ЗОРНИЦА ГАНЕВА

ДА ПРЕОТКРИЕМ СТАТИСТИКАТА

С IBM SPSS Statistics

Elestra

ЗОРНИЦА ГАНЕВА

ДА ПРЕОТКРИЕМ СТАТИСТИКАТА С IBM SPSS STATISTICS

ЗОРНИЦА ГАНЕВА

ДА ПРЕОТКРИЕМ СТАТИСТИКАТА

С IBM SPSS Statistics

Elestra

Зорница Ганева
ДА ПРЕОТКРИЕМ СТАТИСТИКАТА С IBM SPSS STATISTICS
Българска
Първо издание

Zornitza Ganeva
DISCOVERING STATISTICS USING IBM SPSS STATISTICS
Copyright© 2016, Zornitza Ganeva

Печат Елестра ЕООД

ISBN 978-619-7292-01-5

Кратко съдържание

Предговор от академик Мартин Барет		21
Introduction by Martyn Barrett		25
Към читателите		29
Глава 1	Всичко, което трябва да се знае за статистиката (или нещо подобно)	31
Глава 2	Планиране и представяне на научно изследване	75
Глава 3	Статистическият пакет IBM SPSS Statistics като средство за провеждане на статистически анализ	97
Глава 4	Кодиране, въвеждане и проверка на данни	125
Глава 5	Работа с база данни. Изчисляване на скала	145
Глава 6	Графиката като средство за опознаване на данни	163
Глава 7	Дескриптивна статистика. Нормално разпределение. Точкова и интервална оценка	183
Глава 8	Надеждност и валидност на измерването	219
Глава 9	Избор и интерпретация на подходяща статистическа процедура	239
Глава 10	Корелационен анализ	265
Глава 11	Линеен регресионен анализ	295
Глава 12	Факторен анализ	329
Глава 13	Съпоставка на една или две групи с *t*-тест	349
Глава 14	Еднофакторен дисперсионен анализ	369
Глава 15	Двуфакторен дисперсионен анализ	407
Глава 16	Многомерен дисперсионен анализ	421
Глава 17	Ковариационен анализ	433
Глава 18	Непараметрични методи за номинални данни	453
Глава 19	Логлинеен анализ	473
Глава 20	Непараметрични методи за ординални (рангови) данни	487
Глава 21	Бланд-Олтман анализ	513
Глава 22	Логистична регресия	523
Глава 23	Дискриминантен анализ	541
Глава 24	Кластерен анализ	557
Глава 25	Конструиране и анализ на скала за измерване	573
Отговори на упражненията		617
Англо-български речник		631
Българо-английски речник		645
Руско-български речник		659
Българо-руски речник		663
Тълковен речник		667
Литература		685
Показалец		693

BRIEF CONTENTS

Introduction by Martyn Barrett (in Bulgarian)		21
Introduction by Martyn Barrett (in English)		25
To the readers		
Chapter 1	Everything we should know about statistics (or something sort of)	31
Chapter 2	Planning and reporting the study	75
Chapter 3	IBM SPSS Statistics as a tool for statistical analysis	97
Chapter 4	Preparing codebook, matrix of the study and cleaning the data	125
Chapter 5	Database. Calculating the scales	145
Chapter 6	Using graphs to describe and explore the data	163
Chapter 7	Descriptive statistics. The nominal distribution. Point and interval estimates	183
Chapter 8	Checking the reliability and validity of measurement	219
Chapter 9	Choosing and interpretation of the right statistics	239
Chapter 10	Correlation analysis	265
Chapter 11	Regression analysis	295
Chapter 12	Factor analysis	329
Chapter 13	Comparing one or two means using the *t*-test	349
Chapter 14	One-way analysis of variance (ANOVA)	369
Chapter 15	Two-way analysis of variance (ANOVA)	407
Chapter 16	Multivariate analysis of variance (MANOVA)	421
Chapter 17	Analysis of covariance (ANCOVA)	433
Chapter 18	Nonparametric methods for nominal data	453
Chapter 19	Log-linear analysis	473
Chapter 20	Nonparametric methods for ordinal data	487
Chapter 21	Bland- Altman Analysis	513
Chapter 22	Logistic regression	523
Chapter 23	Discriminant Analysis	541
Chapter 24	Cluster Analysis	557
Chapter 25	Scale development and analysis of a scale	573
Answers to Exercises		617
English-Bulgarian dictionary		631
Bulgarian-English dictionary		645
Russian-Bulgarian dictionary		659
Bulgarian-Russian dictionary		663
Glossary		667
References		685
Index		693

Съдържание

Предговор от академик Мартин Барет 21
Introduction by Martyn Barrett 25
Към читателите 29

1 Всичко, което трябва да се знае за статистиката (или нещо подобно) 31

Терминът статистика през вековете 31
Ползи от изучаването на статистика 34
Предмет на статистиката 35
Научно изследване 36
Променливи и константи 37
Теория на измерването 39
Номинална скала 40
Ординална (рангова) скала 41
Интервална скала 41
Пропорционална скала 42
Групиране, съпоставка и избор на скала 42
Формат на отговорите. Ликерт въпроси и скали 44
Надеждност и валидност на измерването 46
Генерална съвкупност и извадка. Точкова и интервална оценка 48
Теория на вероятностите 51
Дескриптивна и дедуктивна статистика 54
Приложение на дескриптивната статистика 55
Приложение на дедуктивната статистика: съпоставителна статистика 56
Приложение на дедуктивната статистика: асоциативна/корелационна статистика 57
Предпоставки за приложение на дедуктивната статистика 57
Параметрична и непараметрична статистика 58
Същност на понятията статистическа хипотеза и сила на теста 59
Същност на термина *p*-стойност 62
Същност на термина големина на ефекта. Разлика между статистическа и фактическа значимост 64
Мета-анализ 64
Предназначение на статистическия пакет IBM SPSS Statistics 66
Базови математически термини 67
Обобщение на основните статистически понятия 69
Упражнения 73

2 ПЛАНИРАНЕ И ПРЕДСТАВЯНЕ НА НАУЧНО ИЗСЛЕДВАНЕ 75

Въведение 75
От къде се започва 76
Избор на тема на изследване 76
Необходимост от формулиране на конкретни изследователски въпроси 77
Стратегии при формулиране на конкретни изследователски въпроси 78
Избор на променливи и на подходящ дизайн за изследване 79
Роля на литературния обзор 80
Оценка на практическата изпълнимост на изследването 81
Изисквания към изследваните лица 81
Необходимо оборудване и материали за изследването 82
Необходими консумативи за изследването 82
Други възможни разходи за изследването 82
Определяна на необходимия статистически анализ и брой на изследваните лица 83
Пилотен проект (тест) на изследването 83
Изготвяне на план-график на изследването 84
Заключителни мисли 84
Разглеждане на възможните резултати от изследването преди неговото провеждане 85
Представяне на научно изследване 85
АПА (*APA*) формат за представяне на научно изследване 85
Заглавие или за какво е тази статия 85
Име на автора или кой го е направил 86
Резюме или успешно ли е изследването 86
Въведение или за какво става дума 87
Метод или какво и по какъв начин е направено 88
Резултати или какво е установено 89
Дискусия или какво означават получените резултати 90
Използвана литература или кой друг е правил нещо подобно 92
Приложения или какво още е желателно да се знае 92
(Неписани) Правила за написване на научна статия 92
Правило 1: Статията да е като криминален роман – интересна, информативна и да спира дъх на читателите 93
Правило 2: Една статия не се пише по принцип, тя винаги е предназначена за конкретни читатели 93
Правило 3: Статията да е написана ясно и четабилно 93
За кого е изследователската дейност или нещо като Заключение 94
Упражнения 95

3 СТАТИСТИЧЕСКИЯТ ПАКЕТ IBM SPSS STATISTICS КАТО СРЕДСТВО ЗА ПРОВЕЖДАНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИ АНАЛИЗ 97

Въведение 97
Малко история 98
Три основни прозореца на IBM SPSS Statistics 99
Редактор на данни (Data Editor) 99
Навигатор на резултати (Viewer) 100
Редактор на програма (Syntax Editor) 101
Превключване между трите основни прозореца за работа в IBM SPSS Statistics 102
Общи черти на трите основни прозореца на IBM SPSS Statistics 102
Лента със заглавия (Title Bar) 104
Лента с инструменти (Menu Bar) 104
Лента с икони (Tool Bar) 104
Лента за състояние (Status Bar) 105

Отличителни характеристики на трите основни прозореца на IBM SPSS Statistics 105
Два изгледа на Редактора на данните (Data Editor) 105
Изглед на данните (Data View) 106
Изглед на променливите (Variable View) 107
Навигатор на резултати (Viewer) 109
Редактор на програма (Syntax Editor) 110
Програмиране в IBM SPSS Statistics 111
Лента с инструменти (Menu Bar) 112
Общи свойства на Лентата с инструменти (Menu Bar) за трите основни прозореца на IBM SPSS Statistics 113
Специфични свойства на Лентата с инструменти (Menu Bar) за всеки от трите основни прозореца на IBM SPSS Statistics 114
Менюта в Лентата с инструменти (Menu Bar) 114
Меню File (Файл) 114
Меню Edit (Редактиране) 115
Меню View (Преглеждане) 115
Меню Data (Данни) 116
Меню Transform (Преобразуване) 117
Меню Analyze (Анализ) 118
Меню Graphs (Графики) 119
Меню Utilities (Обслужващи програми) 119
Меню Add-ons (Допълнителни програми) 120
Меню Window (Прозорец) 121
Меню Help (Справка) 121
Меню Insert (Въведи) 122
Меню Format (Формат) 122
Меню Run (Изпълни) 123
Меню Tools (Средства) 124
Обобщение 124

4 КОДИРАНЕ, ВЪВЕЖДАНЕ И ПРОВЕРКА НА ДАННИ 125

Въведение 125
Правила за кодиране на данни 126
Създаване на кодова книга 129
Създаване на файл с данни: матрица на изследване 131
Дефиниране и поставяне на етикет на променлива във формат на Ликерт 131
Дефиниране и поставяне на етикет на номинална променлива 133
Визуализация на кодовата книга 135
Записване на матрицата на изследването 135
Извикване на матрицата на изследването 136
Въвеждане на данни от изследване 137
Проверка на въведените данни 138
Проверка за грешки при въвеждането 139
Процедура за командата Descriptives (Дескриптивна статистика) 139
Синтаксис на командата 141
Изходни таблици от статистическия анализ 141
Интерпретация на статистическите резултати 141
Намиране и корегиране на грешки при въвеждане 142
Обобщение 144

5 РАБОТА С БАЗА ДАННИ. ИЗЧИСЛЯВАНЕ НА СКАЛА 145

Въведение 145
Видове променливи в IBM SPSS Statistics 146
Създаване на нови променливи 147
Създаване на ревърсна променлива от обратно-фразиран въпрос 147
Процедура за командата Recode into Different Variables (Прекодирай в други променливи) 148
Синтаксис на командата 150
Създаване на ординална от интервална променлива 150
Процедура за командата Recode into Different Variables (Прекодирай в други променливи) 151
Синтаксис на командата 153
Изчисляване на скали 153
Изчисляване на скала: брой 153
Процедура за командата Count Values within Cases (Преброй стойности в наблюденията) 154
Синтаксис на командата 155
Изчисляване на скала: сума 155
Процедура за командата Recode into Different Variables (Прекодирай в други променливи) 156
Синтаксис на командата 158
Процедура за командата Compute Variable (Изчисли променлива) 158
Синтаксис на командата 159
Изчисляване на скала: средноаритметична стойност 159
Процедура за командата Compute Variable (Изчисли променлива) 160
Синтаксис на командата 161
Изчисляване на скала: претеглена средноаритметична стойност 161
Процедура за командата Compute Variable (Изчисли променлива) 161
Синтаксис на командата 161
Обобщение 162

6 ГРАФИКАТА КАТО СРЕДСТВО ЗА ОПОЗНАВАНЕ НА ДАННИ 163

Въведение 163
Листовидна графика 165
Процедура за командата *Explore (Изследвай)* 166
Синтаксис на командата 167
Изходни таблици 167
Интерпретация на резултатите 168
Хистограма 168
Процедура за командата *Histogram (Хистограма)* 168
Синтаксис на командата 170
Изходни таблици 170
Интерпретация на резултатите 170
Стълбовидна графика 170
Стълбовидна графика на независими променливи 170
Процедура за командата Bar (Стълбовидна графика) 170
Синтаксис на командата 171
Изходни таблици 171
Интерпретация на резултатите 171
Стълбовидна графика на зависима и независими променливи 172
Процедура за командата Bar (Стълбовидна графика) 172
Синтаксис на командата 174
Изходни таблици 174
Интерпретация на резултатите 174
Графика на разсейване 174
Процедура за командата *Scatter/Dot (Графика на разсейване)* 174

Синтаксис на командата 175
Изходни таблици 176
Интерпретация на резултатите 176
Графика-кутия 176
Процедура за командата *Boxplot (Графика-кутия)* 177
Синтаксис на командата 178
Изходни таблици 178
Интерпретация на резултатите 178
Линейна графика 179
Процедура за командата *Line (Линейна графика)* 179
Синтаксис на командата 180
Изходни таблици 180
Интерпретация на резултатите 180
Секторна (кръгова) графика 180
Процедура за командата *Pie (Кръгова графика)* 181
Синтаксис на командата 182
Изходни таблици 182
Интерпретация на резултатите 182
Обобщение 182

7 ДЕСКРИПТИВНА СТАТИСТИКА. НОРМАЛНО РАЗПРЕДЕЛЕНИЕ. ТОЧКОВА И ИНТЕРВАЛНА ОЦЕНКА 183

Въведение 183
Мерки на централната тенденция (средни величини) на разпределението 184
Мода 184
Медиана 185
Средноаритметична стойност (средно значение) 186
Съпоставка между мода, медиана и средноаритметична стойност 187
Процедура за командата Frequencies (Честоти) 188
Синтаксис на командата 188
Изходни таблици 188
Интерпретация на резултатите 188
Мерки за разсейване на разпределението 188
Размах (диапазон) на изменение 189
Средно отклонение 189
Дисперсия 190
Стандартно отклонение 190
Графична илюстрация на мерките на централната тенденция (средни величини) и на мерките за разсейването 190
Дескриптивна статистика за качествени данни 191
Честотни таблици за качествени данни 192
Процедура за командата Frequencies (Честоти) 192
Синтаксис на командата 194
Изходни таблици от статистическия анализ 194
Интерпретация на статистическите резултати 194
Диаграма на Парето (Pareto) 195
Процедура за командата Pareto Charts (Диаграми на Парето) 195
Синтаксис на командата 196
Изходни таблици 196
Кръстосани таблици за качествени данни 197
Процедура за командата Crosstabs (Кростабулация) 197
Синтаксис на командата 198
Изходни таблици от статистическия анализ 198
Интерпретация на статистическите резултати 199
Дескриптивна статистика за количествени данни 199
Процедура за командата Descriptives (Дескриптивни статистики) 199

Синтаксис на командата 201
Изходни таблици от статистическия анализ 201
Интерпретация на статистическите резултати 201
Стандартизирани или нормирани стойности 201
Нормално разпределение 202
Семейство от нормални разпределения 202
Стандартизирано нормално разпределение 204
Свойства на нормалното разпределение 205
Проверка за нормално разпределение 205
Процедура за командата Explore (Изследвай) 207
Синтаксис на командата 209
Изходни таблици от статистическия анализ 209
Интерпретация на статистическите резултати 212
Интервална оценка 213
Обобщение 216
Упражнения 217

8 НАДЕЖДНОСТ И ВАЛИДНОСТ НА ИЗМЕРВАНЕТО 219

Въведение 219
Устойчивост на резултатите чрез повторно измерване 221
Процедура за командата *Bivariate (Двумерна корелация)* 222
Изходни таблици от статистическия анализ 223
Интерпретация на статистическите резултати 223
Оценка на надеждността чрез алтернативно измерване 223
Процедура за командата *Bivariate (Двумерна корелация)* 224
Изходни таблици от статистическия анализ 225
Интерпретация на статистическите резултати 225
Оценка на надеждността чрез разделяне на скалата на две половини 226
Процедура за командата *Reliability Analysis (Анализ на надеждността)* 227
Изходни таблици от статистическия анализ 228
Интерпретация на статистическите резултати 228
Проверка на надеждността на измерването с алфа на Кронбах (Cronbch's alpha) 228
Процедура за командата *Reliability Analysis (Анализ на надеждността)* 229
Синтаксис на командата 230
Изходни таблици от статистическия анализ 230
Интерпретация на статистическите резултати 232
Представяне на статистическите резултати 233
Валидност на измерването 233
Вътрешна валидност 234
Външна валидност 235
Конструктивна валидност 235
Статистическа валидност 235
Обобщение 237
Упражнения 238

9 ИЗБОР И ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА ПОДХОДЯЩА СТАТИСТИЧЕСКА ПРОЦЕДУРА 239

Въведение 239
Статистическият анализ и статистическите пакети 240
Основни фактори при определяне на статистическата процедура 241
Избор на дескриптивна статистика 245

Избор на съпоставителен статистически тест 247
Избор на корелационен статистически тест 250
Избор на статистически тест според зависимите и независимите променливи 252
Избор на параметричен или непараметричен статистически тест 254
Методи за работа с липсващи стойности в матрицата на изследването 256
Интерпретация на резултатите от статистическия тест 257
Статистическа значимост 257
Големина на ефекта 258
Интерпретация на големината на ефекта 258
Сила на статистическия тест. Избор на размера на извадката 259
Фактическата значимост в съпоставка със статистическата значимост 260
За кого е статистическият анализ или нещо като Заключение 261
Упражнения 262

10 КОРЕЛАЦИОНЕН АНАЛИЗ 265

Въведение 265
Корелационен коефициент на Пирсън (Pearson) за две интервални или пропорционални променливи 270
Фактори, които влияят на размера на корелационния коефициент на Пирсън 270
Интерпретация на корелационния коефициент на Пирсън 272
Скала за r 273
Интерпретация на r в термините на дисперсията 273
Предпоставки за корелационен анализ 274
Проверка на предпоставката за линейна зависимост между променливите с графика на разсейване 275
Процедура за командата Scatter/Dot (Графика на разсейване) 275
Синтаксис на командата 276
Изходни таблици 276
Интерпретация на резултатите 278
Статистически хипотези за корелационен анализ 279
Статистическа значимост на коефициента на корелация 280
Големина на ефекта 280
Процедура за провеждане на корелационен анализ: команда *Bivariate (Двумерна корелация)* 280
Синтаксис на командата 282
Изходни таблици от статистическия анализ 282
Интерпретация на статистическите резултати 282
Представяне на статистическите резултати 283
Корелационна матрица на Пирсън (Pearson) за три или повече интервални или пропорционални променливи 284
Предпоставки за корелационен анализ 284
Процедура за команда *Bivariate (Двумерна корелация)* 284
Синтаксис на командата 286
Изходни таблици от статистическия анализ 286
Интерпретация на статистическите резултати 286
Представяне на статистическите резултати 287
Рангова корелация на Спирмън *ро* (Spearman's *rho*) 289
Предпоставки за корелационен анализ 289
Статистически хипотези за корелационен анализ 289
Процедура за командата *Bivariate (Двумерна корелация)* 289
Синтаксис на командата 291
Изходни таблици от статистическия анализ 291
Интерпретация на статистическите резултати 291
Представяне на статистическите резултати 292
Обобщение 292
Упражнения 293

11 ЛИНЕЕН РЕГРЕСИОНЕН АНАЛИЗ 295

Въведение 295
Връзка между корелация, причинно-следствена връзка и точност на прогнозата 296
Две стъпки при изчисляване на прогнозата 297
Стъпка 1: намиране на регресионното уравнение по метода на най-малките квадрати 297
Стъпка 2: изчисляване на прогнозната стойност на зависимата променлива 301
Класификация на регресионните модели 301
Кои независими променливи да се включват в регресионното уравнение? 302
Предпоставки за линеен регресионен анализ 303
Пример за проверка на предпоставките 304
Единичен линеен регресионен анализ 305
Статистически хипотези 306
Големина на ефекта 306
Процедура за команда *Linear (Линейна регресия)* 306
Синтаксис на командата 310
Изходни таблици от статистическия анализ 311
Интерпретация на статистическите резултати 312
Представяне на статистическите резултати 314
Множествен линеен регресионен анализ 315
Статистически хипотези 316
Големина на ефекта 316
Процедура за команда *Linear (Линейна регресия)* 316
Синтаксис на командата 321
Изходни таблици от статистическия анализ 321
Интерпретация на статистическите резултати 324
Представяне на статистическите резултати 327
Обобщение 327
Упражнения 328

12 ФАКТОРЕН АНАЛИЗ 329

Въведение 329
Предпоставки за факторен анализ 331
Факторен анализ на скала с подскали 333
Процедура за команда *Factor (Факторен анализ)* 333
Синтаксис на командата 335
Изходни таблици от статистическия анализ 335
Интерпретация на статистическите резултати 337
Представяне на статистическите резултати 339
Факторен анализ на скала без подскали 340
Процедура за команда *Factor (Факторен анализ)* 341
Синтаксис на командата 343
Изходни таблици от статистическия анализ 344
Интерпретация на статистическите резултати 345
Представяне на статистическите резултати 346
Обобщение 347
Упражнения 348

13 СЪПОСТАВКА НА ЕДНА ИЛИ ДВЕ ГРУПИ С *T*-ТЕСТ 349

Въведение 349
***T*-тест за една извадка** 350
Предпоставки за *t*-тест за една извадка 350
Статистически хипотези за *t*-тест за една извадка 351
Големина на ефекта 351
Процедура за команда *One-Samples T Test (t-тест за една извадка)* 351
Синтаксис на командата 353
Изходни таблици от статистическия анализ 353
Интерпретация на статистическите резултати 354
Представяне на статистическите резултати 355
***T*-тест за независими извадки** 355
Предпоставки за *t*-тест за независими извадки 355
Статистически хипотези за *t*-тест за независими извадки 356
Големина на ефекта 356
Процедура за команда *Independent-Samples T Test (t-тест за независими извадки)* 357
Синтаксис на командата 358
Изходни таблици от статистическия анализ 358
Интерпретация на статистическите резултати 359
Представяне на статистическите резултати 360
***T*-тест за свързани (корелирани) извадки** 361
Предпоставки за *t*-тест за свързани (корелирани) извадки 362
Статистически хипотези за *t*-тест за свързани (корелирани) извадки 362
Големина на ефекта 362
Процедура за команда *Paired-Samples T Test (t-тест за свързани извадки)* 363
Синтаксис на командата 364
Изходни таблици от статистическия анализ 364
Интерпретация на статистическите резултати 364
Представяне на статистическите резултати 365
Обобщение 366
Упражнения 366

14 ЕДНОФАКТОРЕН ДИСПЕРСИОНЕН АНАЛИЗ 369

Въведение 369
Корекцията на Бонферони (Bonferroni) 371
Предпоставки за еднофакторен дисперсионен анализ 371
Статистически хипотези за еднофакторен дисперсионен анализ 372
Големина на ефекта 372
Еднофакторен дисперсионен анализ за съпоставка на две независими групи (извадки) 373
Процедура за команда *One-Way ANOVA (Еднофакторен дисперсионен анализ)* 373
Синтаксис на командата 375
Изходни таблици от статистическия анализ 375
Интерпретация на статистическите резултати 375
Представяне на статистическите резултати 377
Еднофакторен дисперсионен анализ за съпоставка на три и повече независими групи (извадки) 378
Процедура за команда *One-Way ANOVA (Еднофакторен дисперсионен анализ)* 379
Синтаксис на командата 381
Изходни таблици от статистическия анализ 381
Интерпретация на статистическите резултати 384

Представяне на статистическите резултати 386
Еднофакторен дисперсионен анализ за свързани (корелирани) извадки 390
Процедура за команда *GLM (Общ линеен модел)* 390
Синтаксис на командата 393
Изходни таблици от статистическия анализ 393
Интерпретация на статистическите резултати 395
Представяне на статистическите резултати 398
Обобщение 400
Упражнения 402

15 ДВУФАКТОРЕН ДИСПЕРСИОНЕН АНАЛИЗ 407

Въведение 407
Предпоставки за двуфакторен дисперсионен анализ 411
Статистически хипотези за двуфакторен дисперсионен анализ 412
Големина на ефекта 412
Процедура за командата *Univariate (Едномерен анализ)* 413
Синтаксис на командата 415
Изходни таблици от статистическия анализ 415
Интерпретация на статистическите резултати 417
Представяне на статистическите резултати 418
Обобщение 419
Упражнения 419

16 МНОГОМЕРЕН ДИСПЕРСИОНЕН АНАЛИЗ 421

Въведение 421
Предпоставки за многомерен дисперсионен анализ 422
Статистически хипотези за многомерен дисперсионен анализ 423
Големина на ефекта 423
Процедура за командата *Bivariate (Многомерен анализ)* 423
Корелационен анализ между факторите 424
Синтаксис на командата за корелационен анализ 424
Изходни таблици от статистическия анализ 425
Синтаксис на командата 427
Изходни таблици от статистическия анализ 427
Интерпретация на статистическите резултати 429
Представяне на статистическите резултати 431
Обобщение 432
Упражнения 432

17 КОВАРИАЦИОНЕН АНАЛИЗ 433

Въведение 433
Предпоставки за ковариационен анализ 434
Статистически хипотези за ковариационен анализ 435
Големина на ефекта 435
Ковариационен анализ за две групи 435
Процедура за провеждане на ковариационен анализ 435
Синтаксис на командата 438

Изходни таблици от статистическия анализ 439
Интерпретация на статистическите резултати 440
Представяне на статистическите резултати 441
Ковариационен анализ за три и повече групи 442
Процедура за провеждане на ковариационен анализ 442
Синтаксис на командата 446
Изходни таблици от статистическия анализ 446
Интерпретация на статистическите резултати 448
Представяне на статистическите резултати 450
Обобщение 451
Упражнения 451

18 НЕПАРАМЕТРИЧНИ МЕТОДИ ЗА НОМИНАЛНИ ДАННИ 453

Въведение 453
Анализ на една променлива: хи-квадрат χ^2 тест за съгласуваност 454
Предпоставки за хи-квадрат тест за съгласуваност 455
Статистически хипотези за хи-квадрат тест за съгласуваност 455
Големина на ефекта 455
Процедура за команда *Chi-Square (Хи-квадрат)* 455
Синтаксис на командата 457
Изходни таблици от статистическия анализ 457
Интерпретация на статистическите резултати 457
Представяне на статистическите резултати 457
Анализ на две променливи: хи-квадрат χ^2 тест за независимост. Фи (Phi) на Пирсън. *V* на Крамер (Cramer's *V*) 458
Съвети и предупреждения при работа с кръстосани таблици 458
Предпоставки за използване на хи-квадрат χ^2 теста за независимост, *фи* (Phi) и *V* на Крамер 459
Статистически хипотези 459
Големина на ефекта 460
Процедура за команда *Crosstabs (Кростабулация)* 460
Синтаксис на командата 461
Изходни таблици от статистическия анализ 462
Интерпретация на статистическите резултати 463
Представяне на статистическите резултати 465
Коефициент за съгласуваност или за надеждност на номинални данни: Капа на Коен (Cohen's Kappa) 465
Предпоставки за теста за съгласуваност Капа на Коен (Cohen's Kappa) 466
Статистически хипотези 466
Големина на ефекта 466
Процедура за команда *Crosstabs (Кростабулация)* 466
Синтаксис на командата 467
Изходни таблици от статистическия анализ 468
Интерпретация на статистическите резултати 468
Представяне на статистическите резултати 469
Обобщение 469
Упражнения 469

19 ЛОГЛИНЕЕН АНАЛИЗ 473

Въведение 473
Предпоставки за логлинейния анализ 476

Процедура за команда *Loglinear (Логлинеен)* 476
Синтаксис на командата 479
Изходни таблици от статистическия анализ 479
Интерпретация на статистическите резултати 481
Представяне на статистическите резултати 483
Обобщение 485
Упражнения 485

20 НЕПАРАМЕТРИЧНИ МЕТОДИ ЗА ОРДИНАЛНИ (РАНГОВИ) ДАННИ 487

Въведение 487
Тест на Ман-Уитни (Mann-Whitney) за съпоставка на две независими извадки 489
Предпоставки за теста на Ман-Уитни 489
Статистически хипотези за теста на Ман-Уитни 489
Големина на ефекта 489
Процедура за команда *2 Independent Samples (Две независими извадки)* 490
Синтаксис на командата 492
Изходни таблици от статистическия анализ 492
Интерпретация на статистическите резултати 492
Представяне на статистическите резултати 493
Тест на Крушкел-Уолис (Kruskal-Wallis) за съпоставка на три и повече независими извадки 494
Предпоставки за теста на Крушкел-Уолис 494
Статистически хипотези за теста на Крушкел-Уолис 495
Големина на ефекта 495
Процедура за команда *K Independent Samples (K независими извадки)* 495
Синтаксис на командата 497
Изходни таблици от статистическия анализ 497
Интерпретация на статистическите резултати 497
Представяне на статистическите резултати 499
Тест на Уилкоксън (Wicoxon) за съпоставка на две корелирани (свързани) извадки (групи) 500
Предпоставки за теста на Уилкоксън 500
Статистически хипотези за теста на Уилкоксън 500
Големина на ефекта 501
Процедура за команда *2 Related Samples (2 корелирани извадки)* 501
Синтаксис на командата 502
Изходни таблици от статистическия анализ 502
Интерпретация на статистическите резултати 502
Представяне на статистическите резултати 503
Тест на Фридман (Friedman) за съпоставка на три и повече корелирани извадки 503
Предпоставки за теста на Фридман 504
Статистически хипотези за теста на Фридман 504
Големина на ефекта 504
Процедура за команда *K Related Samples (K корелирани извадки)* 504
Синтаксис на командата 505
Изходни таблици от статистическия анализ 505
Интерпретация на статистическите резултати 506
Представяне на статистическите резултати 507
Обобщение 508
Упражнения 510

21 Бланд-Олтмант анализ 513

Въведение 513
Предпоставки за Бланд-Олтман анализ 514
Процедура за Бланд-Олтман анализ 514
Процедура за графиката на идентичността 514
Процедура за графиката на Бланд-Олтман 517
Синтаксис на командата 521
Изходни таблици от анализа 521
Интерпретация на резултатите 521
Представяне на резултатите 522
Обобщение 522
Упражнения 522

22 Логистична регресия 523

Въведение 523
Предпоставки за логистична регресия 526
Статистически хипотези за логистичната регресия 527
Процедура за команда *Binary Logistic* (*Бинарна Логистична*) 527
Синтаксис на командата 530
Изходни таблици от статистическия анализ 530
Интерпретация на статистическите резултати 533
Представяне на статистическите резултати 539
Обобщение 539
Упражнения 540

23 Дискриминантен анализ 541

Въведение 541
Предпоставки за дискриминантен анализ 544
Статистически хипотези за дискриминантен анализ 544
Процедура за команда *Discriminant* (Дискриминантен анализ) 545
Синтаксис на командата 548
Изходни таблици от статистическия анализ 548
Интерпретация на статистическите резултати 550
Представяне на статистическите резултати 554
Обобщение 555
Упражнения 555

24 Кластерен анализ 557

Въведение 557
Процедура за команда *Cluster* (Иерархична кластеризация) 563
Стъпка 1: определяне на броя на кластерите 563
Синтаксис на командата 565
Изходни таблици от кластерния анализ 565
Интерпретация на получените резултати 566

Стъпка 2: кластеризация на наблюденията 568
Синтаксис на командата 568
Изходни таблици от статистическия анализ 569
Анализ на променливите, които формират кластери 569
Представяне на резултатите 571
Обобщение 572
Упражнения 572

25 КОНСТРУИРАНЕ И АНАЛИЗ НА СКАЛА ЗА ИЗМЕРВАНЕ 573

Въведение 573
Конструиране на скала за измерване – основни стъпки 576
Стъпка 1: определяне какво ще се измерва 576
Стъпка 2: съставяне на изходен набор от въпроси 577
Стъпка 3: конструиране на въпросник 580
Стъпка 4: размер на извадката 581
Стъпка 5: оценка на въпросите чрез пътеков анализ 581
Стъпка 6: оценка на въпросите чрез корелационен анализ 583
Стъпка 7: оценка на въпросите чрез теория за трудността на въпроса 584
Стъпка 8: оценка на въпросите чрез изследователски факторен анализ 585
Стъпка 9: надеждност на скалата за измерване 588
Стъпка 10: валидност на скалата за измерване 590
Стъпка 11: оптимизиране на броят на въпросите от скалата 591
Основни етапи на анализа на скала за измерване 595
Етап 1: Формулиране на изследователски въпроси и изследователски хипотези 595
Етап 2: Конструиране на въпросник за анализ на скала – разработване на дизайн на изследване 596
Етап 3: Изчисляване на надеждността на скалата за измерване 597
Етап 4: Проверка на валидността на скалата за измерване – потвърждаващ факторен анализ 598
Етап 5: Анализ на скалата за измерване 600
Етап 6: Представяне на резултати от анализ на скалата 602
Мета-анализ 610
Мета-анализ срещу метода на „гласуване” 611
Етапи на провеждане на мета-анализа 613
Преимущества и ограничения на мета-анализа 615
Обобщение 615

Отговори на упражненията 617
Англо-български речник 631
Българо-английски речник 645
Руско-български речник 659
Българо-руски речник 663
Тълковен речник 667
Литература 685
Показалец 693

Предговор от академик Мартин Барет*

Психологията е измамна учебна дисциплина. Измамността ѝ произтича частично от факта, че всеки е един вид психолог. Наистина, за да можем да навигираме в социалния свят във всекидневния ни живот, жизнено важно е да имаме известно разбиране за това как мислят, чувстват и се държат другите човешки същества, разбиране, което ни позволява да правим предвиждания за това как ще се държат другите в конкретни ситуации. Това разбиране ни позволява да предугаждаме действията им и ни дава възможност да адаптираме съответно собственото си поведение. Разбира се, всекидневното разбиране на някои хора за човешкото поведение е много по-добро от това на други и тези хора могат да преодоляват и управляват социалните ситуации изключително добре, докато разбирането на други хора е изключително лошо, карайки ги да правят чести социални грешки. Тези психологически теории, които използваме ежедневно, обикновено са по-скоро интуитивни и имплицитни, отколкото съзнателни и експлицитни.

В допълнение към тези имплицитни теории много хора са един вид психолози, тъй като си имат свои собствени експлицитни теории за човешките същества и човешкото поведение. Тези теории са много и разнообразни и често се повдигат в съответни разговори (напр. „хората стават по-раздразнителни и по-трудно се общува с тях, когато остаряват“, „децата трябва да бъдат строго дисциплинирани, за да знаят как да се държат“, „за психическото здраве на хората е важно да имат добър баланс работа-живот“, „отношенията, изпълнени с любов, правят хората щастливи“, „богатите хора са егоистични и нещедри към тези, които са по-малко късметлии от тях“ и т. н.). Тези теории се извеждат от различни източници, включително личен опит от първа ръка, други хора, чиито възгледи се уважават или адмирират, статии в списания/вестници, книги, телевизионни предавания, интернет и т. н. Понякога те дори се извеждат от обичайни поговорки и сентенции (напр. в английски има многобройни изрази, които правят твърдения за човешкото поведение – „краставите магарета през девет баира се подушват“, „повторението е майка на знанието“, „никой не е пророк в собствената си страна“, „раздялата засилва любовта“ и т. н.). Тези непрофесионални психологически

* Мартин Барет (Martyn Barrett) е професор по психология в Университета в Съри (University of Surrey). Той е член на Британското психологическо дружество, редактор на Британското списание по психология на развитието, академичен директор на Центъра за изследване на национализма, етническата принадлежност и мултикултурализма (CRONEM) при Университета в Съри и академик по обществени науки.

теории, които много хора приемат и поддържат, са експлицитни в смисъл, че те са формулирани в езика и често се твърди, че те се потвърждават от доказателства от всекидневния живот.

Професионалните психолози също така формулират психологически теории. Обаче научните теории, които те изграждат, се различават в няколко важни отношения и от имплицитните теории, които ръководят социалното ни поведение във всекидневния живот, и от експлицитните теории, които непрофесионалистите приемат. Тези различия не винаги се оценяват от тези, които не са изучавали учебната дисциплина психология – оттук и измамността на психологията като дисциплина. По тази причина някои хора, които нямат обучение по психология, считат, че те самите са отлични психолози, защото имат свои собствени теории за това защо хората вършат нещата, които вършат, които са също толкова добри, ако не и по-добри от твърде сложните теории, които се формулират от професионалните психолози. Обаче теориите за човешкото поведение, които си имат непрофесионалистите, обикновено са слаби в няколко отношения в сравнение с тези, които са формулирани от обучени психолози. Има пет основни различия, които може да се отбележат.

Първо, и имплицитните, и непрофесионалните психологически теории не винаги са вътрешно последователни, като според случая се правят различни предвиждания или различни твърдения. Противно на това научните теории се изграждат систематично и се проверяват за вътрешната си последователност, така че предвижданията, които правят за човешкото поведение при различни обстоятелства и ситуации, са логически последователни.

Второ, и имплицитните, и непрофесионалните психологически теории обикновено не се подлагат на строго емпирично тестване. Тези теории понякога се тестват, но това тестване обикновено е селективно в диапазона на разглежданите доказателства, като доказателствата, които съответстват на теорията, се използват в нейна поддръжка, а доказателствата, които не съответстват на теорията, се игнорират. Противно на това психолозите са решаващо загрижени да тестват теориите си за целия диапазон на възможни доказателства.

Трето, добрата научна практика включва не само тестване на теориите за възможно най-широк диапазон от доказателства; тя също така отчита алтернативни възможни обяснения на изучаваните явления и изследва тези алтернативни обяснения във връзка с проверяваната теория. С други думи, доброто психологическо изследване взема предвид дали биха могли да действат и алтернативни възможни причини за целевото поведение или вместо теоретизираната причина. Това обикновено се постига чрез събиране на доказателства, като се използват методи, при които потенциалните ефекти от тези други възможни причини за поведението или се контролират систематично, или се елиминират, или се измерват, така че да може да се изключи влиянието им при анализа на данните. За сравнение, тестването на имплицитните и непрофесионалните психологически теории рядко включва систематичния контрол или оценка на алтернативни възможни обяснения на целевото поведение.

Четвърто, и имплицитните, и непрофесионалните психологически теории често наблягат ненужно на съвместната поява на две явления и след това интерпретират връзката между явленията като доказателство за причинно-следствена връзка. Обаче явленията може да възникнат едновременно по множество различни причини, включително чиста случайност. Освен това, дори когато съвместната поява се дължи на причинно влияние, действащо между двете явления, тази причинност може да действа едновременно и в двете посоки. Добрите научни обяснения на причинните фактори, които лежат в основата на човешкото поведение, отчитат тази сложност по отношение на

причинността по начин, по който имплицитните и непрофесионалните теории рядко правят това.

Пето, имплицитните и непрофесионалните теории понякога съдържат емпирично нетестваеми съждения, тъй като те се базират на теоретични конструкти, които не са оценими, дори по принцип. Например твърдението, че някой се е държал по начина, по който се е държал, тъй като Господ е пожелал това, не е емпирично тестваемо. Нито твърдението, че едно лице върши нещата, които върши, понеже е вътрешно зло. Това не са емпирично тестваеми съждения, въпреки че и двете може да формират част от нечия имплицитна теория или експлицитна непрофесионална теория.

С други думи, за разлика от имплицитните и непрофесионалните теории научните психологически теории са: (i) вътрешно последователни; (ii) тествани за възможно най-широк диапазон от доказателства, (iii) тествани, като се използват методи, които вземат предвид алтернативни възможни обяснения, (iv) изключително внимателни за начина, по който интерпретират причинността, и (v) не съдържат емпирично нетестваеми твърдения.

С други думи, строгото емпирично тестване и оценката на теориите са в центъра на учебната дисциплина психология. Има множество различни начини за събиране на доказателства за целта на тестването на теориите Например психолозите използват лабораторни експерименти, полеви експерименти, квазиекспериментални полеви изследвания и проучвания, за да събират доказателства. И има многобройни техники за събиране на данни, които също така са на разположение на психолозите – те включват ненатрапчиви наблюдения, включени наблюдения, интервюта, въпросници, фокус групи, собствени дневници, собствени разкази, записи на двигателни реакции, записи на езикови реакции, записи на психофизични или психофизиологични реакции и т. н.

Една от причините за този широк набор от методи за събиране на данни е, че всеки отделен метод неизменно има свои собствени отличителни предимства и недостатъци, а психолозите са продуктивни при разработването на нови методи за преодоляване на недостатъците на съществуващите методи. При избора на конкретен метод, който да се използва, винаги трябва да се съзнава, че няма такова нещо като идеален изследователски метод. Дори двойно слепият рандомизиран контролен опит, който често се счита за „златния стандартен“ изследователски метод, който да се използва, може да има недостатъци (например може да не е възможно за експериментатора да манипулира ключовата променлива от интерес, може да е неетично да се използва този метод или методът може да има ограничена екологична валидност). Поради слабостите, които се свързват с всеки отделен метод, може да се аргументира, че най-добрата изследователска стратегия за тестване на психологически теории е не да се разчита на който и да е единичен метод, а да се използва набор от различни методи – да се използва това, което понякога се нарича мултиметоден подход.

Доказателствата, които се генерират от различните методи, варират според метода. Едно основно разграничение, което се прави често, е това между качествените и количествените данни. Качествените данни са данни, които не са представени в количествен числов формат. Например данните от наблюдения, които се състоят от словесни описания на явленията, които са били наблюдавани, дословните записи на това, което са казали респондентите при интервютата, и разказвателните самоотчети всички са добри примери за качествени данни, които може да се събират. Психолозите са разработили редица оригинални методи за анализ на такива данни (включително тематичен анализ, дискурсивен анализ, интерпретативен феноменологичен анализ и анализ на обоснована теория).

Количествените данни, противно на това, са представени в количествен числов формат. Поради това те може да бъдат подложени на статистически анализ. Такъв анализ позволява данните да бъдат обобщени и описани просто, удобно и ефективно, а също така позволява да бъдат направени известни изводи от данните (например за това дали две явления, които често възникват едновременно, наистина са взаимосвързани на ниво, което е по-голямо от случайността). Също така, психолозите (и статистиците) са разработили редица оригинални техники за анализ на количествени данни (включително сравнително прости двумерни дедуктивни тестове, по-сложни многомерни тестове и моделиране на структурни уравнения).

Важно е да се признае, че разграничението между качествените и количествените методи в психологията не е строго определено. Повечето качествени данни може да бъдат подложени на някакъв количествен анализ на съдържанието (например чрез преброяване колко пъти възниква конкретна тема, чрез числено кодиране на сложността на контекстите, в които възникват явленията, и т. н.). След като веднъж количествените данни бъдат кодирани числено, те често може да бъдат подложени на количествен статистически анализ, за да се позволи да бъдат направени по-нататъшни изводи (приемайки, че има достатъчно данни за тази цел – количествените анализи типично изискват много по-големи обеми от данни, които да бъдат събрани, отколкото качествените анализи).

Докато дебатите между качествените и количествените психолози често са поляризирани, реалността е, че качествените и количествените методи имат различни цели при изследването (например качествените методи са изключително полезни за получаване на подробна информация за субективните намерения и интерпретации на хората, докато количествените данни са изключително полезни за правене на обобщения за човешките популации на базата на данни, събрани от извадка). Никой вид данни не е „по-добър“ от другия; по-скоро всеки е по-подходящ за постигане на определени конкретни цели. Изборът на конкретния метод, който да се използва при изследването, трябва винаги да се диктува от ясна концептуализация на целта на това изследване.

Настоящата книга съдържа огромно количество изключително ценна информация и насоки за широк диапазон от количествени статистически процедури, които се използват от изследващите психолози за тестване на техните теории. Тези процедури не изчерпват целия диапазон от процедури, които са на разположение на психолозите – те представляват само част от целия набор от инструменти, който използват психолозите. Но процедурите, които са включени в тази книга, наистина формират сърцевината на този набор от инструменти и всички професионални изследващи психолози трябва да знаят как да използват тези инструменти. Като дава сравнително прости обобщения на тези инструменти и достъпни и разбираеми насоки за това как да се използват, Зорница Ганева е направила достойна за уважение услуга на обещаващите психолози. Тази книга е безценен ресурс за всеки, който иска да научи как да анализира доказателства с цел тестване на психологически теории строго и професионално.

Мартин Барет
Почетен професор по психология, Университет на Съри, ОК
Член на Академията по обществени науки
Ноември 2015 г.

INTRODUCTION BY MARTYN BARETT

Psychology is a deceptive academic discipline. Its deceptiveness stems partly from the fact that everyone is a psychologist of sorts. Indeed, in order to be able to navigate the social world in our everyday lives, it is vital that we have some kind of understanding about how other human beings think, feel and behave, an understanding which enables us to generate predictions about how others will behave in particular situations. This understanding allows us to anticipate their actions, and enables us to adapt our own behaviour accordingly. Of course, some people's everyday understanding of human behaviour is much better than others, and these individuals are able to negotiate and manage social situations extremely well, while other people's understanding is extremely poor, leading them to commit frequent social blunders. These psychological theories which we use on a day-to-day basis are usually intuitive and implicit, rather than conscious and explicit.

In addition to these implicit theories, many people are also psychologists of a kind because they hold their own explicit theories about human beings and human behaviour. These theories are many and varied and are often brought up in relevant conversations (e.g. "people get more irritable and awkward to deal with as they get older", "children need to be harshly disciplined so that they know how to behave", "it is important for people's mental health to have a good work-life balance", "loving relationships make people happy", "rich people are self-centred and ungenerous towards those who are less fortunate than themselves", etc.). These theories are derived from various sources, including personal first-hand experience, other people whose views are respected or admired, magazine/newspaper articles, books, TV programmes, the internet, etc. Sometimes they are even derived from common proverbs and maxims (e.g., in the English language, there are numerous expressions that make claims about human behaviour – "birds of a feather flock together", "practice makes perfect", "familiarity breeds contempt", "absence makes the heart grow fonder", etc.). These lay psychological theories, which many people adopt and espouse, are explicit in the sense that they are articulated in language, and they are often claimed to be supported by evidence from everyday life.

Professional psychologists also formulate psychological theories. However, the scientific theories which they construct differ in a number of important respects from both the implicit theories that guide our social behaviour in everyday life and the explicit theories that lay people adopt. These differences are not always appreciated by those who have not studied the academic discipline of psychology – hence the deceptiveness of psychology as a discipline. For this reason, some people who do not have any training in psychology believe that they themselves are excellent

psychologists because they have their own theories of why people do the things that they do which are every bit as good as, if not better than, the over-complicated theories that are formulated by professional psychologists. However, the theories about human behaviour that are held by lay people are usually weak in several respects by comparison to those that are formulated by trained psychologists. There are five main differences that can be noted.

First, both implicit and lay psychological theories are not always internally consistent, with different predictions or different claims being made from one occasion to another. By contrast, scientific theories are constructed systematically and are scrutinised for their internal consistency, so that the predictions which they make about human behaviour in different circumstances and situations are coherent.

Second, both implicit and lay psychological theories are not normally subjected to any rigorous empirical testing. These theories are sometimes tested, but this testing is usually selective in the range of evidence considered, with the evidence that is consistent with the theory being used in its support and evidence that is inconsistent with the theory being ignored. By contrast, psychologists are crucially concerned to test their theories against the full range of possible evidence.

Third, good scientific practice involves not only testing theories against as wide a range of evidence as possible; it also takes into account alternative possible explanations of the phenomena under study, and examines these alternative explanations in relationship to the theory which is under scrutiny. In other words, good psychological research considers whether alternative possible causes of the target behaviour might be operating as well as, or instead of, the theorised cause. This is usually achieved by collecting evidence using methods in which the potential effects of these other possible causes of the behaviour are either systematically controlled or eliminated, or are measured so that their impact can be factored out in the analysis of the data. By comparison, the testing of implicit and lay psychological theories rarely involves the systematic control or assessment of alternative possible explanations of the target behaviour.

Fourth, both implicit and lay psychological theories often place undue emphasis on the co-occurrence of two phenomena and then interpret the association between the phenomena as evidence of a causal relationship. However, phenomena may co-occur for a variety of different reasons, including pure chance. Furthermore, even when that co-occurrence is due to a causal influence operating between the two phenomena, that causality may operate either in one direction or in the opposite direction or may be operating in both directions simultaneously. Good scientific explanations of the causal factors underlying human behaviour take this complexity concerning causality into account, in a manner that implicit and lay theories rarely do.

Fifth, implicit and lay theories sometimes contain empirically untestable propositions because they are based on theoretical constructs which are not assessable, even in principle. For example, the claim that someone has behaved in the way that they have because God has willed it is not empirically testable. Nor is the claim that a person does the things that they do because they are inherently evil. These are not empirically testable propositions, even though both may form a part of someone's implicit theory or explicit lay theory.

In other words, unlike implicit and lay theories, scientific psychological theories are: (i) internally consistent; (ii) tested against as wide a range of evidence as possible; (iii) tested using methods which consider alternative possible explanations; (iv) extremely careful in the way in which they interpret causality; and (v) do not contain empirically untestable assertions.

In other words, the rigorous empirical testing and evaluation of theories lies at the heart of the academic discipline of psychology. There are many different ways to collect evidence for the purpose of testing theories. For example, psychologists use laboratory experiments, field experiments, quasi-experimental field studies and surveys to collect evidence. And there are numerous data-gathering techniques that are available to psychologists as well – they include unobtrusive observations, participant observations, interviews, questionnaires, focus groups, self-report diaries, self-report narratives, recordings of motor responses, recordings of linguistic responses, recordings of psychophysical or psychophysiological responses, etc.

One of the reasons for this wide array of data-collection methods is that each individual method invariably has its own distinct advantages and disadvantages, and psychologists have been prolific in devising new methods to overcome the disadvantages of existing methods. When choosing a particular method to use, it is always important to be aware that there is no such thing as a perfect research method. Even the double-blind randomised controlled trial, which is often held to be the 'gold-standard' research method to use, can have drawbacks (e.g., it may not be possible for an experimenter to manipulate the key variable of interest, it may be unethical to use this method, or the method may have limited ecological validity). Because of the weaknesses which are associated with each individual method, it can be argued that the best research strategy for testing psychological theories is not to rely on any single method but to use a battery of different methods – to use what is sometimes called a multi-method approach.

The evidence which is yielded by the different methods varies from method to method. One broad distinction which is often made is that between qualitative and quantitative data. Qualitative data are data that are not represented in a quantitative numerical format. For example, observational data that consist of verbal descriptions of the phenomena that have been observed, verbatim transcriptions of what respondents have said in interviews, and narrative self-reports, are all good examples of qualitative data which may be collected. Psychologists have developed a range of ingenious techniques for analysing such data (including thematic analysis, discourse analysis, interpretative phenomenological analysis and grounded theory analysis).

Quantitative data, by contrast, are represented in a quantitative numerical format. Because of this, they can be subjected to statistical analysis. Such analysis enables the data to be summarised and described simply, conveniently and effectively, and also enables certain conclusions to be drawn from the data (for example, about whether two phenomena which often co-occur are indeed related to one another at a level which is greater than chance). Again, psychologists (and statisticians) have developed a range of ingenious techniques for analysing quantitative data (including relatively simple bivariate inferential tests, more complex multivariate tests, and structural equation modelling).

It is important to recognise that the distinction between qualitative and quantitative methods in psychology is not hard and fast. Most qualitative data can be subjected to some kind of quantitative content analysis (e.g., by counting up how many times a particular theme occurs, by numerically coding the complexity of the contexts in which particular phenomena occur, etc.). Once qualitative data have been coded numerically, they can often be subjected to a quantitative statistical analysis to allow further conclusions to be drawn (assuming that there is sufficient data for this purpose – quantitative analyses typically require much larger volumes of data to be collected than qualitative analyses).

While debates between qualitative and quantitative psychologists are often polarised, the reality is that qualitative and quantitative methods have different purposes in research (e.g., qualitative methods are extremely useful for obtaining detailed information about people's subjective meanings and interpretations, while quantitative data are extremely useful for making generalisations about human populations based on data collected from a sample). Neither type of data is "better" than the other; rather, each one is better suited to achieve certain specific purposes or goals. The choice of the particular method to use in a study should always be dictated by a clear conceptualisation of the purpose of that study.

The current book contains an enormous amount of extremely valuable information and guidance on a wide range of quantitative statistical procedures which are used by research psychologists to test their theories. These procedures do not exhaust the full range of procedures which are available to psychologists – they only represent a part of the total toolkit which psychologists use. But the procedures which are covered in this book do form the core part of that toolkit, and all professional research psychologists need to know how to use these tools. By providing relatively simple summaries of these tools, and accessible and comprehensible guidance on how to use them, Zornitza Ganeva has performed an admirable service for budding psychologists. This book is an invaluable resource for anyone who wishes to learn how to analyse evidence for the purpose of testing psychological theories in a rigorous and professional manner.

Martyn Barrett
Emeritus Professor of Psychology, University of Surrey, UK
Fellow of the Academy of Social Sciences
November 2015

Към читателите

„Даром получихте, даром давайте."
Евангелие от Матея, 10:8

Добре дошли в кръга на желаещите да преоткрият статистиката! Много студенти и изследователи подхождат към изучаване на дисциплината с предубеждението, че това е сложно и дори недостъпно знание, което се основава на използването на сложен математически апарат. Те смятат, че ако нямат задълбочена математическа подготовка не могат да се запознаят и да разберат статистиката. Това е вярно до известна степен за математизираните курсове по дисциплината, но не е задължително за нематематизираните курсове, към които се отнася учебникът. В него голяма част от изчисленията и построяването на графики е направено от компютър. Фокусът е насочен към разбиране и интерпретация на статистическите понятия без да се навлиза в математически подробности. Необходимите знания по математика са сведени до разбиране на дроби, проценти, положителен и отрицателен знак на число, линейно уравнение $y=ax+b$ и графики. Тези знания са достатъчни, за да се разбере съдържанието на учебника.

Независимо от сферата на интереси и работа на читателите, образование, здравеопазване, психология, педагогика, социална работа, бизнес, спорт и т.н., необходимо е те да разполагат с достъп до числови данни за статистически анализ на въпросите, които ги интересуват. Целта на учебника е да покаже как се анализират числови данни, как се извлича информацията, която съдържат и как се представят резултатите по неопровержим, логичен и точен начин. Книгата представлява самоучител по статитстика и IBM SPSS Statistics. Целта ѝ е да помогне на студенти и изследователи да придобият минимално необходимите знания, за да могат самостоятелно да планират, провеждат и представят научно получените резултати от статистическото изследване.

За кого е предназначена книгата? Учебникът е практическо ръководство, което обяснява кога, къде и как статистиката може да се прилага в реалния живот: в процеса на взимане на решения при провеждане на научни изследвания в различни дисциплини. За да се илюстрира как на практика се прилагат статистическите процедури за всяка от тях е представен пример от областта на социалните науки.

Монографията условно може да се раздели на две части. Първа част (Глави 1-9) съдържа необходимите базови знания за провеждане и анализиране на различни статистически тестове. Във всяка следваща глава се използват знания от предишната. Във втората част на учебника (Глави 10–25) са разгледани конкретни статистически тестове.

Представените статистически тестове, за улеснение на читателите, имат еднотипна структура. Тя включва: (i) въведение, (ii) предпоставки за провеждане на теста, (iii) статистически хипотези, (iv) процедура на съответната команда, включително синтаксис на командата и изходните таблици от статистическия анализ, (v) интерпретация на получените статистически резултати, (vi) тяхното представяне съгласно АПА (*APA*, American Psychological Association) стандарта и (vii) упражнения. В тълковния речник са включени работни дефиниции на по-важните термини и затова може да се използва

като справочник. Четирите езикови речника са предназначени за улеснение на изследователите, които имат желание да четат статистическа литература на английски и/или руски език. Показалецът цели да улесни читателя в търсенето му на конкретни понятия.

В книгата са разгледани следните аспекти и въпроси от статистиката и научните изследвания:

- Как се формулират научни хипотези.
- Как успешно да се планира научно изследване с цел да се докаже верността на формулираните научни хипотези.
- Как на базата на научните хипотези правилно да се формулират статистически хипотези. Статистическите, а не научните хипотези се проверяват със статистически тестове.
- Как да се избере подходящ статистически тест, за да се провери дали формулираните статистически хипотези, на базата на научните хипотези, са верни.
- Ясно алгоритмично описание кога дадена статистическа процедура е възможно да се приложи и каква е нейната специфика.
- Какъв е подходящият дизайн на избраната от изследователя статистическа процедура, за да се обработят правилно събраните в рамките на научното изследване данни.
- Дадено е алгоритмично описание как да се използва статистическият пакет IBM SPSS Statistics, за да се приложи избраната от изследователя статистическа процедура. За любителите на програмирането е дадена програма за всяка команда на командния език на пакета.
- Анализ и интерпретация на всяка изходна таблица от IBM SPSS Statistics.
- Включени са примери как да се представят получените резултати от статистическия анализ като се използва общоприетият за САЩ и ЕС стандарт на АПА (*APA*, American Psychological Association).
- Цитирани са емпирични публикувани изследвания с цел да се илюстрира как работят и се интерпретират резултатите от всяка статистическа процедура. Примерите включват: научна хипотеза, формулиране на съответната ѝ статистическа хипотеза, провеждане на подходящ статистически тест, интерпретация на получените резултати и потвърждение или отхвърляне на статистическата хипотеза и как са докладват (публикуват) получените научни резултати.

Читателите, които желаят да се запознаят с основните понятия на статистиката е достатъчно да прочетат Глава 1. Читателите, които искат да придобият знания как да разчитат статистически изследвания, но не планират да провеждат собствени изследвания, е достатъчно да прочетат Глави 1, 2, 9 и тълковния речник. При желание да се запознаят с конкретен статистически тест е необходимо те да прочетат и въведението към съответната глава. Изследователите, които смятат да използват книгата при провеждане на собствени научни изследвания, първо е необходимо да прочетат Глави 1–8. След това да изберат подходящ статистически тест от Глава 9 и директно да прочетат съответната глава. Например, след като изследователят се е запознал с Глави 1–9 и е решил да използва дискриминантния анализ, то той може директно да премине към Глава 23, без да е необходимо да чете Глави 10–22.

Поставянето на цел да се напише учебник по статистика за студенти и изследователи надхвърля знанията ми, придобити от провеждане и представяне на собствени емпирични научни изследвания. Научните дискусии с колеги през последните години допринесоха за оформяне на съдържанието на книгата. Благодаря на академик Мартин Барет (Martyn Barrett) от Университета в Съри (University of Surrey), Великобритания за дискусиите по Глава 2. Тя се основава на публикацията му Barrett (2006). Благодаря му и за отделеното време и желание да напише предговор за читателите на учебника. Благодаря и на професор Хокан Статин (Håkan Stattin) от Университета Йоребру (Örebro University), Швеция за дискусиите по статистика.

Бих искала да благодаря на всички, които са до мен и ме подкрепят в дългия процес на писане на учебника.

1 ВСИЧКО, КОЕТО ТРЯБВА ДА СЕ ЗНАЕ ЗА СТАТИСТИКАТА (ИЛИ НЕЩО ПОДОБНО)

1.1	Терминът статистика през вековете	31
1.2	Ползи от изучаването на статистика	34
1.3	Предмет на статистиката	35
1.4	Научно изследване	36
1.5	Променливи и константи	37
1.6	Теория на измерването	39
1.7	Надеждност и валидност на измерването	46
1.8	Генерална съвкупност и извадка. Точкова и интервална оценка	48
1.9	Теория на вероятностите	51
1.10	Дескриптивна и дедуктивна статистика	54
1.11	Параметрична и непараметрична статистика	58
1.12	Същност на понятията статистическа хипотеза и сила на теста	59
1.13	Същност на термина *p*-стойност	62
1.14	Същност на термина големина на ефекта. Разлика между статистическа и фактическа значимост	64
1.15	Мета-анализ	64
1.16	Предназначение на статистическия пакет IBM SPSS Statistics	66
1.17	Базови математически термини	67
1.18	Обобщение на основните статистически понятия	69
1.19	Упражнения	73

1.1 ТЕРМИНЪТ СТАТИСТИКА ПРЕЗ ВЕКОВЕТЕ

Статистиката е "млада" наука, но нейната история е много интересна и любопитна и изпълнена с превратности защото неволно засяга (изследва) връзката между човека и Бога и, защото се опитва да отговори на въпросите дали бъдещето се подчинява на обективни закони или то е напълно неизвестно и изцяло зависи от Божия промисъл. Ето защо отношението към статистиците е винаги смес между благоговение, подозрение и презрение. Често статистиците са обвинявани (дори и сега) във владеене на изкуството да лъжат с помощта на привидната обективност и разумност. Статистиката често е сравнявана с човек, който държи главата си в хладилника а краката си във фурната на

печката и казва: "*средното* ми чувство е прекрасно". Развитието на статистическите методи е силно повлияно от произхода на науката статистика. За "майка" на статистиката се смята правителствените институции (включително и фараоните, царете и императорите), които непрекъснато се нуждаят от информация. За "баща" на статистиката се смята хазарта.

Думата „статистика" произлиза от латинската думна *status*, което означава състояние. Тя изследва какво е състоянието на нещата от гледна точка на закона.

Приложението на числови данни за описание на явления или състояния е известно още от дълбока древност – 5 000 години пр. н. ера се провеждат преброявания на населението в Китай, а в Римската империя – и на имуществото и на земята. Получените сведения се използват преди всичко за военни цели и при облагането с данъци. Първата публикувана статистическа информация се намира в книгата "Числа" на Стария Завет. В нея е описано преброяването на военнослужещите, което е проведено от Мойсей и Аарон. Тогава само се е събирала статистическа информация, но все още не е съществувала наука за тяхната обработка и анализ.

Два са основните ключови елемента, които изиграват фундаментална роля в развитието на статистиката: **теорията на вероятностите** и **теорията на измерването**.

Основите на **теорията на вероятностите** са положени от френските математици Блез Паскал (Blaise Pascal, Blasius Pascalis, 1623-1662) и Пиер дьо Ферма (Pierre de Fermat, 1601-1665). Техният приятел маркиз Шавале дье Мер (Chevalier de Mere), който е страстен хазартен играч на зарове искал да разбере природата на загубата – дали това е Божията воля или има друга причина, закономерност. Прогнозирането на бъдещи събития винаги е влизало в противоречие с теологията, защото с помощта на теорията на вероятностите се прави опит да се намери закон какво е по-вероятно да се случи в бъдеще. Теологията смята, че бъдещето е изцяло в ръцете на Господа и не може да се предскаже. Благодарението на желанието на Паскал да помогне на своя приятел да печели от хазарта водят до това, че неговите научни разработки го правят "баща" на теорията на вероятностите. Въпреки че поводът за трудовете му по теория на вероятностите е хазарта, той е имал силна вяра в Бога и досега в теологията се цитира неговият залог (в духа на хазарта) за наличието на Бог: "Ако Бог не съществува човек нищо няма да загуби ако вярва в Него, докато ако Той съществува човек ще загуби всичко като не вярва в Него (If God does not exit, one will lose nothing by believing in him, while if He exist, one will lose everything by not believing). Паскал почива само на 39 години и досега се смята за един от най-брилянтните математици, който е положил основите на модерната теория на вероятности. Приносът на Ферма в теорията на вероятностите е в разработването на оценката на риска. Той е предложил сценарий за разделяне на банката (с пари) между играчите при спиране на играта, когато никой не е знаел кой как е играл. Затова резултатът от играта е необходимо да се оцени вероятностно, което е предложил Ферма. Той публикува своето доказателство като недоказана теорема през 1637 година.

За баща на дедуктивната статистика се смята швейцарският статистик Якоб Бернули (Jacob Bernoulli, 1654-1705), чиито труд "Ars Conlectandi" е един от първите по теория на вероятностите. Тъй като в него разглежда какво е разпределението от подхвърлянето на монета неговият труд става "бест селър" сред хазартните играчи. В него Бернули показва как може да се изчисли вероятността, например ако се хвърли 20 пъти подред монета да се получат 15 езита или ако се хвърлят зарове 10 пъти подред каква е вероятността да има 6 точки два пъти. Именно хазарта е причината да се положат математическите основи на статистиката през 17 век.

Първото практическо (извън хазарта) приложение на теорията на вероятностите в статистиката е на датския математик Де Вит (Jan de Witt, 1625-1672) за пожизнената рента (1671 г.) и таблиците на английския астроном Едмунд Хейли (Edmond Halley, 1656-1742) за смъртността в Лондон (1693 г.), които стават основа при изчисляването на застраховката живот.

Смята се, че основите на статистическата наука са положени от английския икономист Уилям Пети (William Petty, 1623-1687) в неговия труд „Политическа аритметика" (1676), в който разглежда ролята на количеството на златото и среброто и прави извода, че техният излишък никога не вреди на обществото.

През 17 век се въвеждат термините **научна** и **статистическа хипотеза**. През 1710 година английският физик и математик Джон Арбутхнот (John Arbuthnot, 1667-1735) за първи път публикува проверка на статистическа хипотеза в своят труд "Доводи в полза на Божествените пророчества". По време на Светата инквизиция публикациите за прогнозиране на бъдещи събития противоречат на понятието Божий промисъл, който по дефиниция е непредсказуем. В своя труд Арбутхнот анализира записите на новородените деца в продължение на 82 години, които показват, че броят на родените момчета е по-голям от броя на родените момичета. Арбутхнот доказва, че данните опровергават научната хипотезата, че раждането на момчетата и момичетата е равно вероятно (с вероятност 0.50), защото ако вероятността да се раждат момчета е 0.50, то вероятността в течение на 82 години подред да се раждат повече момчета от колкото момичета е равна на 0.50^{82}, което е практически безкрайно малка величина. Арбутхнот дори обосновава получените резултати като прави научния извод, че раждането на повечето момчета е в следствие на Провидението. По този начин се поддържа свещеният закон за моногамността, защото е по-вероятно мъжът да бъде убит на война или да умре от тежка физическа работа от колкото жената. Статистическите изводи на Арбутхнот са безупречни, но теологията се оказва, че не е готова за обществен дебат.

Изразът "статистически данни" за първи път се появява през 18 век. Той се използва за означаване на справки за населението, производството, политическата ситуация и е наречен "политическа аритметика".

Терминът „**статистика**" е въведен от немския философ и статистик Готфрид Ахенвалд (Gottfried Achenwall, 1719-1772) и е означавал „политическо състояние". За рождена година на статистиката като наука се смята 1746 година, когато той започва да чете университетски курс по *статистика* в Марбургския (Marburg) университет като асистент, а от 1748 година в университета в Гьотинген (Gottingen) като професор по философия. Основното съдържание на курса е за политическото устройство на държавата. Това направление на статистиката е наречено по-късно *описателна, дескриптивна статистика*. Фундаментална роля в развитието на статистиката е изиграл британският свещеник и математик Томас Бейс (Thomas Bayes, 1702–1761), който в публикувания две години след неговата смърт труд прави за първи път опит да използва теорията на вероятностите като средство за получаване на дедуктивни изводи, т. е. за преход от частното към общото или в термините на съвременната статистика – от извадката към генералната съвкупност. Така се полагат основите на другия голям раздел на статистиката – *дедуктивната статистика*. Френският математик, астроном и физик Пиер-Симон Лаплас (Pierre-Simon Laplace, 1749-1827) за първи път въвежда принципа, че всяко вероятностно разпределение на случайна величина може да бъде разложено на съставляващите го независими елементи като например: средноаритметично, дисперсия и др. Като следствие на този принцип е открито едно от най-известните разпределения – нормалното разпределение. Откриват го независимо един от друг Лаплас и немският математик Карл Гаус (Carl Gauss, 1777-1885) (виж Раздел 1.9). За основател на съвременната статистика се счита белгийският астроном Адолф Куейтлет (Adolphe Quetelet, 1796-1874), който в книгите си: "За човека и развитието на способностите му" (1835) и "За социалната система и законите, които я управляват" (1848) доказва, че в нравствения и във физическия свят също съществуват закони. Кетъл има голям принос в теорията на устойчивостта на статистическите показатели. Той разработва правила за преброяване на населението и доказва колко често то трябва да се извършва. С цел координиране на развитието на статистиката по негова инициатива започват да се провеждат международни конгреси, а през 1885 г. се основава и Международният статистически институт, който съществува и до днес.

С развитието на науката се установява, че описанието на явленията и взаимодействията между тях най-добре се постига чрез *измерване*. **Теорията на измерването** е вторият ключов елемент на връзката между математиката и приложните науки. Тя е вторият стълб, на който стъпва съвременната статистика като първият е теорията на вероятностите.

Измерването на обектите се е налагало на хората още от дълбока древност. Доказателства за това се откриват в различните записи в древен Китай (2200 г. преди новата ера), в Библията: "Неточни везни са мерзост Господу; А точни грамове са угодни

Нему“. (Притчи 11:1) и в “Тежестта на седемте” от 7 век, на която се основават данъците на мюсюлманите. Фактът обаче, че измерването съдържа грешка и че трябва да се предприемат определени стъпки, за да се намали тя е открит и използван значително по-късно. Английският математик, астроном и физик сър Исак Нютон (Sir Isaac Newton, 1642–1727) е първият, който чрез средната стойност от няколко наблюдения намалява грешката от измерването при наблюдението на астрономическите обекти. По-късно изследователите стигат до извода, че всички измервания са склонни да съдържат грешка и че средноаритметичната стойност може да я минимизира. Стремителното развитие на астрономията и физиката през 18 и 19 век налага изследователите да подходят по-задълбочено към анализа на грешката от измерването. Това води до появявата на математическата статистика. През 1777 г. швейцарският статистик от датски произход Даниел Бернули (Daniel Bernoulli (1700–1782), племенник на Якоб Бернули (Jacob Bernoulli, 1654-1705), полага основите на анализа на грешките при измерването. Чак през 19 век обаче започва да се прави разлика между случайната и систематичната грешка.

Колкото повече се увеличават знанията за случайния произход на грешката при измерването, толкова повече се увеличава знанието за измерването, което от своя страна води до развитието на науката като цяло.

Измерването по същество е процес на присвояване на число за всяко наблюдение в съответствие с дадено правило. Начинът, по който числата се присвояват към наблюдението дефинира **скалата за измерване**, която е използвана. Ето защо правилото за присвояване на числата е ключово в процеса на дефиниране каква скала или **нива на измерване** е използвана.

Фундаменталната роля на измерването е разгледана от английския учен сър Франсис Галтон (Sir Francis Galton, 1822-1911). Той прилага статистическите методи в биологията (1889 г.) и за първи път формулира методите на *корелационния* и *регресионния анализ*. По този начин полага основата на съвременните процедури за социални изследвания. Неговият ученик английският статистик Карл Пирсън (Karl Pearson, 1857-1936), който често се нарича “баща на статистиката” има голям принос в развитието на статистиката и особено за теорията за количествени оценки за взаимодействията между явленията, ранговите статистически процедури, развил е идеите за корелационните връзки и е съставил многобройни статистически таблици. Редица английски статистици широко използват статистиката в решаване на практически задачи в различни области на науката. Уийлям Госет (William Gosset, 1876-1936), който пише под псевдонима Стюдънт (student - студент), разработва *теорията за малките извадки*. Чарлз Спирмън (Charles Spearman, 1863-1945) предлага *факторния анализ,* математическите формули, на който са разработени от американския психолог Луис Търстон (Louis Leon Thurstone, 1887–1955) през 1927 година. Сър Роналд Фишер (Sir Ronald Fisher, 1890-1962) развива методите за количествен анализ и създава метода на *дисперсионния анализ*, а през 1920-те години въвежда понятието “нулева хипотеза H_0 ”.

Традиционната за статистиците и за социалните науки класификационна система за измерване за първи път е предложена от американския психолог Стенли Стивънс (Stanley Stevens, 1906–1973) през 1946 г. Той дефинира следните четири типа скали за измерване: “*номинална*”, “*ординална (рангова)*”, “*интервална*” и “*пропорционална*” (виж Раздел 1.6). Това позволява всяко измерване да бъде класифицирано към една от тези четири скали.

1.2 ПОЛЗИ ОТ ИЗУЧАВАНЕТО НА СТАТИСТИКА

Ако Библията казва “Истината ще ви направи свободни” (Ев. Йоан 8:32) изучаването и разбирането на статистиката позволява да се върви по пътя на Истината като осигурява интелектуална свобода.

От практическа гледна точка статистиката е необходима за четене и разбиране на научни статии, как да се провеждат, интерпретират и докладват резултати от собствено научно изследване. Това е възможно след като се прочете учебникът.

И така за кого е предназначен курсът? За всеки, който желае по-добре да се информира в динамичното ежедневие, да се освободи от много заблуди и полуистини и

да получи интелектуална свобода. Изучаването на статистиката единствено обогатява и разширява разбирането и гледните точки на хората.

1.3 ПРЕДМЕТ НА СТАТИСТИКАТА

Статистиката е част от съвременния ежедневен динамичен начин на живот. Въпреки това за нея не съществува единно общоприето определение. Думата *статистика* означава различни неща за различните хора. Всеки ден синоптиците представят прогнозата за времето чрез статистическа информация, например каква е минималната и максималната температура за деня или обема на валежите за последните 100 години. Спортните коментатори използват статистиката за отчитане на различни видове резултати и рекорди. За разлика от тях изследователите като цяло и по-конкретно математиците прилагат статистиката в съвсем друг аспект. Ако за математиците тя е основна област от математиката, то за изследователите тя е инструмент за анализ на резултати от проведено конкретно научно изследване.

Целта на тази книга е да покаже как успешно да се прилага статистиката в изследователската дейност на социалните науки.

За изследователите статистиката представлява набор от методи и процедури, които се използват при анализ на данни. **Данните** са информация, която най-често е в числова форма. Чрез нея са представени определени характеристики на обекта на изследване, на изследваните лица. Ето защо в най-обща форма под статистика се разбира набор от теории и методи, които се използват, за да се разберат данните. Целта на статистиката е да анализира данните като извлича информацията, която те съдържат и точно да я опише.

Тъй като статистиката се е развивала в течение на много векове исторически нейният предмет се е изменял. Ето защо в момента съществуват различни дефиниции за термина „статистика". В научните изследвания е прието, когато са налице различни дефиниции на едно и също понятие, изследователят да избере едно от тях и да го ползва като **работна дефиниция** за конкретното изследване. По този начин читателят ще разбира същото, което изследователят има предвид. Работната дефиниция е една от съществуващите дефиниции, но не е задължително да бъде най-добрата, най-правилната по определен критерии или да е най-разпространената. Според изследователят това е дефиницията, която смята, че е най-подходяща, за да проведе, анализира и представи своето научно изследване. Тя важи само в рамките на конкретно научно изследване.

В учебника се използва следната **работна дефиниция за статистика**: "Статистиката е набор от техники и процедури, които включват събиране, организиране, анализ, интерпретация и представяне на информация, която се изразява числово." (Kuzma, 2004).

От нея следва, че първата стъпка, която е необходимо да се направи е да се събират данни. В зависимост от поставените задачи пред конкретното изследване данните са с различна степен на трудност при тяхното събиране, някои по-лесно събираеми, други изискват повече време и разходи. Безспорно без наличието на данни не е възможно да се прави статистически анализ. След като данните са събрани се преминава към тяхното организиране по признаци и структура в зависимост от поставените научи хипотези и въпроси. След това се пристъпва към статистически анализ на вече организираните данни (изчисляване на средна стойност, дисперсия, т. н.). Важно е да се знае, че изборът на конкретен статистически анализ се определя от типа на събраните данни, а не обратното. Следващият етап включва интерпретация на получените резултати от статистическия анализ. В него се дават отговори на поставените научни въпроси и хипотези в изследването, например дали данните ги потвърждават или ги опровергават. Логично следващата стъпка е представянето на получените резултати пред съответна аудитория, пред колеги, участие в различни конференции или чрез публикуването им в научни списания.

Учебникът дава знания как да се анализират вече събрани данни и как получените статистически резултати да се интерпретират. На всяко едно от понятията, включени в работната дефиниция за статистика съответства конкретен раздел от учебника:

- процесът на *успешно планиране на научно изследване* е разгледан в Глава 2.
- въпросите за *събиране на информацията* се разгледани в Глава 4.
- *организирането на данните* и работата с тях е разгледано в Глава 5 и Глава 6.
- *статистическият анализ* е най-важният и сложен етап при провеждане на емпирично научно изследване. Именно затова подробно е представен от 7 до 25 глава.
- ако статистическият анализ на данните е ядрото на статистиката, то *интерпретацията на получените статистически резултати* може да се нарече "черешката на тортата". Това е най-творческият момент по време, на който непрекъснато се взимат решения и се дава отговор на въпроса: "*какво да се прави*?"

  Правилната интерпретация на резултатите е локомотивът, който отвежда в правилното направление и посока. Именно интерпретацията на резултатите показва дали изследването е приключило успешно, дали е необходимо да се повторят някои етапи от него като например да се съберат допълнително нови данни, да се променят поставените научни въпроси или дори да се изхвърлят всички данни и получени резултати като недостоверни и да се започне отначало.

  Интерпретацията на получените резултати е най-творческият етап, изпълнен с вълнения и съмнения. Тези знания трябва да се усетят и преживеят. Именно за това този етап е тясно свързан с предишния етап на статистически анализ. Ето защо, веднага след като се получат резултати от статистическия анализ следва тяхната интерпретация.
- *представянето на получените резултати от проведено изследване* е разгледано в Глава 2. Правилното представяне на получените резултати предопределя разбирането на значението на проведеното изследване от научната общност. Ето защо след извършване на всяка статистическа процедура следва нейната интерпретация и как примерно да се представят получените статистически резултати.

  Организацията на трите основни етапа на статистическа обработка на данните от научно изследване: **(а)** избор и провеждане на подходяща статистическа процедура, **(б)** интерпретация на получените статистически резултати и **(в)** представянето им са взаимосвързани.

- **Статистиката** е набор от техники и процедури, които включват събирането, организирането, анализа, интерпретацията и представянето на информация, която се изразява числово.
- **Работна** е **дефиницията** дадена от изследователя на ключови термини в контекста на конкретно изследване.

1.4 НАУЧНО ИЗСЛЕДВАНЕ

Всяко научно изследване започва с избор на тема. Обикновено това е явление, което провокира научен интерес и има смисъл да бъде изследвано. Решението какво точно да се изследва се основава на два източника на информация: **1)** знанията за съществуващите налични теории и **2)** натрупаният житейски опит. В научните теории са обобщени резултати от предишни изследвания по темата. Те са в основата на създаването на нови изследователски проекти и водят до формулирането на нови научни хипотези.

След избора на тема на изследването е необходимо да се формулират **научни хипотези** относно нея. След като дадена хипотеза е извлечена от конкретна теория проверката ѝ включва и проверка на самата теория. Ако резултатите от изследването покажат, че научната хипотеза не се потвърждава тогава някои аспекти на теорията подлежат на преразглеждане или в определени случаи теорията е възможно дори да се отхвърли. Аналогично, потвърждаването на научните хипотези подкрепя теорията, от която те са формулирани. Не всяка хипотеза обаче е научна хипотеза. Основната характеристика на научните хипотези е, че те подлежат на прогнозиране и опровержение. Съгласно английския философ сър Карл Попър (Sir Karl Pooper, 1902-1994) изследователят трябва да покаже, че неговата научна хипотеза може да не е вярна.

Ако една хипотеза не подлежи на опровержение изследователят не може да я използва като научна. Например хипотезите, които се базират на религиозна вяра не са опровергаеми. Ето защо тъй като е невъзможно да се докаже, че хипотезите свързани с вярванията не са верни, то те не са научни хипотези. Целта на изследователя е да формулира такива научни хипотези, чрез които да се опита да обясни процесите и явленията, които той е изследвал и обяснението да се основава на тяхната прогноза.

В науката са налице два различни типа научни хипотези:

1. Първият тип е формално твърдение, в което се прогнозира, че промяната в една променлива (измерена характеристика на изследваното лице) *ще доведе* до промяна в друга променлива. При тези хипотези се изследва *разликата между групите* (например: "Има различие между средноаритметичните стойности за *успеваемостта* между студентите *момчета и момичета*"). Статистическите техники (процедури) за анализ на този вид хипотези за различие (разлика) са разгледани в Глави 13-18 и 20.
2. Вторият тип е формално твърдение, в което се прогнозира, че промяната в една променлива *ще се свързва* (асоциира) с промяна в друга променлива. Например ако едната променлива се увеличава то и другата също се увеличава. При тези хипотези се изследва *връзката между променливите*. (например: "Има линейна връзка (асоциация) между *успеха* от гимназията на първокурсниците и тяхната *успеваемост* в университета.") Статистическите техники (процедури) за анализ на този вид хипотези за асоциация са разгледани в Глави 10-11, 18-19, и 22-23.

Следващият *етап* от научното изследване се състои в проверка на формулираните научни хипотези. Той представлява събиране на убедителни емпирични доказателства с цел научната хипотеза да се потвърди или отхвърли. По правило научните хипотези се формулират точно, кратко и ясно.

Термините участник, изследвано лице и респондент се използват в учебника като синоними и се отнасят до всеки човек, който участва в проведеното научно изследване.

1.5 ПРОМЕНЛИВИ И КОНСТАНТИ

Променлива е всяка характеристика, която може да се измери и се променя (от английски *variable*). Теглото на човека, неговата височина, интелигентност или отношението му към войната може да се измери и да се сравни с измерванията на другите хора, които варират (различни са). Фактът, че хората са различи в целия диапазон на техните измервани характеристики е показан в изследването "Индивидуалните различия (Individual differences)" на сър Франсис Галтон (Sir Francis Galton). Не съществуват двама човека, които да са абсолютно идентични във всичките измервания, дори и близнаците не са точно клонирани и затова изследването на човешките различия е водеща тема за психолози, педагози, социолози, криминалисти и на практика за всички социални науки. Фактът, че хората са различни в широк диапазон от техните характеристики не означава автоматично, че във всяко научно изследване изследователят трябва да третира характеристиките като различни. За всяко конкретно изследване не е възможно всички характеристики да бъдат измерени едновременно. Някои от променливите трябва да се оставят без да се променят, т. е. като **константи**. Променливата е характеристика на човек или обект, която може да е различна за всеки човек или обект. Константата е характеристика, която остава една и съща за всеки човек или обект *в конкретно изследване*. По принцип характеристиките на изследвания обект се измерват или наблюдават. Ключов елемент във всяко научно изследване са променливите. Константите приемат една и съща стойност за всички изследвани лица, затова те не подлежат на статистически анализ и не представляват научен интерес.

Например Софийски университет "Св. Климент Охридски" публикува информация за кандидат-студентските изпити. Тя се основава на индивидуалните оценки на всеки кандидат-студент. Оценката се явява характеристика за изследвания участник (бъдещ студент). В примера изследваната характеристика: *оценка на кандидат-студентите* е *променлива*, защото приема различни стойности от 2 (слаб) до 6 (отличен). Ако всички кандидат-студенти са скъсани на приемния изпит тогава изследваната характеристика:

оценка на кандидат-студентите е *константа*, защото приема една и съща стойност за всички кандидат-студенти, а именно 2 (слаб).

Отговорът на всеки въпрос от въпросника, с който се изследва респондента се предполага, че е различен за всяко изследвано лице и затова всеки въпрос се разглежда като *променлива*, която подлежи на анализ. Например въпросът: "какъв е вашият пол?" има два възможни отговора: *момче* и *момиче*. Ако са анкетирани момчета и момичета променливата *пол* приема две стойности - момче или момиче. Ако са анкетирани само представители на един от двата пола променливата *пол* е *константа* и не подлежи на статистически анализ.

Друга променлива като *възраст*, например, обикновено приема голям брой различни стойности. Променливата *етническа принадлежност* приема само зададени от изследователя стойности като българска, турска, еврейска, арменска, ромска и т. н. В примера за научна хипотеза за асоциация: "първокурсниците с по-висок *успех от гимназията* имат по-висок *успех от изпитите в университета*" има две променливи: "успех от гимназията" и "успех от университета".

- **Данните** са резултати от измерването на характеристики на изследваните лица, които са получени по време на провеждане на изследването.
- **Променливата** е характеристика, която приема *различни* (повече от една) *стойности* за всяко едно изследвано лица в конкретно изследване.
- **Константата** е характеристика, която има *една и съща стойност* за всички изследвани лица в конкретно изследване.

Изследователите дефинират две основни категории на изследователските променливи (константите не се анализират): независими и зависими. Променливата, която се задава от изследователя и чиято промяна се предполага да доведе до промяна в друга променлива се нарича независима. Наименованието ѝ се дължи на факта, че промяната в нейните стойности не зависи от мнението на изследваните лица, а тя се задава от изследователя. Независимите променливи се контролират от изследователя. В съответствие с целите на изследването той им задава различни стойности.

В противоположност на независимата променлива съществува променлива, която е резултат от измерването на мнението на изследваните лица. По правило тя зависи от независимата променлива. Променливата, чиито стойности зависят от стойностите на предварително зададена (независима) променлива се нарича зависима. Зависимата променлива показва измерения ефект от независимата променлива.

В разглеждания пример за научна хипотеза за различие: "Има различие между средноаритметичните стойности за *успеваемостта* между студентите момчета и момичета" изследователят групира участниците по пол: две групи – момчета и момичета и затова променливата "*пол*" е независима. В примера зависимата променлива е "*успеваемостта*". Стойностите на зависимата променлива не се задават от изследователя, а се дефинират от участниците в изследването.

Например ако целта на изследването е да се определи ефектът на дозата лекарство за времето на излекуване на пациента (научна хипотеза за асоциация), то изследователят може да изменя променливата *доза на лекарството*, т. е. тя е управляема, независима променлива. Променливата *време за излекуване на пациента* е зависима, защото изследователят не я задава, както е при независимата променлива, а я измерва.

Всяка променлива по своята същност може да бъде както независима, така и зависима според поставените цели в научното изследване. Всяка променлива, която е независима в дадено изследване може да бъде зависима в друго изследване и обратно. Според целите на конкретното изследване изследователят определя кои променливи да бъдат независими и кои зависими. В хода на изследването те подлежат на промяна, т. е. независимата променлива може да бъде зададена като зависима, а зависимата като независима. Налице са обаче и изключения от това правило. Например, променливи като *пол*, *възраст*, *етническа принадлежност* не могат да бъдат използвани като зависими променливи, защото техните стойности не се променят като функция от друга предварително дефинирана променлива. Ето защо изброените променливи се използват в научното изследване само като *независими променливи*.

- **Независимите променливи** са променливи, които са управляеми от изследователя с цел да установи как те влияят върху други (зависими) променливи.
- **Зависимите променливи** се променливи, стойностите на които хипотетично се променят при промяна на стойностите на независимата променлива. Те се измерват по време на провеждане на изследването.

Идентифицирането от изследователя на независимите и зависимите променливи е важно в процеса на провеждане на научно изследване. Връзката между независима-зависима променливи е аналогична на връзката между вход-изход, където независимата променлива е входът, а зависимата – изходът. Зависимата променлива обикновено е измерена характеристика на поведението на респондента.

1.6 ТЕОРИЯ НА ИЗМЕРВАНЕТО

Теорията на измерването е единият от двата стълба, на които се основава статистиката. (Другият стълб е теорията на вероятностите). Защо е необходимо да се измерват характеристиките? Отговорът е прост: *ако дадена характеристика не може да се измери, то тя не може да се анализира*. Историята на цивилизацията показва, че човечеството е започнало да брои много преди да започне да пише. В днешния свят човекът е заобиколен с поток от числа: стойности на характеристики, бройки, оценки, средни стойности. Икономистите са създали различни икономически показатели и индекси, психолозите – скали за измерване на личностови характеристики, социолозите – социометрика и т. н. Потокът от информация е огромен. Как тогава човек да оцелее в огромния свят на числата? Отговорът е елементарен – чрез изучаване на основните понятия на статистическото измерване.

Обикновено терминът „измерване" се асоциира с конкретни мерки като дължина - колко е дълго това бюро или количество - чаша кафе. Променливите, които директно могат да бъдат измерени се наричат (непосредствено) *наблюдавани променливи*. Това обаче са само някои от възможните аспекти на термина „измерване". Съществуват обаче и променливи, които не могат да бъдат измерени непосредствено, т.е. които не са (непосредствено) наблюдавани променливи. Такива променливи се наричат *скрити променливи*. За съжаление повечето от променливите в социалните науки, които представляват научен интерес ***не*** могат да се измерят директно, както например може да се измери дължината на бюрото, т.е те не са (непосредствено) наблюдавани променливи, а са скрити променливи. Например мненията, мотивацията, очакванията, емоциите, потребностите са само няколко примера за такива променливи. Някои от тях обаче могат да се изчислят като за целта се използват други променливи, които могат да се измерят директно, т.е. за да бъде измерена една скрита променлива се използват няколко (непосредствено) наблюдавани променливи.

Инструментът за измерване, при който няколко (непосредствено) наблюдавани променливи формират наблюдение, което се предполага, че е стойността на теоретична скрита променлива, която не може директно да се наблюдава и съответно измери често се нарича **скала за измерване**.

Изследователите разработват скали за измерване, когато желаят да измерят интересуващата ги характеристика, която извеждат от съществуващите теории, но *не* може директно да се измери. Като пример за срита променлива служат *депресията*, *самотата*, *етническата* или *религиозна идентичност*, *знанията по статистика,* които не могат директно да се измерят за разлика от променливите *пол*, *възраст*, *етническа принадлежност* (българин, турчин, ром), *тегло*, *височина*, които могат директно да се измерят.

Измерването по същество е процес на присвояване на число за всяко наблюдение в съответствие с дадено правило. Начинът, по който числата се присвояват към наблюдението дефинира скалата за измерване, която е използвана. Ето защо правилото за присвояване на числата е ключово в процеса на дефиниране каква скала или **нива на измерване** се използва. Традиционната за статистиците и за социалните науки класификационна система за първи път е предложена от американския психолог Стенли

Стивънс (Stanley Stevens, 1906–1973) през 1946 г. Той дефинира следните четири типа скали за измерване: "*номинална*", "*ординална (рангова)*", "*интервална*" и "*пропорционална*". Ако променливата (включително и скритата променлива) е измерена с *номинална скала* тя се нарича *номинална променлива*, ако е измерена с *ординална (рангова) скала* се нарича *ординална (рангова) променлива*, ако е измерена с *интервална* или с *пропорционална скала* се нарича съответно *интервална* или *пропорционална променлива*.

- **Измерването** представлява процес на асоцииране на характеристиките на изследваното лице с числа в съответствие с дадено правило.
- Според начина на измерването променливата е **(а)** непосредствено наблюдавана променлива или **(б) скрита променлива**, която не може директно да се измери.
- **Скалата** е инструмент за измерване на *скрита променлива*, която се формира от няколко други променливи. Предполага се, че те **(а)** са свързани със скритата променлива съгласно дадена научна теория и **(б)** могат директно да се измерят, т.е. те са непосредствено наблюдавани променливи.
- Видовете **скали за измерване** или **нивата на измерване** са следните: *номинални, ординални (рангови)*, *интервални* и *пропорционални*. Числата, които се използват в четирите скали имат повече свойства по посока от номиналната към пропорционалната скала. Колкото дадена скали за измерване е по-точна толкова с числата, които я изграждат могат да се проведат допълнителни математически операции.
- **Променливите**, измерени съответно с номинални, ординални (рангови), интервални и пропорционални скали се наричат съответно: номинални, ординални (рангови), интервални и пропорционални променливи.

1.6.1 НОМИНАЛНА СКАЛА

Номиналната скала използва числата като етикет на категориите и затова има най-малко ниво на измерване. От всички четири скали тя съдържа най-малко информация, защото не се правят предположения относно връзката между нивата на измерване. Броят на обектите от всяка категория може да се преброи. Например, номинална скала е класифицирането на *автомобилите според марката* или модела им в даден паркинг - Пежо, Рено, Нисан, Мерцедес и т. н., които формират нивата на измерване. Променливите *пол*, *цвят на очите*, *номерата на фланелките* на футболистите (9-Котков, 10-Аспарухов), *ЕГН*, *етническата принадлежност* на респондента са примери за номинални променливи. Отличителните характеристики на номиналната скала са две: 1) при нея липсва логическа подредба на категориите, които я изграждат. Например, автомобилите се класифицират по марки като не се отчита дали даден модел е по-красив, по-здрав, по-мощен в сравнение с друг. 2) Категориите, които изграждат номиналната скала не могат да бъдат съпоставяни и сравнявани по между си.

Ако в изследването е включена променливата *пол* и момчетата са кодирани с номер (код) 1, а момичетата с номер (код) 2 (или обратно), тогава в статистическия анализ се използват номерата (кодовете) 1 и 2. Те представляват номинални данни. Важно е да се знае, че се работи с *кодове*, а не с числа. Код 1 (момче) и код 2 (момиче) нямат числово изражение, т. е. не могат да се сравняват, не може да се каже, че 1 е по-малко от 2, например.

Променлива, която се състои само от две категории се нарича дихотомна. Променливата *пол,* например, е дихотомна, защото се изчерпва с две стойности: мъж или жена. Всички въпроси, отговорът на които е "да" или "не", са пример за дихотомни променливи. Дихотомните променливи по правило (но не винаги) са номинални.

Номиналната скала има следните свойства:

1. Категориите с данни са взаимно изключващи се. Обектът може да принадлежи само към една категория (колата може да бъде Пежо или Рено).
2. Категориите с данни нямат логическа подредба, те са само класифицирани и изброени.

- **Номиналната скала** е с най-малка точност на измерване и класифицира изследваните обекти във взаимно изключващи се категории, които нямат количествено изражение. Примери за номинална скала са полът, националността и т. н. Подходящо преобразуване на данните се прави с преброяването им.
- Променлива, която е измерена с номинална скала се нарича **номинална променлива**.
- Номинална променлива, която се състои само от две категории се нарича **дихотомна**.

1.6.2 ОРДИНАЛНА (РАНГОВА) СКАЛА

При ординалната (ранговата) скала за измерване, освен че обектите или техните характеристики се класифицират в категории, между категориите е налице логическа зависимост. Процесът на измерване е същия както при номиналната скала, т. е. категориите се идентифицират и им се приписва числова стойност. В ординалната скала обаче разликата между стойностите на измерване на променливите е видима и числата се приписват в съответствие с нея. Числата се ранжират от най-голямото към най-малкото и се категоризират в същия ред. Пример за ординални данни е всяко състезание, в което има класирани на първо, второ, трето и т. н. място. Необходимо е да се отбележи, че подредбата на първо, второ, трето и т. н. място не дава информация за това колко сходни друг с друг са резултатите на участниците в първенството и каква е разликата между тях. Друг пример за ординална скала са оценките на изпит по шестобалната система: 6, 5, 4, 3 и 2. Отличен 6 е най-високата оценка, но (обикновено) не може да се твърди, че *разликата* в знанията на учениците с поставени оценки 6 и 5 е същата каквато е между тези с оценки 5 и 4. Тази скала за оценка показва само, че учениците, които са получили по-висока оценка имат повече знания в сравнение с тези, които са получили по-ниска оценка.

От математическа гледна точка ординалната (ранговата) скала трябва да изпълнява следните две правила: **(1)** равенство/неравенство и **(2)** по-голям от или по-малък от правилото. Това означава, че ако две наблюдения са еднакви, то тази скала трябва да им присвои един и същ номер (правило 1), а когато едното наблюдение е по-голямо (или по-малко) от другото, то тогава тази скала трябва да им присвои различни числа. Важно при тази скала е винаги да се помни, че тя дава информация кое наблюдение е по-голямо и кое по-малко без да уточнява с колко то е по-голямо или по-малко.

Свойствата на ординалната скала са:

1. Категориите с данни са взаимно изключващи се, така че обектът може да принадлежи само към една категория (участникът в състезанието е класиран на първо или трето място; оценката от изпит е 6 или 4).
2. Категориите с данни са логически подредени.
3. Категориите с данни образуват скала в съответствие с измереното число за всяка променлива.

- **Ординалната (ранговата) скала** за измерване позволява елементите да се ранжират по конкретна характеристика като например: големина, важност, значение. Интервалът (разстоянието) между степените е различен за всяка част от скалата, например: ред на предпочитание. Подходящи преобразувания на данните са броенето и сортирането им.
- Променлива, която е измерена с ординална (рангова) скала се нарича **ординална (рангова) променлива**.

1.6.3 ИНТЕРВАЛНА СКАЛА

Променливите измервани в интервална скала имат същите свойства като тези от ординална (рангова) скала, плюс едно допълнително свойство: разликата между нивата на категоризация за всяка част от скалата *е еднаква* в числово измерение. По този начин се установява единична мярка.

Температурата е класически пример за променлива, измерена в интервална скала. Еднаквата разлика между две измерени температури представлява едно и също число. Например разликата между 39°C и 35°C е 4°C градуса, която е същата между 33°C и 29°C

градуса. За всички интервални скала точката 0 е относителна за скалата, тя не бележи началото ѝ и не се характеризира с наличие или отсъствие на определено свойство или характеристика. Точката 0°C е избрана заради температурата на замръзване на водата, но със същия успех може да се избере за 0°C точката на замръзване на всяка друга течност, например, живака.

- **Интервалната скала** за измерване класифицира елементите във взаимно изключващи се категории, които имат еднакво разстояние между стойностите, например: температура. Подходящи преобразувания с данните са преброяването, сортирането, събирането и/ или изваждането им.
- Променлива, която е измерена с интервална скала се нарича **интервална променлива**.

1.6.4 ПРОПОРЦИОНАЛНА СКАЛА

На най-високото ниво в йерархията на скалите за измерване е разположена пропорционалната скала. Променливите, измерени с тази скала имат най-голяма точност. Основно свойство на интервалната скала е, че числото 0 е реално и с него е означена липсата на определена характеристика или свойство, например променливи като дължина, височина, пулс, възраст и т. н. Не съществува предмет с дължина минус 1 см или с височина минус 5 метра, т. е. 0 показва липсата на дължина или височина.

- **Пропорционалната скала** класифицира елементите във взаимно изключващи се категории, които имат еднакви интервали между стойностите и реална нула, която показва, че обектът не притежава определено свойство или характеристика. Тази скала използва действителни числа разстоянието между които е еднакво, фиксирано и съизмеримо. За разлика от интервалната в пропорционалната скала е дефинирана абсолютната нула. Тя съответства на реалното значение на признака, който е измерен (височина, дължина). Изброените характеристики позволяват да се въведе понятие пропорционални отношения, например разстоянието от 100 метра е равно на 2 пъти на разстоянието от 50 метра.
- Променлива, която е измерена с пропорционална скала се нарича **пропорционална променлива**.

1.6.5 ГРУПИРАНЕ, СЪПОСТАВКА И ИЗБОР НА СКАЛА

В социалните науки процесът на измерване на променливите с основание се смята за фундаментален. Изборът на какъв статистически тест да се приложи за анализ на данните от изследването до голяма степен зависи от използваната скала за измерване. Нещо повече - изводите, които се правят от изследването не могат или поне не трябва да "надскочат" данните, които са използвани. Йерархичната класификация на четирите скали за измерване в съответствие с точността на измерване е следната: номинална скала – с най-малка точност на измерване; ординална или рангова скала; интервална скала и пропорционална скала – с най-голяма точност на измерване. Във всяко измерване изследователят се стреми да използва скалата с максимална точност.

Съществуват няколко начина за групиране на четирите скали за измерване на променлива. Това групиране не е толкова важно, защото винаги се отчита каква скала е използвана, а не към коя група принадлежи тя:

1. **Качествени** или **количествени** променливи (виж също стр. 23).

Към качествените променливи, които се наричат също и **категорийни** променливи се отнасят променливите, измерени с номинална скала. Категорията представлява *име* на група от променливи. Тези имена обикновено се *кодират* с числа, които представляват кодове и с тях не може да се борави като с числови стойности, както е при количествените променливи. Количествените променливи са тези, които не са качествени. Количествени са променливите, измерени с ординална, интервална или пропорционална скала и за тях числата имат смисъл. Пример за качествени променливи са *пол* (момче, което се кодира с числото 1, момиче, се кодира с числото 2), *град* (София

се кодира с числото 1, Варна се кодира с числото 2), *националност* (1 – българин, 2 - испанец), а количествени са данните за *възраст* (12, 15 или 18 години), *среден успех* (6.00, 5.48). По правило качествените данни дават по-малко информация в сравнение с количествените. Ключовият момент за взимане на решение дали данните са количествени или качествени (виж Таблица 1.1) е определянето на аритметичните действия, които могат да се извършват с тях.

2. Дискретни или **непрекъснати** променливи.

Една от съществените характеристики на всяка променлива е броят на стойностите, които тя може да приема. Ако той е краен, то променливата е дискретна, а ако броят е безкраен, то тя е непрекъсната. Дискретните променливи не могат да приемат междинни стойности. Например *броят на децата* в семейството може да бъде: 0, 1, 2,..., но не може да бъде 1.7; *броят на телефонните разговори* не може да бъде 4.8; *тестът за бременност* предполага две стойности: положителен или отрицателен. Непрекъснатата променлива не е дискретна и може да приема безкрайно число стойности, например: дължина, време, тегло, температура. Например, *температурата* на човешкото тяло може да е всяко число в диапазона от 30°C до 45°C.

Всяка непрекъсната променлива може да се преобразува в дискретна, но обратното не е възможно.

☐ Всяка променлива може да бъде количествена или качествена, но не едновременно и двете. Аналогично тя може да е дискретна или непрекъсната, но не и двете. Например променливата *пол*, която има две стойности: 1-момче, 2-момиче е качествена дискретна променлива. Променливата *успех* от изпита по статистика, която има 5 стойности (от 2 до отличен 6) е количествена дискретна променлива.

☐ В обобщение, разгледаните четири скали за измерване на променливите се характеризират със следните *свойства*:

- Номиналната скала категоризира без да подрежда категориите.
- Ординалната (ранговата) скала категоризира *и* подрежда категориите.
- Интервалната скала категоризира, подрежда *и* установява еднаква единица за измерване (еднакъв интервал между категориите).
- Пропорционалната скала категоризира, подрежда, установява еднаква единица за измерване (еднакъв интервал между категориите) *и* има реална нулева точка на измерване.

Основните *различия* между четирите скали за измерване са:

- Номиналната скала само отбелязва различията в променливата (момче, момиче).
- Ординалната скала отбелязва различията *и* показва тяхната посока (по-голямо, по-малко).
- Интервалната скала отбелязва различията, показва тяхната посока *и* ги измерва.
- Пропорционалната скала отбелязва различията, показва тяхната посока, измерва ги *и* има абсолютна нула.

- **Качествени променливи** се измерват с номинална скала и не приемат конкретна числова стойност (например пол). Те представляват *име* на група или свойство, които се кодират с число, например: 1-момче, 2-момиче. Те съдържат по-малко информация в сравнение с *количествените* променливи.
- **Количествените променливи** не са качествени. Това са ординалните, интервалните и пропорционалните променливи.
- **Непрекъснатите променлива** приемат произволна стойност в скалата за измерване. Те имат безкраен брой числови стойности, които могат да са цели или дробни числа.
- **Дискретните променливи** не са непрекъснати. Те приемат краен брой стойности, които са обикновено цели числа.

В Таблица 1.1 е обобщено количеството информация, която дава всяка една от скалите за измерване и математическите операции, които позволява да се извършат с тях. Номиналните данни съдържат най-малко информация, ординалните данни носят

повече информация, защото те подреждат (ранжират) изследваните обекти, а интервалните и пропорционалните данни успяват да дадат най-голямо количество информация, защото чрез тях се измерва и разликата между категориите.

Таблица 1.1 Нива на измерване на скалите

Ниво на измерване	*Пример*	*Процедура на измерване*	*Възможни математически операции*
Номинално (най-ниско)	Пол Религия Етнос	Класификация в категории	Преброяване на случаите във всяка категория, съпоставка на техния брой
Ординално	Социален статус, Поведение, мнение	Класификация в категории. Ранжиране на категории	Всичко изброено + съждения като "по-голям от" или "по-малък от"
Интервално, пропорционално (най-високо)	Възраст в години	Класификация в категории. Ранжиране на категории. Еднаква разлика между разстоянията в точките	Всичко изброено + математическите операции: събиране, изваждане и т. н.

По принцип понякога е възможно една и съща променлива да се измери с няколко различни скали. В този случай винаги е желателно да се избира скалата от възможно най-високо ниво. Ако е имало възможност да се използва по-високо ниво за измерване, но е решено да се използва скала от по-ниско ниво на измерване означава, че част от информацията е загубена. Тя е налична при приложението на скала от по-високо ниво на измерване.

Например, променливата *възраст* в зависимост от изследването може да се измери като *интервална* ако годините се изчисляват количествено (15 години, 18 години, т. е.) или като *ординална*, ако са въведени интервали: *1* – от 15 до 18 години, *2* – от 18 до 21 години, *3* – над 21 години.

Всяка скала дава различни нива на измерване в зависимост от това как е възприета променливата от изследователя. Например при анализ на категориите „асистент", „доцент" и „професор" в академичната йерархия: **(а)** ако тя се разглежда като класификация на длъжностите, то тогава е налице *номиналната* променлива *длъжност*; **(б)** ако обаче същите категории се разглеждат като *статут на преподавателя*, то те образуват *рангова* скала, защото могат да степенуват: „асистент", „доцент" и „професор".

1.6.6 ФОРМАТ НА ОТГОВОРИТЕ. ЛИКЕРТ ВЪПРОСИ И СКАЛИ

Докато въпросите, формиращи скалата за измерване трябва да произтичат от конкретна научна теория (научен модел), то форматът на техните отговори може да е различен и се задава от изследователя в зависимост от формулираните от него научни хипотези. Най-често използвани в социалните науки скали и формати на отговори са:

1. Скала на Търстон (Thurston scale), която е предложена от американския психолог Луис Търстон (Louis Leon Thurstone, 1887–1955) през 1928 г. (Thurstone, 1928). Тя позволява да се измерят социално-психологическите характеристики на респондента на базата на предварително измерване на неговите съждения. Отговорите на въпросите са бинарни (два): **(1)** Съгласен и **(2)** Несъгласен.
2. Скала на Гутман (Guttman scale), която е предложена от американския социолог от руски произход Луис Гутман (Louis Guttman, 1916-1987) през 1950 г. (Guttman, 1950). Тя позволява да се направи измерване чрез набор от съждения с различна *степен на интензивност*, с която респондентът се съгласява или не се съгласява.

   Например ако изследователят желае да измери *дискриминацията към ромите* със скалата на Гутман могат да се зададат следните въпроси: **(а)** Трябва ли да е позволено на ромите да живеят в същите квартали, в които живеят българите? **(б)** Бихте ли се съгласили вашият съсед да е ром? **(в)** Може ли ромът да ви е близък

приятел? **(г)** Бихте ли сключили брак с ром? Отговорите на въпросите са бинарни (два): **(1)** Съгласен и **(2)** Несъгласен.

3. Скала на Ликерт (Likert scale)(произнася се на английски *Лайкърт* [laikərt], но в учебника се използва общоприетата за България латинска транскрипция *Ликерт*), която е предложена от американския социален психолог Ренсис Ликерт (Rensis Likert, 1903-1981) през 1932 г. (Likert, 1932). Чрез нея се измерва *силата*, с която респондентът е съгласен или несъгласен с дадено твърдение като за целта прави градация на степените на съгласие или несъгласие с твърдението.

   За разлика от скалите във формат на Търстон и Гутман при скалата във формат на Ликерт отговорите не са бинарни (два), а са различно число като най-често се използват 4 или 5 отговора.

   Например възможните отговори във формат на Ликерт за измерване на степента или нивото на съгласие с 5 нива са следните: **(1)** Напълно не съгласен, **(2)** Несъгласен, **(3)** Неутрално, нито съгласен нито несъгласен, **(4)** Съгласен и **(5)** Напълно съгласен. Пет-степенният формат на отговори е най-често използван, въпреки че се прилага и 7-степенен формат. Понякога се премахва средната точка **(3)** с неутрално мнение. По този начин анкетираният/респондентът е в известен смисъл „принуден" да изрази своето мнение и да заеме позиция. В този случай възможните отговори стават 4 или 6, съответно.

☐ Предпоставката за равна сила на причинно-следствената връзка между търсената скрита променлива и непосредствено наблюдаваните променливите, които формират скалата *не* е изпълнена за скалата във формат на Търстон и за скалата във формат на Гутман, но е изпълнена за скалата във формат на Ликерт. Ето защо едни от най-често използваните в социалните науки са скалите във формат на Ликерт.

☐ Всеки зададен въпрос, чийто възможни отговори са във формат на Ликерт се нарича въпрос тип Ликерт. При въпросите във формат на Ликерт е налице ранжиране на категориите за отговор като не може да се каже, че разликата между тях е еднаква. Ето защо въпросите във формат на Ликерт са *ординални* променливи.

В научната литература повечето изследователи анализират въпроси във формат на Ликерт с пет или повече степени за отговор вместо *ординални* като *интервални променливи*.

Например, ако *температурата* на човешкото тяло се измерва не в градуси (°C), а в 4 нива на измерване във формат на Ликерт: (1) *ниска*, (2) *нормална*, (3) *висока* и (4) *много висока*, тя ще се възприема и анализира статистически като ординална променлива. Но ако тя се измерва в 5 нива на измерване във формат на Ликерт: (1) *много ниска,* (2) *ниска*, (3) *нормална*, (4) *висока*, (5) *много висока*, тя ще се възприема и анализира статистически като интервална променлива.

☐ Наборът от няколко (обикновено повече от три) въпроси във формат на Ликерт образуват *скала* за измерване във формат на Ликерт. Тя е една от най-често прилаганите в социалните науки. Въпросите (т.е. непосредствено наблюдаваните променливи), които формират скала във формат на Ликерт се задават не във въпросителна форма, а като декларативно изречение/ твърдение. Отговорите показват различната степен на съгласие с конкретно твърдение. Те трябва така да са формулирани, че да имат приблизително еднакъв интервал по отношение на степента на съгласие.

Стойностите на скалата във формат на Ликерт се изчисляват като сума или средна стойност на въпросите (непосредствено наблюдаваните променливи), които я образуват. Именно затова тя има фундаментално други свойства от въпросите и може да се третира като *интервална* скала за измерване (ако се състои от поне три въпроса) независимо от това дали въпросите, които я формират са ординални (с по-малко от 5 възможни отговора) или интервални (с 5 и повече възможни отговора).

Тъй като за ординални и интервални променливи се прилагат различни статистически процедури, то важно е да се знае изследваните въпроси във формат на Ликерт и скалата във формат Ликерт от какъв тип са: ординални или интервални. По правило винаги се анализират само скалите и само по изключение се анализират отделни въпроси, които формират скалата. В учебника в повечето примери се анализират скали във формат на Ликерт, защото те са широко използвани при измерване на мнение, оценка, възгледи и отношението на изследваните лица.

- **Въпрос във формат на Ликерт** е твърдение, за което изследваното лице се изисква да отговори съгласно определен обективен или субективен критерии – най-често това е ниво на съгласие или несъгласие. Въпросът във формат на Ликерт е *ординална променлива*. Много често при 5 и повече възможни отговори се третира като *интервална променлива*.

  Например: "Понякога мисля, че изобщо не се справям." Отговори: 1 = *Напълно несъгласен;* 2 = *Несъгласен ;* 3 = *Съгласен* и 4 = *Напълно съгласен*.
- **Скалата във формат на Ликерт** е сума или средна стойност на няколко (обикновено повече от три) въпроси във формат на Ликерт. Тя се третира като *интервална променлива* независимо от това дали въпросите, които я формират са *ординални* (с по-малко от 5 възможни отговора) или *интервални* (с 5 и повече възможни отговора).

1.7 НАДЕЖДНОСТ И ВАЛИДНОСТ НА ИЗМЕРВАНЕТО

След като са формулирани научните хипотези и е планирано изследването за тяхното потвърждаване е необходимо да се подготви подходящ дизайн на изследването. Той гарантира получаването на данни за анализ и получаването на валидни и надеждни изводи за ефекта на независимата върху зависимата променлива. Това на практика означава, че прилаганата методология на изследване е валидна и надеждна.

Надеждността е постоянството на измерването или степента, с която методологията измерва по един и същи начин всеки път, когато е приложена при едни и същи условия към едни и същи изследвани лица. Надеждността не подлежи на измерване, а може само да бъде *оценена*. Съществуват различни методи за оценка на надеждността на измерването като най-често се използват следните три:

1. Устойчивост на резултатите при повторно измерване. Този вид надеждност се отнася до стабилността на скалата за измерването с течение на времето и включва повтаряне на измерването поне един път след определено време.

   Например ако преподавателят по статистика е подготвил тест от 60 въпроса за оценка на знанията на студентите по статистика (т.е. скала във формат на Ликерт за измерване на скритата променлива *знание по статистика* на базата на 60 непосредствено наблюдавани променливи/ въпроси), то тестът (измерването чрез скалата) се провежда в два различни момента, например преди и след Великденските празници. Интервалът от време между провеждането на теста (измерването) е ключов момент при изчисляване на стабилността на скалата за измерване във времето.
2. Алтернативна форма на надеждност. При този метод за оценка на надеждността на скалата за измерване се използва корелацията между предлаганата скала и други нейни версии за измерване на изследвания параметър. Двата варианта на скалата трябва да покриват едно и също съдържание и да имат аналогична трудности.

   Например преподавателят желае да провери надеждността на новия тест (скала) по статистика като използва като алтернативен – стария тест (скала). Двата теста покриват един и същи материал и са с еднаква трудност. Надеждността се оценява като за целта се изчислява корелацията между двата теста, т.е. между двете скали за измерване на знанията на студентите по статистика.
3. Вътрешна съгласуваност на теста. При тези методи се оценява надеждността на съгласуваността на въпросите, които формират скалата за измерване или наличната устойчивостта вътре в скалата, т. е. нейната хомогенност. Най-често се използват следните два метода:
   а) Разделяне на скалата на две равни половини. Например ако преподавателят по статистика е подготвил тест от 60 въпроса за оценка на знанията на студентите по статистика, то тестът (скалата) се разделя на две половини всяка по 30 въпроса и се оценява корелацията между двете половини. В този

случай тестът се провежда само един път и не възниква проблемът с избора на подходящ интервал между двата теста.

б) Алфа на Кронбах. Коефициентът алфа α е предложен от американския учен Ли Кронбах (Lee Cronbach, 1916-2001) през 1951 г., чието име носи (Cronbach, 1951). С негова помощ се идентифицира какъв е приносът на всеки въпрос (който понякога се нарича айтъм от английската дума item) в общата надеждност на теста (скалата). Това е най-често използваната оценка за надеждност на измерването и подробно е разгледана в Глава 8 и Глава 12.

- **Надеждността** представлява достоверността, вътрешната непротиворечивост и стабилност във времето на дадена скала за измерване. Надеждността е способността на скалата да дава еднакви резултати, когато мери едни и същи обекти при еднакви условия.
- **Надеждността** представлява устойчивостта на резултатите от измерването и възможността да се получат едни и същи резултати от измерване при еднакви условия.
- **Вътрешната съгласуваност** на измерването (скалата, теста) представлява връзката между всеки от въпросите на скалата за измерване с нейния общ резултат. Тя показва доколко въпросите на скалата за измерване не си противоречат, определя доколко всеки отделен въпрос измерва това, което мери цялата скала.

Понятието валидност се отнася до съдържанието какво скалата мери и доколко добре го измерва. Ако скалата за измерване е надеждна това още не гарантира, че скритата променлива, която се изчислява чрез нея е наистина тази променлива, от която се интересува изследователят и която той желае да анализира в изследването. Адекватността на скалата да измери конкретна скрита променлива (например: *етническа идентичност*) дефинира нейната валидност. Концептуално валидността търси отговор на въпроса: "Използваният инструмент за измерване мери ли това, което трябва да измери?" Валидността зависи от начина, по който е конструирана скалата, от способността да прогнозира конкретни резултати, а също и до колко тя може да измерва скрити променливи. Валидността е ефективността на направените изводи, заключения или твърдения от проведеното емпирично изследване.

Съществуват четири основни вида валидност, които са:

1. Вътрешната валидност се отнася до възможността на дизайна на изследването да направи невъзможно алтернативното обяснение на резултатите и научните хипотези, т. е. резултатите от изследването да се интерпретират еднозначно. Тя показва доколко независимата влияе на зависимата променлива и че влиянието на другите променливи върху зависимата не е съществено.
2. Външната валидност се отнася до възможността за обобщаване на изводите от изследването. При всякакъв изследователски дизайн резултатите и изводите от изследването са лимитирани от неговите участници (респонденти) и от условията, които са зададени от изследователя. Външната валидност се отнася до степента, в която изследователските резултати се обобщават за други условия, участници, място и време.
3. Конструктивната валидността, която понякога се нарича конструкт-валидност (от английската дума construct), се отнася до степента на съгласуваност между резултатите от изследването и теоретичните основи, които то използва. Конструктивната валидност отговаря на въпроса дали теорията, подкрепена от получените от изследването изводи, дава най-доброто възможно обяснение на резултатите.
4. Статистическата валидност се отнася до аспекта на числовото оценяване на акуратността на изводите получени от изследването. Статистическите процедури (тестове) обикновено се използват, за да се изследват взаимоотношенията между две или повече променливи и за да се определи дали наблюдаваният статистически ефект е случаен или е истинското отражение на причинно-следствената връзка между променливите. Статистическата валидност отговаря на въпроса дали статистическите изводи получени от резултатите от изследването са логични и приемливи.

Валидността е индикатор за точността на скалата за измерване. Тя представлява ефективността на направените изводи, заключения и твърдения от проведеното изследване.

Ако трябва да се съпоставят валидността с надеждността на измерването, то може да се каже, че валидността е по-важна, защото ако инструментът не измерва това, за което е предназначен, то тогава няма никакъв смисъл той да се използва дори да се окаже, че мери надеждно.

1.8 ГЕНЕРАЛНА СЪВКУПНОСТ И ИЗВАДКА. ТОЧКОВА И ИНТЕРВАЛНА ОЦЕНКА

По дефиниция **генералната съвкупност** включва всички членове на дадена група. Концепцията за генералната съвкупност изцяло зависи от изследователя и какво той влага в нея за конкретното изследване. По правило генералната съвкупност е с голям обем, защото обхваща много хора или дори може да бъде безкрайна. Това обаче не винаги е така. Съществуват генерални съвкупности с неголям брой членове. Например, генерална съвкупност могат да образуват: (а) "всички студенти от Софийския университет" и нейният обем е няколко хиляди, (б) "всички присъстващи студенти в аудиторията" и нейният обем може да е само няколко човека, дори двама, (в) "всички блондинки в света" и нейният обем е няколко милиона. Отличителна черта на генералната съвкупност *не* е нейния размер, а това, че *всички* членове на дадената група (например: блондинка, студент) са включени в нея.

Всяка измерена характеристика на генералната съвкупност се нарича **параметър**. Например, параметрите (характеристиките) на генералната съвкупност: "всички блондинки в света" могат да бъдат: височина, тегло, дължина на косата, знанията по статистика и т.н. Когато е налице достъп до *всеки* член от генералната съвкупност не представлява проблем да се изчислят нейните параметри (характеристики). Когато обаче размерът на генералната съвкупност е значителен е много трудно да се изчислят нейните параметри (характеристики) и в този случай изследователя използва извадка (която е в десети и стотин).

Извадката представлява малка група от всички членове на генералната съвкупност. В повечето изследвания не е физически възможно да се обхванат всички членове на генералната съвкупност. Например интерес представлява каква е *средната възраст* (това е параметъра) на *студентите от Софийския университет „Св. Климент Охридски"* (това е генералната съвкупност). Тъй като техният брой е много голям (в хиляди), то събирането на информацията за *всички* студенти (за генералната съвкупност) е много сложна задача. Именно в такива случаи се селектира подмножество на генералната съвкупност, което се нарича извадка, чийто брой обикновено е няколко десетки или стотин студента. Тогава в изследването вместо цялата генерална съвкупност (няколко хиляди) се включват и анализират само членовете на извадката (няколко стотин).

В този случай целта на изследването е на базата на извадката да се направят изводи за генералната съвкупност, т.е. на базата на анализа на част от генералната съвкупност да се направят изводи за цялата генерална съвкупност.

Терминът *статистика* може да се използва в два аспекта: **(а)** като наука и **(б)** като число (например: 2; 3.45). **Статистика** (като число) е всяка измерена характеристика на извадката. Изследователя използва статистиката (като число) за да оцени параметрите (характеристиките) на генералната съвкупност. Тъй като в повечето случаи е много по-лесен достъпът до извадката от колкото до цялата генерална съвкупност, то много по-лесно е да се изчисли статистиката (като число) на извадката от колкото параметъра (характеристиката) на генералната съвкупност. Ето защо на практика изследователя винаги анализирайки извадка прави изводи за генералната съвкупност, т.е статистиката (като наука) позволява на базата на анализ на извадка да се направи *статистическа оценка* на параметрите (характеристиките) на генералната съвкупност.

Именно в това е целият смисъл! **(1)** Първо се избира се извадка, **(2)** после се измерват нейните характеристиките, т.е. изчислява се статистиката (като число) на извадката и **(3)** тогава на нейна база се правят изводи за параметрите на генералната съвкупност, което е крайната цел на всяко изследване.

Накратко, статистиката (като наука) е техника за *прогнозиране* (изчисляване) на неизвестните параметри на генералната съвкупност на базата на известната статистиката (като число) за нейна извадка, т.е. тя е наука за генерализиране, за обобщаване на много елементи на базата на изследване на малко елементи. Прогнозата може да е точкова (като число, например 5) или интервална оценка (интервал от стойности, например: между 3 и 5), като този интервал се нарича доверителен интервал.

Изследователят винаги се интересува от параметрите на генералната съвкупност, а не от характеристиките на извадката!

Статистиката (като наука) позволява на изследователя на базата на измерените характеристики на извадката да получи *статистическа оценка* (точкова или интервална) на параметрите на генералната съвкупност. Статистиката (като число) позволява на изследователя да измери характеристиките на извадката, които на практика не му представляват научен интерес.

Ето защо под термина статистика по нататък ще се подразбира статистиката като наука.

Пример 1.0. Например нека изследовател да се интересува от броят на децата на студентите от Софийския университет „Св. Климент Охридски”. Генералната съвкупност е *студентите от Софийския университет „Св. Климент Охридски”*, а нейният параметър (характеристика), който представлява научен интерес за изследователя е *среден брой на деца*. Тъй като генералната съвкупност е много голяма (няколко хиляди), то изследователят няма възможност да интервюира всички студенти и затова той селектира подмножество на генералната съвкупност – *извадка*, която се състои от 325 студенти от Софийския университет „Св. Климент Охридски”.

След като е анкетирал всичките 325 студенти от извадката за броят на техните деца, той е изчислил, че средно всеки студент има по **1.18** деца. Числото **1.18** е статистиката (като число) на характеристиката *брой деца* за извадката. Но изследователя не се интересува от средния брой деца за извадката (325 студенти), а за средния брой деца за цялата генерална съвкупност (няколко хиляди).

Тогава статистиката (като наука) му позволява да оцени, *прогнозира* (с определена вероятност) интересуващия го неизвестен параметър на генералната съвкупност – среден брой деца. Тази оценка се казва *статистическа оценка* и нека да е **1.21** деца (с вероятност 95%). Такава оценка се казва точкова оценка (защото е едно конкретно число: **1.21**).

Освен това статистиката (като наука) позволява на изследователя да оцени, *прогнозира* (с определена вероятност, която се казва доверителна вероятност), че средният брой деца за генералната съвкупност ще е в интервала **[1.13, 1.29]** (с доверителна вероятност 95%). Тази оценка се казва интервална. Точковата оценка винаги е вътре в интервалната оценка, както е в примера: $1.13<1.21<1.29$.

В повечето случаи изследователя анализира само точковата оценка (**1.21**).

За да може *прогнозата* на неизвестните параметри на генералната съвкупност да бъде по-точна извадката е необходимо да е **представителна извадка** за генералната съвкупност. Това е такава извадка на генералната съвкупност, която съдържа такива нейни елементи, които дават пълна картина за разнообразието ѝ. В този случай представителната извадка има същите характеристики като генералната съвкупност и осигурява на изследователя миниатюрно огледално изображение на цялата генерална съвкупност.

Има два основни метода за получаване на представителна извадка: **(1)** случаен подбор, избор и **(2)** квотен, пропорционален подбор, който е два вида: **(а)** стратифицирана (разслоена) извадка – генералната съвкупност е разделена на не препокриващи се групи, които се казват *пластове* и за всеки от тези пластове се прилага метода на обикновената случайна извадка и **(б)** кластерна извадка – генералната съвкупност се разделя на не препокриващи се групи, които се казват *кластери*,

селектират се случайни кластери и после се включват всички представители от дадения кластер. Това е най-лесния и евтин начин да се получи представителна извадка

(1) *Случайният избор* е може би един от най-абсурдните и най-неправилно използвани термини в масмедиите. Вестниците заявяват, че са направили случаен подбор на техните читатели, телевизионните програми говорят за интервюта със случайни граждани (на София) и т. н. Това произтича от погрешното използване на предположението че случайното е синоним на това, което се е случило, което не е така. Ако журналистът интервюира случайния гражданин на София, който върви по тротоара пред него това не означава това е случаен избор. *Случайният избор* изисква всички представители на цялата генерална съвкупност да имат еднакъв шанс за включване в извадката. Това означава включително, че никоя група от представители на генералната съвкупност не трябва систематично да се изключва. За примера това означава, че всеки софиянец (включително и тези от болниците, офисите, в командировка, в затвора, в казармата и т. н.) да има еднакъв шанс да бъде в този момент пред журналистите. Ако е необходима случайна извадка на студентите от СУ „Св. Климент Охридски" не е достатъчно пред кафето да се анкетират случайно минаващите студенти. По този начин се изключват студентите, които имат лекции в момента или нямат занятия и са в библиотеката или са на почивка. Ако няма избор между всичките представителите на цялата генерална съвкупност, изборът не може да е случаен. За да се получи случайна извадка от студентите на СУ „Св. Климент Охридски" трябва от деловодството да се получи списък с всички студенти на СУ „Св. Климент Охридски" и от него по случаен начин да се избере извадката. След това се намира всеки студент, който е избран и да се интервюира. Важно е да се знае, че извадката не е случайна ако респондентите, които са избрани по случаен начин не са съгласни да ги интервюират. В примера с журналиста, за да е интервюирал по случаен начин софиянци той трябва да отиде в кметството и от списъка на всички живеещи в София (повече от милион) да избере по случаен начин своята извадка, после да ги открие и да ги интервюира без те да имат право да откажат. Същото важи и за вестника: редакторът трябва да разполага със списъка на всички свои читатели (не е ясно от къде може да го намери), от него да избере по случаен начин своята извадка и след това да анкетира своите читатели без те да имат право да откажат.

(2) *Пропорционалният* или *квотният принцип* е другият метод за избор на представителна извадка.

За **(а)** стратифицираната (разслоена) извадка това е комбинация от случайната извадка с пропорционален избор на всяка подгрупа на генералната съвкупност. За да събере такава извадка изследователят трябва предварително да знае важните характеристики на генералната съвкупност и целево да избере елементите на извадката, които да имат същите характеристики в същата пропорция.

Например съгласно Националният статистически институт разпределението на основните етноси в България през 2002 г. е: българи – 84.4%, турци – 9.4%, роми – 4.6% и други етноси – 1.6%. За да се формира представителна извадка за българската нация трябва да се съхранят същите пропорции (Ганева, 2009, стр. 119).

При **(б)** кластерната извадка изследователя може например по случаен начин да избере училищата в които ще бъде проведено изследването.

Когато извадката е селектирана и информацията от нея е събрана се допуска, че измерванията направени по нея няма да съвпадат напълно с измерванията, направени по цялата генерална съвкупност, т. е. статистическата оценка на параметъра на генералната съвкупност, получена от анализа на извадката няма да съвпада с неизвестната стойност на параметъра на генералната съвкупност.

За да се различават двете измервания за генералната съвкупност се използват гръцките букви, а за извадката латинските букви. Например средноаритметичната стойност, която се дефинира като сумата от стойностите на елементите разделена на техния брой за извадката се обозначава с M (което идва от първата буква на английският термин mean), а за генералната съвкупност с μ.

Грешката на извадката е разликата между стойността за извадката и стойността за генералната съвкупност. В примера за средноаритметичната стойност грешката на извадката се дефинира като $M - \mu$. Нормално е винаги да има такава грешка и това не означава, че изследването е грешно проведено.

Грешката на извадката може да бъде: **(а)** както положителна, така и отрицателна, **(б)** както голяма (по абсолютна стойност) така и малко число, но ако изследването е проведено правилно, тя трябва да е *случайна по стойност грешка*, а не да е систематична грешка.

- **Генералната съвкупност** включва всички членове на дефинирана от изследователя група.
- **Параметърът на генералната съвкупност** представлява нейна дескриптивна характеристика, която винаги е фиксирано число (например: средноаритметична стойност).
- **Извадката** е подмножество на генералната съвкупност. В нея не се включват всички членове на генералната съвкупност.
- **Статистиката** (като число) е всяко измерване получено от извадката.
- **Статистиката** (като наука) е техника за оценка, *прогнозиране* на неизвестните параметри на генералната съвкупност на базата на известната статистиката (като число) за нейна извадка, т.е. тя е наука за генерализиране, за обобщаване на много елементи на базата на изследване на малко елементи.
- **Представителната извадка** е подмножество на генералната съвкупност, което има същите статистически характеристики като генералната съвкупност.

1.9 ТЕОРИЯ НА ВЕРОЯТНОСТИТЕ

Вторият стълб (първият е теорията на измерването), на който е изградена статистиката е теорията на вероятностите.

Във всички случаи, когато се събира извадка от генералната съвкупност то не е възможно да се направят изводи за генералната съвкупност със 100% сигурност. С други думи, статистическата оценка на параметрите на генералната съвкупност, които са получени на базата на анализа на извадката не могат да гарантират че са със 100% сигурни.

Ето защо един от основните въпроси пред статистиката е да се определи степента на достоверност на всички заключения за генералната съвкупност, които са направени на базата на нейна представителна извадка. Количествената оценка на степента на достоверност се дефинира в термините на теорията на вероятностите.

Въпреки че концепцията за вероятност е приложима както за дискретни променливи така и за непрекъснати променливи за по-лесно разбиране на материала вероятността е демонстрирана само върху дискретни променливи.

Експеримент е всяко действие (например: хвърляне на зар, монета и т. н.), което води до наблюдаем резултат, наречен **наблюдение**.

Нека е разгледан следният експеримент. Ако се хвърли зар един път, то са възможни шест резултата: $\{1,2,3,4,5,6\}$ и само един от тях е наблюдението, което се е случило (например: 6). Как в този случай се дефинира *вероятността* или степента на достоверност, че се е получила конкретна стойност на зара. Ако всичките възможни резултата са еднакво вероятни (всеки един от тях има еднаква вероятност да се случи), то тогава се дефинира вероятността за събитието E, която се записва $P(E)$ като броя s на случаите, когато дадено събитие се случва към общия брой t възможни събития. Класическият модел дефинира вероятността като $P(E) = s/t$. В примера със зара вероятността да се падне което и да е число е равна на $1/6$.

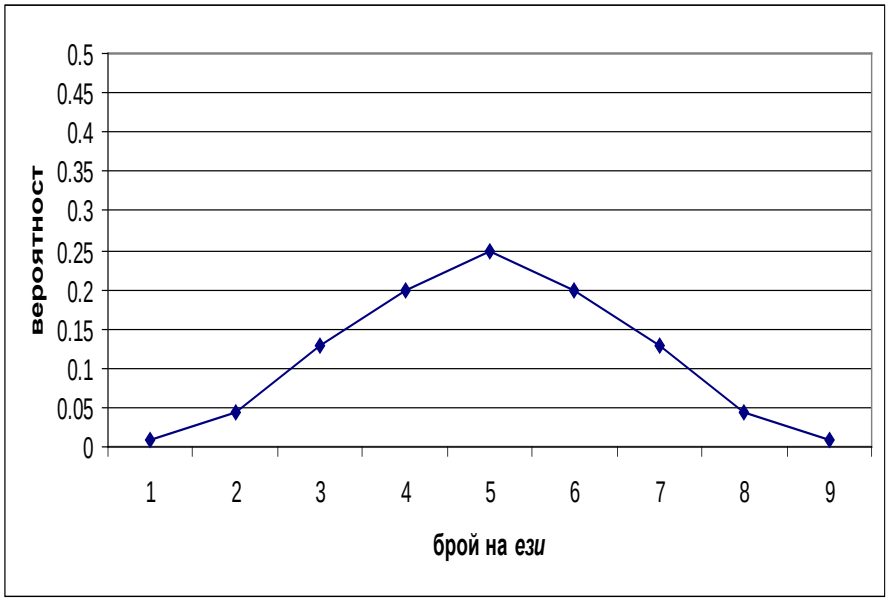
Теорията на вероятностите е наука, която изучава закономерностите породени от случайни променливи. Тъй като в основата на теорията на вероятностите и съответно в статистиката лежи понятието *случайна променлива* то е разгледано по-обстойно.

ОСНОВНИ ПОНЯТИЯ ЗА СЛУЧАЙНИТЕ ПРОМЕНЛИВИ

Не е нужно човек да е минавал какъвто и да е курс по теория на вероятностите, за да има житейски понятия за нея. Тя борави със събития, които могат да се случат, а могат и да не се случат. Всяко събитие, което може да се случи, а може и да не се случи, се нарича случайно събитие[1], което се описва със **случайна променлива**. Всяка случайна променлива приема определена стойност с определена **вероятност**, която варира *от* 0 - *никога не приема тази стойност до* 1 - *винаги приема тази стойност*. Сумата на вероятностите на всички възможни стойности, които случайната променлива може да приеме е винаги равна на 1. Ето защо е прието, когато се говори за случайни променливи да се споменава не просто какви стойности тя може да приема, но и тяхната вероятност.

- **Случайна променлива** е всяка променлива, чиято стойност не може да се прогнозира точно.
- **Вероятността** е числовата мярка на обективната възможност за поява на случайно събитие. Винаги е по-голяма от 0 и по-малка от 1. Тя е 0, когато случайното събитие *никога* не може да се случи и е 1, когато случайното събитие *винаги* се случва.

Например хвърляне на една монета е ситуация с два възможни изхода да се падне ези или тура. Всеки от двата варианта може да се случи с еднаква вероятност. Ако падането на ези се дефинира като "успех", то тогава вероятността за успех при хвърлянето на монетата е 0.50. Това се изчислява като едната възможност да се падне *ези*, се разделя на двата възможни случая на изход (ези, тура).



Фигура 1.1 Функция на разпределението на случайната променлива *ези*

Ако се хвърлят не една, а 10 монети едновременно, то тогава случайната променлива *ези*, която показва колко пъти се е паднало *ези*, може да приеме една от следните стойности: 0, 1, 2,..., 10. На Фигура 1.1 е показана **функцията на разпределението** на случайната променлива *ези*, която дава вероятността, с която случайната променлива *ези* може да приеме всяка от стойностите от 0, 1,..., до 10.

Функцията на разпределението характеризира генералната съвкупност. Ако се проведе експеримент и например същите 10 монети се хвърлят 20 пъти и всеки път се брои колко пъти се е паднало *ези* и се построи графика на честотата на падналите се *ези*

[1] Ако едно случайно събитие настъпва с вероятност 0 означава, че то *никога* не настъпва. Аналогично, ако едно случайно събитие настъпва с вероятност 1, то означава, че то *винаги* настъпва.

(вместо тяхната вероятност) от броя на *ези*, то ще се получи графика подобна на тази от Фигура 1.1. Тя се нарича **честотна графика** или графика на **честотно разпределение** за променливата за разглежданата извадка (20). С увеличаване на размера на извадката честотното разпределение на променливата *ези* се доближава до функцията на разпределението на променливата *ези* за генералната съвкупност. Ето защо ако е налице достъп до генералната съвкупност, то може да се изчисли функцията на разпределението на нейната променлива. Ако е налице само представителна извадка, то може да се изчисли честотното разпределение за тази променлива, което с увеличаването на размера на извадката ще се доближава до функцията на разпределението.

Основната характеристика на честотното разпределение е неговата симетричност. Френският математик Абрахам Демоивре (Abraham Demoivre, 1667-1754) намира математическото уравнение, което апроксимира графиката, показана на Фигура 1.1, т. е. всички възможни изходи при хвърлянето на *всякакъв брой* монети. Уравнението е наречено уравнение на **нормално разпределение**. Нормалното разпределение е основа за изясняване на статистическото оценяване, статистическата проверка на хипотези и други понятия, които са анализирани по-нататък.

Нормалното разпределение е модел, който отразява закономерностите в масовите явления и влиянието на множество случайни причини (променливи) върху тях. То е открито и описано два пъти независимо един от друг от немския математик Карл Гаус (Carl Gauss, 1777-1885) и от френския математик, физик и астроном Пиер Лаплас (Pierre-Simon, marquis de Laplace, 1749-1827). Ето защо често нормалното разпределение се нарича разпределение на Гаус-Лаплас или Гаусовско разпределение. Те го прилагат в теорията на случайните грешки.

Широкото разпространение на нормалното разпределение се обяснява от фундаменталното свойство на природата вероятността на сумата на голям брой независими случайни явления (процеси, променливи) да има нормално разпределение. Свойството е формулирано като централната пределна теорема, доказана от руския математик академик Александър Ляпунов (1857-1918). Според нея ако върху една случайна променлива влияят много и независими помежду си фактори, то тя има нормално разпределение. С други думи ако дадена случайна променлива приема множество стойности и те са резултат от много фактори, действащи еднакво и независимо един от друг, то тогава случайната променлива има нормално разпределение. Именно защото това е най-често срещаният случай в природата това разпределение е наречено *нормално*.

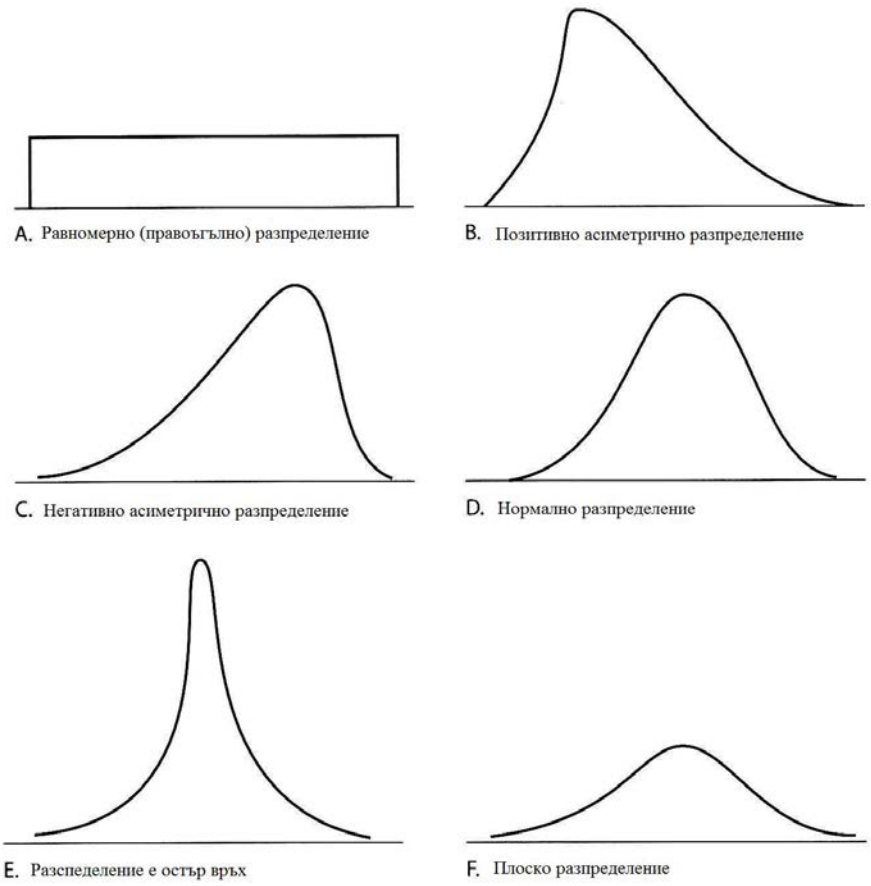
Нормалното разпределение има форма на *камбана* (виж Фигура 1.1 и Фигура 1.2D). По принцип честотното разпределение на всяка променлива има неограничен брой форми на разпределение. Формата зависи от това как наблюденията са разположени в скалата за измерване. Формите на честотното разпределение могат да бъдат: **(1)** равномерни или неравномерни; **(2)** симетрични или асиметрични.

Съществуват процедури, които включват изчисляване на количествените характеристики на разпределението. Най-важните числови характеристики на разпределението са: мерки за централната тенденция (средните значения) и мерки за разсейването.

На графика **A** на Фигура 1.2 е показано равномерно разпределение наречено още правоъгълно. В този случай всички възможни стойности на променливата могат да настъпят с еднаква вероятност. Ако това условие не е изпълнено са налице неравномерни разпределения, които са показани на останалите графики.

Под асиметрия се разбира недостигът на симетричност в честотното разпределение. На графики **B** и **C** са показани асиметрични разпределения, а на графики **D**, **E** и **F** те са симетрични.

Описанието на всяко честотно разпределение се състои в установяването на неговата форма, средни стойности и разсейване (вариация). Формата е описана чрез **графиката**, измерването на **централните тенденции** (средните значения) показва средните числа, а **разсейването** определя ширината в разпределението от средните значения и показва до колко са разпръснати точките.



Фигура 1.2 Различни форми на честотно разпределение

Когато асиметрията е позитивна (графика **B**) наблюденията се натрупват в ляво, а когато асиметрията е отрицателна (графика **C**) те се натрупват в дясно. Въпреки че и трите графики **D**, **E** и **F** са симетрични, т. е. тяхната асиметричност е равна на 0, те се отличават по **ексцес**. Ексцесът е мярка за заостреност, за островърхност. Ако по-голяма част от наблюденията попадат в средата, като графика **E**, то тогава е налице остър връх. Ако разпределението се доближава повече до равномерното, но по-голяма част от наблюденията са в центъра, както е на графика **F**, тогава разпределението се нарича плоско. Разпределението с умерен връх, като на графика **D**, се нарича приблизително нормално.

- **Честотното разпределение** показва броя на наблюденията, които попадат във всяка възможна стойност на променливата.
- **Честотната графика** е линейна графика, в която броят на наблюденията за всяка възможна стойност на променливата е изобразен като точка. Всички точки са свързани помежду си с права линия.
- В **честотната таблица** е даден броят на наблюденията за всяка възможна стойност на променливата.
- **Асиметрия** е степента, в която по-голяма част от наблюденията в честотното разпределение се намират в един от неговите краища.
- **Ексцес** е степента на заостреност в едно симетрично разпределение.

1.10 ДЕСКРИПТИВНА И ДЕДУКТИВНА СТАТИСТИКА

Статистиката много често се разделя на два големи раздела: **дескриптивна** или описателна и **дедуктивна** статистика или т. нар. статистика на изводите.

Дескриптивна статистика се използва при описание на данните, които са събрани (обикновено това е извадката), от където произтича наименованието ѝ. Така например

за Пример 1.0 дескриптивна статистика е: обем на извадката – 325, брой момчета – 112, брой момичета – 213, семейни – 198, до 18 години – 25, с едно дете – 118, среден брой деца – 1.18 и т.н.

Дедуктивната статистика се използва, когато изследователят иска да направи изводи за *параметрите* на генералната съвкупност по характеристиките на представителната извадка, т. е. тя се състои от статистически процедури за получаване на оценка на параметрите на генералната съвкупност по нейна представителна извадка. Като се използват данните от извадката дедуктивната статистика позволява да се направят изводи за параметрите на генералната съвкупност и затова се нарича още и статистика на изводите. За Пример 1.0 дедуктивната статистика позволява на изследователя да оцени, прогнозира какъв е среден брой деца за всичките студенти от Софийския университет „Св. Климент Охридски" (генералната съвкупност) – 1.21, като използва извадка от 325 респондента за които средния брой деца е 1.18.

Само когато изследователят разполага с всички данни от генералната съвкупност, а не с извадка могат да се направят изводи със 100% сигурност. Ето защо една от основните задачи на дедуктивната статистика е да оцени степента на сигурност (т. е. вероятността) на изводите, направени на базата на извадката.

Дедуктивната статистика, от своя страна, се разделя на два подраздела, според двата типа научни хипотези (виж Раздел 1.4):

- *Съпоставителна статистика*. Тази статистика се използва за проверка на хипотезите за разлика.
- *Асоциативна* или *корелационна статистика*. Тази статистика се използва за проверка на хипотезите за асоциация.

- **Дескриптивната статистика** само описва данните. За целта използва методи за тяхната класификация и за получаване на обобщените им характеристики.
- **Дедуктивната статистика** се състои от методи, които позволяват да се направят заключения, изводи за генералната съвкупност чрез изследване на извадка от нея.

1.10.1 ПРИЛОЖЕНИЕ НА ДЕСКРИПТИВНАТА СТАТИСТИКА

Съвременният свят е изпълнен с информация. Според някои източници има повече от два ексабайта (ексабайт = 10^{18} или 2^{60} байта) нова уникална информация, която се създава всяка година в света. Това е огромно количество първична информация или необработени, **първични данни**. Компютрите позволяват да се събере и обработи повече информация от колкото който и да е човек би могъл да запамети и обработи. Компютърните **бази данни** съдържат огромно количество различна по съдържание информация, например медицинска, демографска, икономическа, педагогическа и психологическа и съхраняват огромно количество от числа и графики.

Предизвикателството обаче, пред което всеки човек е изправен, е да се опита да интерпретира тази информация в логичен и приложим начин.

Най-добрата стратегия при работата с огромно количество информация не е да се прегледа като се прочетат стотици и хиляди числа, които представляват първична, сурова информация. Необходимо е интелектуално обобщение на суровата информация. Необходимо е драматично намаляване на изходната информация и свеждане на фактите до няколко обобщени измервания, които предават основната идея и изводите, които могат да се направят от нея.

Именно в такива случаи е необходимо прилагането на дескриптивната статистика.

Описанието на данните може да се направи по два начина: (а) графичен, например, Фигура 1.1 и (б) числово обобщение на суровите данни, например: изчисляване на средните аритметични стойности, дисперсията и т. н. Обобщената описателна информация дава представа както за средната удовлетвореност на студените (Пример 1.1 – 6.43), така и за нейната вариация (разсейване) (Пример 1.1 – минимална удовлетвореност: 3.48, максимална удовлетвореност: 9.61).

Тъй като в повечето случаи изследователите се интересуват не от извадката, а от генералната съвкупност, то за целта е необходимо да се използва не дескриптивната, а дедуктивната статистика.

Пример 1.1. Дескриптивна статистика. Нека един преподавател да чете лекции по статистика в Софийския университет „Св. Климент Охридски" и нека той се интересува дали неговите студенти са удовлетворени от тях. За целта той раздава на всички студенти въпросник от 5 въпроса във формат на Ликерт, които формират скала за *удовлетвореност* на студента от преподаването, която е във формат на Ликерт. Отговорите на всеки от въпросите е с 10 нива: 1 - напълно не съгласен; ... 5 – неутрално мнение; ... 10 - напълно съгласен. Отчитайки различните форми на обучение, нека са анкетирани 108 студента (момчета и момичета). За да се опишат резултатите от анкетата не е необходимо да се представя число по число цялата информация от всички събрани 108 анкети (108 анкети по 5 отговора всяка = 540 числа). Ще е много по-информативно ако се изчисли и се цитират няколко обобщени параметъра (числа) като например: **(а)** средната удовлетвореност на студентите: 6.43 (в скала от 1 до 10), **(б)** най-ниската оценка на удовлетвореност от преподавателя: 3.48, **(в)** най-високата оценка на удовлетвореност: 9.61, **(г)** най-често даваната оценка: 6.78.

1.10.2 ПРИЛОЖЕНИЕ НА ДЕДУКТИВНАТА СТАТИСТИКА: СЪПОСТАВИТЕЛНА СТАТИСТИКА

В повечето случаи изследователите нямат достъп до генералната съвкупност, а само до представителната извадка. В този случай с помощта на *дедуктивната статистика* може да се направи статистическа оценка на параметрите на генералната съвкупност на основата на характеристиките за представителната извадка. На практика това е най-често срещаната ситуация в ежедневието: всички препоръки за изделия, храни, лекарства и т. н. са направени на основата на изследване на извадка и чрез методите на дедуктивната статистика са се получили изводи, които са обобщени за генералната съвкупност. Ето защо дедуктивната статистика се нарича още и *статистика на изводите*. Чрез нея се правят изводи за генералната съвкупност като се изследва само нейна представителна извадка.

Пример 1.2. Съпоставителна статистика. Същият преподавател по статистика от Пример 1.1 за *дескриптивна статистика* чете лекции в два университета: в Софийския и в Пловдивския. Нека преподавателят да се интересува дали има разлика в *удовлетвореността* от преподаването на статистика на неговите студенти в двата университета. За целта той раздава анкета на всички свои студенти, т. е. опитва се да анкетира генералната съвкупност, но тъй като не всички студенти са му предали попълнени анкети, то на практика той разполага с извадка от нея. Предполага се, че по случаен принцип, т. е. по различни причини някои студенти не са попълнили анкетата и затова извадката се третира като представителна. На базата на представителната извадка преподавателят е получил следните резултати: **(а)** средната удовлетвореност на студентите от Софийския университет е 6.57 (базирана на обработката на 34 анкети от общо 108 студента по статистика); **(б)** Средната удовлетвореност на студентите от Пловдивския университет е 6.02 (базирана на обработката на 31 анкети от общо 97 студента по статистика). Тъй като не всички 205 (108 от Софийския и 97 от Пловдивския университет) студенти са предали анкетите си, то преподавателят разполага с *представителна извадка* от 65 (34 и 31) негови студенти по статистика и затова може да получи само *оценка* на удовлетвореността на всичките студенти, която ще има вероятностен характер (обикновено се прави оценка на параметрите с 95% вероятност). В този случай възниква въпросът дали разликата между *оценките* на средната *удовлетвореност* на студентите от Софийския университет - 6.57 и от Пловдивския университет - 6.02 е достатъчно "голяма", за да се каже, че наистина има различие в удовлетвореността на студентите или тази разлика е "малка" и е в следствие на точността на оценката, т. е. тя е случайната грешка.

За да се отговори на този въпрос трябва да се формулира научна хипотеза за разлика (виж Раздел 1.4) и с помощта на подходящ статистически тест да се направи едно от двете заключения:

- *няма* статистическо различие между оценките за *удовлетвореността* на студентите от двата университета. В този случай може да се направи изводът, че *удовлетвореността* на

студентите от Софийския университет (6.57) от преподавателя им по статистика е *еднаква* с тази на колегите им от Пловдивския университет (6.02).
- *има* статистическо различие между двете оценки за *удовлетвореността* на студентите от двата университета. В този случай може да се направи изводът, че *удовлетвореността* на студентите от Софийския университет (6.57) от преподавателя им по статистика е статистически значимо *по-голяма* от тази на колегите им от Пловдивския университет (6.02).

С помощта на дедуктивната статистика изследователят прави статистически изводи относно това дали различията в зависимата променлива (в случая: *удовлетвореността* на студентите от статистиката) са случайни (няма различие) или са следствие (има различие) от независимата променлива (в случая: студент от софийския или пловдивския университет).

Статистическите изводи установяват *вероятността* въздействието на една променлива върху друга да се смята за случайно.

1.10.3 ПРИЛОЖЕНИЕ НА ДЕДУКТИВНАТА СТАТИСТИКА: АСОЦИАТИВНА/КОРЕЛАЦИОННА СТАТИСТИКА

Нека същият преподавател по статистика (Пример 1.1 и 1.2) се интересува дали има връзка между *удовлетвореността* на неговите студенти от работата му и *достигнатото образователно ниво*, а именно в кой курс са. Това е научна хипотеза за асоциация (виж Раздел 1.4): Ако съществува такава връзка, то определено един и същ курс от лекции по статистика не може да се чете на всички студенти. За проверка на научната хипотеза за асоциация трябва да се проведе статистически **тест за асоциация/корелация** между двете променливи: *удовлетвореност* от преподавателя по статистика и *година на обучение* на студента.

1.10.4 ПРЕДПОСТАВКИ ЗА ПРИЛОЖЕНИЕ НА ДЕДУКТИВНАТА СТАТИСТИКА

Дедуктивната (съпоставителната и асоциативната/корелационната) статистика се използват, когато се прави *оценка на параметрите* на генералната съвкупност по нейна извадка като се използва нейните характеристики. Очевидно е, че такава *оценка* не винаги е възможна, а само при определени условия, които в статистиката се наричат *предпоставки* за провеждане на статистически тест. Те са различни за всички статистически процедури и са разгледани подробно в съответните глави на учебника. Условията, при които е възможно да се проведе статистически анализ се разделят на две групи:

Първата група условия са свързани с начина на избор на изследваните лица т. е. как е формирана извадката. Само ако е събрана и анализирана *представителна извадка* може да се правят валидни изводи за генералната съвкупност.

Втората група условия се отнасят до типа данни, които се анализират статистически, т.е. от скала за измерване (виж Раздел 1.6). За съжаление науката все още не е разработила методи за статистически анализ на произволен тип данни, което на практика води до ограничения както на **(а)** типа въпроси, които се задават, така и на **(б)** предлагания набор на възможни отговори, които подлежат на статистически анализ. Винаги е необходимо да се отчитат тези две основни ограничения при планиране на научното изследване.

Какво се случва ако не са изпълнени двете групи условия? Ако първото условие за това как са събрани данните е нарушено, то е налице *шанс* да "се спасят" част от данните. Има разработени методи как да се досъберат още анкети с цел непредставителната извадка да стане представителна. На практика това означава че ще се наложи както събирането на нови анкети, така и унищожаването (не използването) на част от вече събраните.

Ако обаче е нарушено второто условие, т. е. събрани са произволни данни, то положението в повечето случаи е неспасяемо. Ако въпросите са зададени по начин, по

който не формират първични данни, които да подлежат на статистически анализ, то в буквалния смисъл на думата трябва да се изхвърлят всички събрани данни (анкетни карти). Това означава, че целият труд, време, пари и усилия на изследователя са отишли напразно. Данните, който се формират от зададените въпроси, за които не е разработена статистика процедура за анализ, не могат да бъдат статистически обработени. Логично от тях не могат да бъдат направени изводи за параметрите на генералната съвкупност. Ето защо е необходимо много внимателно да се избират въпросите и отговорите в анкетните карти, защото те формират първичната информация. Необходимо е да се знае предварително с каква статистическа процедура ще се обработват първичните данни, т. е. необходимо е въпросите да бъдат анализирани *преди* да е започнало попълването им от изследваните лица.

Освен разгледаните две групи предпоставки, които са общи за всички статистически тестове, съществуват и специфични допълнителни предпоставки, които показват кога даден тест може да бъде приложен.

1.11 ПАРАМЕТРИЧНА И НЕПАРАМЕТРИЧНА СТАТИСТИКА

В зависимост от това дали имат изискване (предпоставка) за параметрите на разпределението им статистическите тестове условно се разделят на две групи:

1. към параметричната статистика се отнасят параметричните тестове, за които има допълнителни предпоставки т. нар. параметрични предпоставки;
2. към непараметричната статистика се отнасят непараметричните тестове, за които няма предпоставки за разпределението на данните, т. е. техните предпоставки са по-малко по отношение на параметричните тестове.

Статистическият тест, който е необходимо да бъде проведен зависи от научната хипотеза на изследователя и е възможно той да е:

а. параметричен,
б. непараметричен или
в. да има възможност да се избира между параметричен и непараметричен. В този случай първо се прави опит да се използва параметричният тест за проверка на научната хипотеза и само ако предпоставките за неговото провеждане не са изпълнени, то тогава се преминава към непараметричният алтернативен тест.

Някои статистически тестове са много чувствителни към неизпълнението на конкретна предпоставка, а други не са. Някои параметрични тестове са устойчиви към нарушение на една или повече от параметричните предпоставки. Устойчивостта предполага нарушение на някоя от предпоставките без това да засегне валидността на статистическите тестове.

- **Параметричните тестове** са статистически тестове за хипотези, които използват извадка, за да оценят параметрите на разпределението на генералната съвкупност. Те изискват да са изпълнени т. нар. параметрични предпоставки.
- **Непараметричните тестове** са статистически тестове за хипотези, за които няма изискване (предпоставки) за разпределение на данните, т. е. техните предпоставки са по-малко по отношение на параметричните тестове.
- Един тест е **устойчив** ако той осигурява валидни резултати дори и ако някои от неговите предпоставки не са изпълнени.

Тъй като няма разработени непараметрични тестове за всички параметрични тестове, то е възможно да възникне ситуация, в която предпоставките за параметричният статистически тест не са изпълнени и тогава поради липса на алтернативна възможност да не е възможно да се провери научната хипотеза! Решението в такива случаи е да се създадат нови променливи, за които да са изпълнени предпоставките за параметричния тест. Това се постига с трансформация на съществуващите променливи чрез сумиране, деление, логаритмуване и т. н.

1.12 СЪЩНОСТ НА ПОНЯТИЯТА СТАТИСТИЧЕСКА ХИПОТЕЗА И СИЛА НА ТЕСТА

Съществуват два вида хипотези които трябва да бъдат разпознавани и различавани в статистиката: *научна хипотеза* и *статистическа хипотеза*. **Научната хипотеза** е съждение, възможно решение на конкретен проблем. Тя се формулира като емпирична теорема в смисъл, че се проверява с резултатите от изследване. Емпиричното изследване отговаря на въпроса дали е вярна научната хипотеза или не. Формулирането на добра научна хипотеза е творчески процес. **Статистическата хипотеза** е утвърждение относно неизвестен параметър на генералната съвкупност. Тя се дефинира еднозначно и при нея липсва творчески процес. С помощта на статистиката се проверява статистическата хипотеза. Всеки статистически тест проверява една дадена статистическа хипотеза и отговаря еднозначно на въпроса дали тя е изпълнена или не е изпълнена.

Целта на всяко научно изследване е да се проверят издигнатите от изследователя научни хипотези, като за целта се провеждат необходимите статистически тестове за проверка на статистическите (а не на научните) хипотези.

Обикновено за една научна хипотеза е достатъчно да е формулирана една статистическа хипотеза, за чиято проверка ще е необходим само един статистически тест. Но за проверката на "по-творческите" научни хипотези се изискват формулирането на няколко статистически хипотези и съответно – провеждането на няколко статистически теста. Напълно е възможно и дори е честа ситуацията, особено при по-младите изследователи, така да са формулирали научната хипотеза, че да не позволява да се формулира за нея статистическа хипотези и съответно да не може да се проведе статистически тест. *Не всяка научна хипотеза може да се провери статистически*, затова трябва да се формулират само проверяеми научни хипотези.

Целият статистически анализ се основава на идеята за формулиране на статистически хипотези и тяхното тестване (проверка). Целта на провеждането на всеки статистически тест е да се вземе решение дали статистическата хипотеза е вярна или не. Методът, който изследователят използва, за да провери дали статистическата хипотеза е вярна се казва *проверка на хипотеза*. При проверката на всяка статистическа хипотеза решението на изследователя никога не може да бъде прието с абсолютна увереност, той винаги допуска *риск* да е взел неправилно решение. Същността на проверката на статистическата хипотеза е именно в това – да даде средство за контрол и за оценка на този риск от взимане на неправилно решение.

В следния житейски пример е представена идеята за статистически хипотези и тяхното тестване. Тестването на статистически хипотези, т. е. проверката дали тя е вярна или не, е сравнено с решението на съдебните заседатели, чиято роля в съда е да се произнесат еднозначно дали подсъдимият е виновен или не. Съдебните заседатели трябва да вземат еднозначно решение, да дадат отговор "да" или "не". Винаги се предполага, че подсъдимият е *невинен* и за това на съдебните заседатели се предоставят доказателства, че той е *виновен*[2]. Нека изследователят е един от съдебните заседатели, т. е. че е необходимо той да вземе решение "да" или "не". След като е запознат с всички предоставени доказателства за виновността на подсъдимия ако преобладават доказателствата за "виновност" съгласно дефиницията за виновност, то той прави заключението, че подсъдимият е наистина *виновен*, т. е. предположението, че е невинен се отхвърля. По аналогия статистическият анализ се базира на **"нулева хипотеза"**, която се обозначава като H_0 (буквата H идва от първата буква на английското hypothesis, а "нулата" 0 показва че хипотезата е за "нулев ефект"). Тя означава, че "няма ефект" или доказателствата за виновност нямат ефект и затова решението е, че подсъдимият е невинен. В Пример 1.2 тя може да бъде формулирана по следния начин: "H_0: Няма различие в средната *удовлетвореност* от курса по статистика на студентите от Софийския университет и от Пловдивския университет".

Едновременно с нулевата хипотеза H_0 изследователят формулира и **алтернативна хипотеза**, която се обозначава като H_1. Тя винаги е противоположна на нулевата. За

[2] в съда важи принципът, че не човек трябва да доказва, че не е виновен, а обвинението се стреми да докаже, че е виновен, т. е. човек е невинен до доказване на противното.

Пример 1.2 тя е формулирана по следния начин: "H_1: Има различие в средната *удовлетвореност* от курса по статистика на студентите от Софийския и от Пловдивския университет".

Във всички глави на учебника за всеки статистически тест са дефинирани както нулевата H_0, така и алтернативната H_1 хипотеза.

На Фигура 1.3 са представени логическите стъпки за проверка на нулевата H_0 и алтернативната H_1 хипотези за разлика (различие) (виж Раздел 1.4), които се формулират по следния начин:

$H_0 : \mu_1 = \mu_2$ *средноаритметични стойности* на генералната съвкупност за двете групи са *равни*

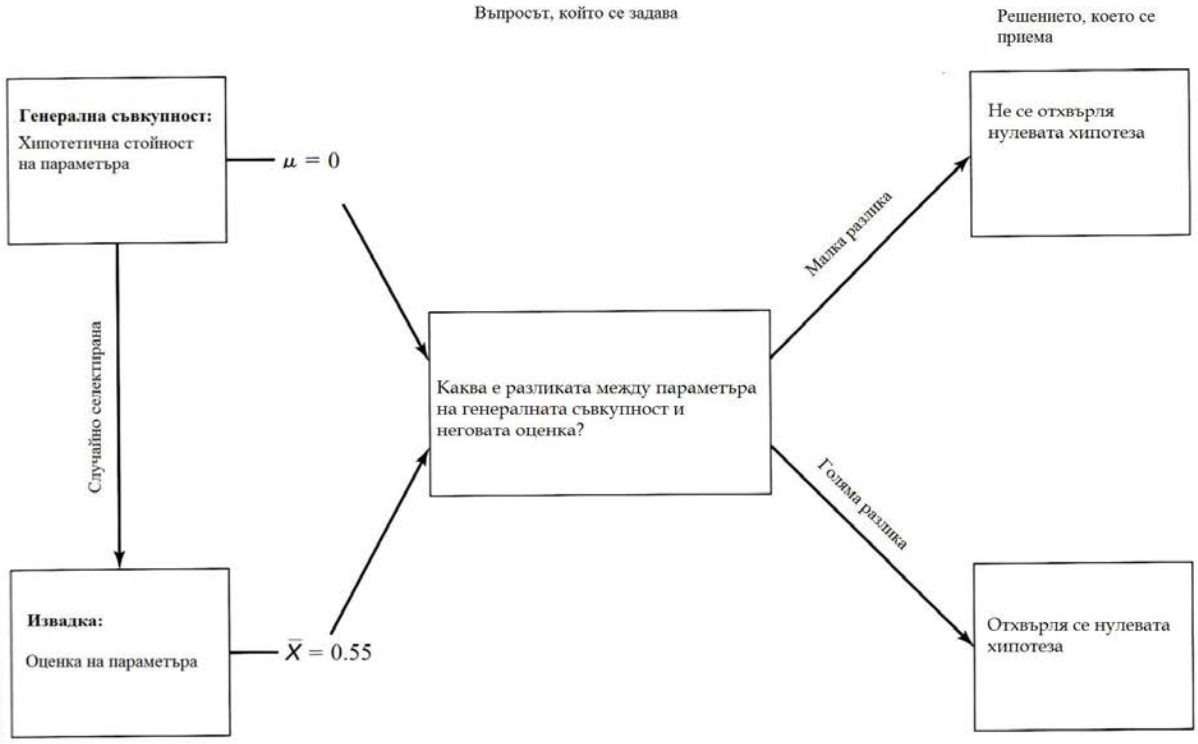
$H_1 : \mu_1 \neq \mu_2$ *средноаритметичните стойности* на генералната съвкупност за двете групи са *различни*

Целта на научното изследване е по време на провеждането му да се съберат доказателства, които позволяват да се отхвърли нулевата хипотеза H_0.

Ако доказателствата или статистическите резултати показват, че това което е наблюдавано е достатъчно, то тогава следва заключението, че са налице "статистически значими" доказателства да се отхвърли нулевата хипотеза H_0.

Ако статистическото решение е да се отхвърли нулевата хипотеза H_0, то тогава се приема, че алтернативната хипотеза H_1 е вярна.

- **Нулевата хипотеза** H_0 която подлежи на проверка със статистическия тест, е съждение, че няма различие или взаимовръзка/асоциация. Тя е взаимно изключваща се с алтернативната хипотеза H_1.
- **Алтернативната хипотеза** H_1 е противоположна на нулевата H_0. Тя показва, че има реално различие или взаимовръзка/асоциация. Обикновено това е хипотезата, която изследователят желае да потвърди в своето изследване.



Фигура 1.3 Логически стъпки за проверка на статистически хипотези за разлика

Ако обаче статистическото решение не отхвърля нулевата хипотеза H_0, то това не означава, че тя е вярна. Ако не са събрани статистически значими доказателства да се отхвърли нулевата хипотеза H_0 това не доказва, че тя е вярна или не. Това само означава,

че няма достатъчно доказателства да се "докаже виновност в този случай" т. е. приема се, че подсъдимият е невинен, защото не е доказано, че е виновен. Например нулевата хипотеза H_0 може да е вярна, но ефектът на независимата променлива върху зависимата може да е малък по отношение на зашумяващите променливи и затова е трудно да се разпознае и е взето решение да се отхвърли H_0. Въпреки че някои изследователи казват, че се приема нулевата хипотеза H_0, когато тя не може да се отхвърли, по-предпазливо е в такива случаи да се говори за "неудачно отхвърляне" или "съхраняване на нулевата хипотеза H_0". В учебника за опростяване в повечето примери се използват термините *приемане и отхвърляне на нулевата хипотеза* H_0.

По правило изследователите винаги се опитват да формулират по такъв начин *научните хипотези* за различие или асоциация, че тяхната цел да бъде отхвърляне на *нулевата статистическа хипотеза* H_0.

Като се използва отново съдебната терминология може да се каже, че изследователят е в ролята на прокурор, чиято задача е *винаги* да докаже, че подсъдимият е виновен т. е., че нулевата хипотеза H_0 се отхвърля, а алтернативната H_1 се приема.

При вземането на статистически решения обаче е възможно да се допусне грешка, тъй като статистическите заключения са изказвания за *вероятностни* предположения, а не за сигурни факти.

Налице са два вида грешки:

1. Възможно е да се отхвърли нулевата хипотеза H_0, когато тя фактически е вярна. Това означава да е взето решение, че има систематичен ефект на независимата променлива върху зависимата, когато *де факто* той не е налице. Това е грешка от първи род.
2. Другата грешка се състои в потвърждаване на нулевата хипотеза H_0, когато всъщност тя не е вярна. Това означава да е взето решение, че няма систематичен ефект на независимата върху зависимата променлива, когато *де факто* той е налице. Това се нарича грешка от втори род.

Таблица 1.2 Взимане на решение при тестване (проверка) на статистически хипотези

Решение на изследователя като използва дедуктивна статистика:	*Истина/ Действителност/ Реалност (H_0 е истина или не):*	
	H_0 е истина	**H_0 не е истина**
отхвърлена H_0	Грешка от първи род Вероятност $=\alpha$	***Правилно решение*** Вероятност $=1-\beta$
приета H_0	***Правилно решение*** Вероятност $=1-\alpha$	Грешка от втори род Вероятност $=\beta$

В горната част на Таблица 1.2 е дадена "истината", която изследователят търси и се стреми да докаже. Най в ляво, в първата колона е дадено решението, което е взел и твърди, че е истина. Например, ако нулевата хипотеза H_0 е отхвърлена, когато тя не е истина, то е взето правилно решение. Ако обаче нулевата хипотеза H_0 е отхвърлена, когато тя е истина, то е допусната грешка от първи род. Необходимо е да се знае, че от четирите възможни решения две са верни и две са грешни.

Грешката от първи род се контролира от критерия на изследователя за взимане на решение, който се нарича алфа α или ниво на статистическа значимост. Идеята за статистическа значимост е от особено значение в статистиката. В Пример 1.2 е разгледана средната удовлетвореност на студентите от Софийския и Пловдивския университет от преподавателя по статистика, чиито стойности са: 6.57 и 6.02. Разликата между две средни стойности (т. е. между 6.57 и 6.02) се казва, че е статистически значима, когато има малка вероятност тя да се дължи на *случайна грешка.* В този случай се отхвърля нулевата хипотеза H_0 и се приема алтернативната хипотеза H_1, а именно, че разликата (между 6.57 и 6.02) е породена от независимата променлива (в случая променливата *университет*). Коефициентът алфа α определя малката вероятност за грешка и се задава от изследователя. По правило той е малко число, например 0.05. Това

означава, че изследователят допуска възможността за грешка от първи род в 5% от изследването, т. е. при 1 от всеки 20 проведени от него теста. Понякога алфа α се задава да е 1% и в много редки случаи 0.1%. Алфа α е контролиран от изследователя параметър и зависи от решението му, от спецификата на конкретното изследване и от поставените научни хипотези.

Ако нулевата хипотеза H_0 не е вярна, но не е отхвърлена от изследователя, то в този случай той допуска грешка от втори род. Вероятността, с която се прави грешка от втори род се нарича бета β.

Силата на статистическия тест се дефинира като $1-\beta$. Когато се казва, че избраният от изследователя статистически тест има *малка сила* означава, че е вероятно да се допусне грешка от втори род, т. е. да не се отхвърли нулевата хипотеза H_0, когато тя фактически не е вярна. Колкото е по-голяма "силата" на статистическия тест, толкова са по-големи шансовете да се открият различията, когато те наистина съществуват, т. е. да се приеме алтернативната (научната) H_1 хипотеза, когато тя е вярна. Това е и целта на статистическия анализ.

- Допускането на **грешка от първи род** представлява отхвърляне на нулевата хипотеза H_0, когато тя е вярна.
- Допускането на **грешка от втори род** представлява приемане на нулевата хипотеза H_0, когато тя не е вярна.
- **Сила на статистическия тест** е вероятността, с която се отхвърля нулевата хипотеза H_0, когато тя не е вярна.

При зададено от изследователя ниво на значимост на алфа α (например 0.05 или 5%) силата на статистическия тест може да се повиши чрез увеличаване на *размера на извадката*, но прекалено голямата извадка поражда друг проблем (виж Раздел 1.14). Ето защо добра идея е размерът на извадката да се отчита още в процеса на планиране на научното изследване[3]. Много често се провежда пилотно изследване, за да се определи размерът на извадката. Статистическият пакет IBM SPSS Statistics има отделен модул наречен SamplePower, който изчислява размера на извадката при зададени сила на теста, която се ползва в конкретно изследване.

1.13 СЪЩНОСТ НА ТЕРМИНА *P*–СТОЙНОСТ

Доказателствата, които се използват, за да се отхвърли нулевата хипотеза H_0 за липса на различия се сумират във **вероятност**, която се нарича ***p*–стойност**. Колкото е по-малка *p*–стойността, толкова са повече доказателствата, с които изследователят разполага, за да отхвърли нулевата хипотеза H_0.

За първи път *p*–стойността е била въведена от Лаплас (Laplace) през 1770 г., след това използвана от Пирсън (Pearson) в неговия хи-квадрат тест (Pearson, 1914), но нейното широко използване е станало след публикациите на Фишер (Fisher) през 20-те години на миналия век. Той за първи път предлага нивото от $p=0.05$, или 1 от 20 шанса да се приема като граница за статистическа значимост и показва рационалността на този избор (Fisher, 1925; Fisher, 1935; Fisher & Yates, 1938). Ето защо най-често изследователите използват $p=0.05$ и по-рядко други стойности, например $p=0.01$.

Когато зададеният от изследователя критерии за отхвърляне на нулевата хипотеза H_0 е $\alpha = 0.05$, тогава за всяка стойност на p на статистическия тест, която *не е по-голяма* от 0.05, нулевата хипотеза H_0 се отхвърля. При $\alpha = 0.05$ за всички стойности на $p \le 0.05$ той взима решение да отхвърли нулевата хипотеза H_0.

Когато статистическият тест се провежда с помощта на статистически пакет (например IBM SPSS Statistics), то в резултатите от теста е включена и стойността за p за конкретния статистически тест. Това, което се изисква от изследователя е да сравни получената *p*–стойност за статистическия тест и ако тя е по-малка или равна на избраната от него стойност за α (например 0.05), то да отхвърли нулевата хипотеза H_0.

[3] виж Глава 2.

Например, ако е зададена $\alpha = 0.05$ и е получена вероятността от статистическия тест $p = 0.04$, то тогава може да се каже, че ефектът на независимата върху зависимата променлива е статистически значим, защото $p = 0.04 < 0.05$. Ако се е получило $p = 0.06$, то може да се направи извода, че ефектът на независимата променлива не е статистически значим, защото $p = 0.06 > 0.05$. Нека са получени следните две стойности $p = 0.49$ и $p = 0.001$ като и в двата случая те са статистически значими (≤ 0.05) и се взима едно и също решене за наличието на влияние на независимата променлива върху зависимата, въпреки че във втория те са значително по-статистически значими. Аналогично ако са получени следните резултати: $p = 0.51$ и $p = 0.89$ то и в двата случая се докладва липса на статистическа значимост (> 0.05), въпреки че първият може да се смята за приближаващ се до статистическа значимост. Именно затова е прието не само да се докладва наличието или отсъствието на статистическа значимост на независимата променлива върху зависимата, но и стойностите на p, които се получават от проведения статистически тест. Това позволява на читателя сам да прецени силата на статистическата значимост на конкретния статистически тест.

И така, p–стойността, която се изчислява при провеждане на конкретен статистически тест е в основата на взимане на статистическо решение от изследователя. Тя се сравнява с предварително дефинирана стойност на α, която обикновено е $\alpha = 0.05$.

Всички примери в учебника, които представят резултати от статистически тестове използват критерия, че при $p \leq 0.05$ нулевата хипотеза H_0 се отхвърля.

> **p–стойността** се изчислява при провеждане на статистически тест и е в основата на взимане на статистическо решение от изследователя за приемане или отхвърляне на нулевата хипотеза H_0.

Изследователите предпочитат да казват, че нулевата хипотеза H_0 се отхвърля, а не, че алтернативната хипотеза H_1 се приема. На пръв поглед изглежда странно да се зададе нулева хипотеза H_0 и да се тества с цел проверка дали тя се отхвърля, вместо направо да се зададе научната хипотеза и да се тества директно. Причината за това е, че нулевата хипотеза H_0 винаги е конкретна, а изследователската, научната хипотеза не е специфична, т. е. тя може да е произволно зададена от изследователя, чиято проверка на практика е много сложна. Това в повечето случаи принуждава *изследователя да формулира своите научни хипотези като алтернативни* H_1 на провежданите от него статистически тестове.

В Пример 1.2:

- нулевата хипотеза H_0 е, че: "няма различие между средните стойности в *удовлетвореността* на студентите по статистика от преподавателя им в Софийския и Пловдивския университет".
- алтернативната хипотеза H_1 е, че: "има различие между средните стойности в *удовлетвореността* на студентите по статистика от преподавателя им в Софийския и Пловдивския университет".

Научната хипотеза може да е произволна като в случая, че разликата между средните стойности в *удовлетвореността* на студентите по статистика е например 0.50, 0.65 или произволно избрано от изследователя число. Именно тази свобода при дефинирането на научната хипотеза не я прави универсална, което води до затруднения в нейната проверка. Това означава, че както и да е дефинирана научната хипотеза на практика изследователят винаги проверява нулевата хипотеза H_0 т. е., че няма разлика между средните стойности в оценките по статистика на студентите от двата университета. Ако нулевата хипотеза H_0 се отхвърли се потвърждава алтернативната (а не научната!) хипотеза H_1, че: "има разлика (без да се дефинира дали тя е 0.50, 0.65 или друго число) в *удовлетвореността* на студентите по статистика от преподавателя им в Софийския и Пловдивския университет". Затова на практика научната хипотеза изследователят е свежда до алтернативната H_1 и двете се третират като едно и също.

☐ В учебника ще се приема, че *научната хипотеза* е *алтернативната* H_1 и двете понятия се разглеждат като тъждествени.

1.14 СЪЩНОСТ НА ТЕРМИНА ГОЛЕМИНА НА ЕФЕКТА. РАЗЛИКА МЕЖДУ СТАТИСТИЧЕСКА И ФАКТИЧЕСКА ЗНАЧИМОСТ

Статистическата значимост на теста, с който се проверява какъв е ефектът на независимата променлива върху зависимата е единият от двата стълба, на които се крепи процесът на приемане или отхвърляне на научната хипотеза. Другият стълб е да се намери каква е **големината на ефекта** на независимата променлива върху зависимата. Той се изчислява от извадката, дескриптивна статистика е (т. е. число, а не вероятностна оценка) и показва дали статистически значимите резултати на практика са важни, т. е. дали получените резултати са **практически**, **фактически значими**.

Колкото статистическият тест има по-голяма сила, толкова той по-лесно открива по-малка големина на ефекта. Това именно е основният проблем на тестовете с прекалено голяма сила: те откриват статистически значим резултат дори, когато той е прекалено малък, незначим и *нищожен* на практика, т. е. когато той има малка големина на ефекта.

Ако изследването е планирано с подходяща сила на теста, за да открие само практически реалната големина на ефекта (а не и малките практически безсмислени ефекти), то тогава статистическата значимостта на резултатите от теста съвпада с фактическата им значимост. *Размерът на извадката* е един от най-важните фактори, който влияе на силата на теста. Той трябва да не бъде нито много голям, нито много малък. За това съществуват специализирани компютърни програми, които изчисляват необходимия размер на извадката *преди* да започне събирането на данните, така че статистически значимите резултати от теста да са и фактически значими. Във всички случаи, когато се взима окончателно решение за приемане или отхвърляне на научната хипотеза трябва да се отчита както статистическата значимост на получените резултати, така и големината на ефекта който те предизвикват на практика.

1.15 МЕТА-АНАЛИЗ

Понякога изследователят след като формулира научните си хипотези решава да *не* провежда собствено изследване, а вместо това да направи обзор на получените резултати от определен брой изследвания, в които се разглеждат сходни научни хипотези. При литературния обзор, който е важна част на всяко изследване, изследователят *субективно* сравнява резултатите от вече проведените изследвания, което обикновено води до систематични изкривявания в изводите и заключенията. За преодоляването на този проблем е била разработена методиката на мета-анализа.

Мета-анализът представлява количествен анализ на резултатите от вече проведени изследвания. Въпреки това, че изследванията са проведени в различни места, с различни извадки, статистически тестове и скали за измерване на зависимите променливи, чрез **мета-анализ** изследователят може да обедини получените изводи чрез *статистическо* (а не чрез субективно, както е при литературният обзор) интегриране на различните резултати. За да проведе мета-анализ изследователят използва статистика за оценка на *големината на ефекта* с цел да прогнозира каква е тя за генералната съвкупност: близките до нула стойности показват, че независимата променлива няма ефект върху зависимата променлива, докато високите стойности (например 0.80) показват силен ефект. Преимуществата на мета-анализа са най-очевидни когато резултатите от отделните изследвания си противоречат или когато размера на техните извадки е относително малък, а организирането на ново изследване с по-голяма извадка е невъзможно.

Мета-анализът за първи път е приложен от английския статистик Карл Пирсън (Karl Pearson, 1857-1936) през 1904 година при анализ на силата на теста в изследвания с малка извадка. Пирсън е анализирал резултатите от 11 емпирични изследвания за ефективността на нова ваксината срещу тиф, при които са били използвани нововъведените методи за изчисляване на средните и на претеглените средни на корелационните коефициенти.

Широкото използване на мета-анализа обаче започва чак в края на XX век, когато потокът от научна информация станал толкова голям, че се е появила остра потребност от методи за синтез на това огромно количество информация.

Терминът "мета-анализ" е въведен от американския статистик и президент на Американската асоциация за изследване в областта на образованието (American Educational Research Association) Ген Глас (Gene Glass, 1940-) през 1976 година (Glass, 1976) и се смята за научен пробив, защото показва "обикновено колко малко информация се съдържа в едно изследване" (Schmidt, 1996).

Глас (Glass, 1976) дефинира три нива на анализ на данните на дадено изследване:

(1) *първичен анализ*: това е анализа на данните от изследването, който е проведен и докладван от самият изследовател;
(2) *вторичен анализ*: анализ на старите данни на вече проведено и докладвано изследване с помощта на нови статистически методи с цел намирането на отговор на нови изследователски въпроси и
(3) *мета-анализ*, който е "статистически анализ на голямо число резултати от анализ на отделни изследвания с цел да се интерпретират получените в тях сведения" (Glass, 1976, p.3).

През 70-те години на миналия век в САЩ се е разгърнал научен спор за ефективността на психотерапиите. Айзенк (Eysenck, 1965) на базата на 6 изследвания е направил извода, че състоянието на болните невротици се е подобрявано за 75% от пациентите независимо от това дали те ходят или не на психотерапия. На базата на това изследване е било предложено Етическият комитет на Американската психологическа асоциация да изисква от психотерапистите да информират клиента (болният), че психологическите процедури които ще им бъдат предложени са слабо ефективни. В литературните обзори по тази тема учените са прилагали метода на „гласуване", при който се изчислява съотношението на броят на изследванията, в които има подобрение към броят на изследванията, в които няма подобрение. Този метод още тогава е бил силно критикуван, особено при малък брой анализирани изследвания.

През 1977 година Смит и Глас (Smith & Glass, 1977) публикуват резултати от мета-анализ на вече 375 (а не само на няколко) изследвания в областта на психотерапията, за да определят дали тя "работи". В тези 375 изследвания са се разглеждали ефективността на различните видове психотерапии по отношение на редица показатели на психологическото благополучие на пациента: тревожност, самооценка, адаптивност и др., като общата за всичките тези 375 изследвания извадка е била повече от 25 000 респондента. Резултатите от този мета-анализ показали точно обратната тенденция по отношение на резултатите от изследването на Айзенк, а именно че средният клиент, който е минал през психотерапия се чувства по-добре, от колкото 75% от контролната група (които не са ходили на психотерапия). По този начин Смит и Глас не само доказали необосноваността на обвиненията към психотерапията, но и показали колко е важен проблема за акумулиране и интегриране на знанията, които са събрани в дадена област, като за целите те предложили метода на мета-анализа.

Класически пример за огромното значение на мета-анализа в медицината е проведеният анализ от Стампфер (Stampfer) през 1982 година (в The New England Journal of Medicine) в който са разгледани 8 изследвания за използването на стрептокиназата при инфаркта на миокардата. В тези изследвания са били докладвани за броят на смъртните случаи за първите 45 дена на пациентите при използване на този препарат. При три от осемте изследвания са докладвани за статистически значимо *намаляване* на смъртността, в две от осемте – за *липса* на статистически значимо промяна на смъртността, а в останалите три изследвания – за статистически значимо *увеличаване* на смъртността. Очевидно е, че при традиционният литературен обзор, изследователят на базата на тези 8 емпирични изследвания не може да направи никакъв извод относно факта дали използването на стрептокиназата при инфаркта на миокардата намалява или увеличава смъртността на пациентите. При прилагането на метода на „гласуване", се получава че при еднакъв брой изследвания (3) се наблюдава намаляване и увеличаване на смъртността. Единственият извод, който изследователят може да направи е, че са необходими още допълнителни изследвания върху по-голямо количество пациенти, защото описаните в 8-те публикации резултати си противоречат един на друг. Но проведеният мета-анализ върху същите тези 8 изследвания показал, че използването на

стрептокиназата при инфаркта на миокардата статистически значимо *намалява* смъртността с около 20% без да се е наложило да бъде проведено ново изследване.

Мета-анализа е статистически метод за обединение и обобщаване на резултатите от няколко изследвания относно влиянието на дадена независима променила (в горният пример това е стрептокиназата) върху зависимата променлива (в примера: смърт за пациента). Резултатите от различните изследвания (в примера: 8) се разглеждат като един нов обобщен експеримент, а всяко от изследванията – като едно от наблюденията на този обобщен експеримент (т.е. имаме извадка от 8 наблюдения/изследвания). В мета-анализа се изчислява сумарната величина на големината на ефекта на независимите променливи и условията на провеждането на изследването (критерийни променливи или променливи-условия). Чрез мета-анализа може да се определи кои променливи-условия не оказват влияние на зависимата променлива, което позволява на изследователя да обобщи резултатите от изследванията като игнорира несъществените условия за на тяхното провеждане.

Мета-анализа е статистическа процедура която позволява да бъдат обединени резултатите от няколко изследвания и по този начин да се определи дали в тези изследвания има някакви важни общи тенденции. Най-простият начин да се направи разликата между литературният обзор, което е неотделима част на всяко експериментално изследване (Глава 2) от мета-анализа е, че при литературният обзор има субективна оценка на разглежданите изследвания. При мета-анализа, както при всяка статистическа процедура, има издигнати научни хипотези, приложени са статистически тестове за тяхната проверка и се докладват резултатите от статистическият анализ. С други думи казано, ако в един обзор няма статистически анализ на резултатите от разгледаните в него изследвания, той не е мета-анализ, а литературен обзор.

1.16 ПРЕДНАЗНАЧЕНИЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИЯ ПАКЕТ IBM SPSS STATISTICS

Основите на статистиката са разработени през 19 век, т. е. преди повече от 150 години, преди да бъдат създадени не само компютрите, но и електронните калкулатори. Дотогава учените са правили всички изчисления на ръка. Повечето формули за статистически анализ, които се използват и днес, са добре известни и са се прилагали още тогава. Въпросът е по какъв начин да се направят необходимите изчисления в научното изследване. Един от възможните начини е те да се направят като преди 150 години - на ръка. Това е възможно, но не е ефективно.

За радост на изследователите съществуват компютърни програми наречени “пакети приложни програми”, които могат съществено да облекчат техните изчисления. Тъй като статистиката се използва в много приложни науки съществува разнообразие от пакети за статистически анализ. Един от тях е IBM SPSS Statistics (Statistical Package for the Social Sciences), което е новото име от 2010 год. на един от най-често използваните пакети SPSS (Statistical Package for the Social Sciences). Той е специално разработен за особеностите на анализа на данни в социалните науки. Статистическият пакет, който в учебника е цитиран като IBM SPSS Statistics позволява лесно и без да се навлиза в тънкостите на статистиката и теорията на вероятностите да се прави професионален статистически анализ на данни от научни изследвания.

В учебника се използват минимално необходимите статистически термини и знания, които се свеждат до широко разпространени понятия като: средни стойности, дисперсия и закони на разпределението (нормално разпределение, например). Това е възможно, защото съществуват компютърни пакети от статистически програми като IBM SPSS Statistics, който вършат “черната” работа вместо изследователя. Те му позволяват да се съсредоточи над творческия процес в статистиката при взимане на решения и интерпретация на получените резултати.

Статистическият анализ извършен с помощта на IBM SPSS Statistics е толкова лесен и удобен, че учебникът се основава на неговото приложение.

Задължително ли е да се използва IBM SPSS Statistics, за да се направи статистическа обработка и анализ на събраните данни? Отговорът е еднозначен – не, не е задължително! За да се направи статистически анализ на данните не е задължително да се използва статистически пакет. Математическите операции могат да бъдат извършени на ръка или с електронен калкулатор. За тези, които искат да работят с друг статистически пакет различен от IBM SPSS Statistics, например, Stata, Statistica, EViews, SAS и дори с Excel няма проблем, защото ще получат същите статистически резултати. Разликата между статистическите пакети е в **(а)** статистическите процедури, които предлагат – не във всеки статистически пакет има всички статистически процедури и **(б)** в удобството за провеждане на конкретно научно изследване. Тъй като IBM SPSS Statistics е специално "скроен" за нуждите на социалните науки, някои статистически процедури са по-удобно и комфортно разработени в сравнение с други статистически пакети, които имат различно предназначение. Именно затова IBM SPSS Statistics се използва в учебника и данните от всички примери са обработени с него.

Ако условно се смята, че статистическият анализ е пътят, който трябва да се извърви в процеса на провеждане на научни изследвания, то IBM SPSS Statistics е Мерцедесът за колегите, които работят в социалните науки. Другите статистически пакети са други марки превозни средства (Волво, БМВ). Съществува възможност пътят да се измине и пеша, т. е. всичките статистически изчисления да се направят на ръка. Всеки сам избира как да извърви пътя, а изборът да се работи с IBM SPSS Statistics е само една от възможностите.

В Глава 3 са дадени основните насоки за работа с пакета от статистически програми IBM SPSS Statistics като средство за статистически анализ на данни.

1.17 БАЗОВИ МАТЕМАТИЧЕСКИ ТЕРМИНИ

Статистиката изисква наличието на разнообразни знания – от елементарна математика до теория на вероятностите и комплексни алгоритми за математическо моделиране. За използването на учебника обаче не са необходими специални знания по математика. Това е възможно, защото се използва статистическият пакет (IBM SPSS Statistics), в случая, който извършва всички необходими математически изчисления вместо изследователя. Това, което е необходимо от математиката са базовите знания за основните математически операции, елементарна алгебра и основните статистически символи. Те са необходими, за да се разберат статистическите концепции и процедури, които се използват в учебника.

ОПЕРАТОР ЗА СУМИРАНЕ

Един от най-често използваните математически оператори в статистиката е за сумиране, чрез който много по-лесно се изразяват статистическите формули. Той се дефинира чрез гръцката главна буква сигма: $\sum$ и се чете като "сумата на".

Нека следните пет числа: 8, 3, 7, 2, 4 са стойностите на променливата X . Това са пет наблюдения за променливата X , които се обозначават по следния начин:

$$X_1 = 8 \quad X_2 = 3 \quad X_3 = 7 \quad X_4 = 2 \quad X_5 = 4$$

Долните индекси от 1 до 5 на X служат, за да покажат различните стойности (числа) на променливата X . Ако е необходимо те да бъдат събрани се показва по следния начин:

$$\sum_{i=1}^{5} X_i = X_1 + X_2 + X_3 + X_4 + X_5 = 8+3+7+2+4 = 24$$

X_i се чете като "главно хикс с долен индекс i" и е най-общият символ за числата, които се сумират. Нотацията под знака $\sum$ показва първия номер в сумата (в случая това е 1), а нотацията над знака $\sum$ показва последния номер в сумата (в случая това е 5).

АБСОЛЮТНА СТОЙНОСТ

Друга често използвана математическа операция в статистиката е абсолютната стойност на число. Тя е равна на самото число без да се отчита неговият знак. Например абсолютната стойност на -9, която се обозначава като $|-9|$, е равна на 9. В термина на абсолютна стойност: $|-9| = |+9| = 9$.

ТОЧКА И ИНТЕРВАЛ

Много често в статистиката се използва понятието интервал между две числа, който се състои от всички числа между тях. Двете числа се наричат крайни точки на интервала, които се съдържат или не се съдържат в него. Ако крайните точки на даден интервал между числата a и b се съдържат в него, то той се нарича затворен интервал и се обозначава по следния начин $[a,b]$. Ако крайните точки не се съдържат в интервала, то той се нарича отворен и се обозначава по следния начин (a,b).

Нека скалата във формат на Ликерт y се дефинира като средноаритметичната стойност на 6 въпроси (променливи) във формат на Ликерт: $x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6$, всеки от който приема стойност между *1 (напълно не съгласен)* до *5 (напълно съгласен)*. Тогава стойността на y се получава като се съберат стойностите на 6-те променливи (въпроси) и се разделят на 6 и затова тя е в същия интервал, в който са и самите променливи (въпроси), а именно между 1 и 5. Двете крайни точки са съответно 1 и 5. Тъй като скалата може да приема и двете крайни точки, то интервалът е затворен и това се записва по следния начин: $y \subset [1,5]$. В учебника се работи най-вече със затворени интервали, защото най-често ще бъдат анализирани скали и въпроси във формат на Ликерт, които най-често се използват при оценка на търсените параметри на генералната съвкупност.

МАТРИЦА

Матрицата представлява правоъгълна таблица, чиито елементи в статистическия анализ са числа. Ако една матрица се състои от m реда и n стълба тя се обозначава с главните латински букви, например A, а нейните елементи с малките латински букви a_{ij}. Ако броят на редовете в матрицата е равен на броя на стълбовете, т. е. $m = n$, то матрицата се нарича квадратна. В една квадратна матрица елементите с равни индекси $i = j$ образуват главния ѝ диагонал.

Пример за квадратна матрица от 2 реда и от две колони е:

$$\begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix}.$$

Диагоналните ѝ елементи са a_{11} и a_{22}. Ако $a_{21} = a_{12}$, то квадратната матрицата е симетрична.

ЛОГАРИТЪМ

За да се реши уравнение от вида: $a^x = b$ е въведено ново математическо понятие – логаритъм. За всяко $a>0$, $a \neq 1$ и $b>0$, единственото решение на уравнението $a^x = b$ се нарича логаритъм от b при основа a и се записва като: $x = \log_a b$. Чете се: "хикс е равно на логаритъм от b при основа a". Логаритмуването е действие обратното на степенуването. Най-често се използват:

- логаритми с основа числото e, т. е. a=e, който се нарича „естествен логаритъм" и се бележи с **ln**, например: $x = \ln b$.

  Числото e е една от най-важните константи в математиката и е равна на e = 2.718281828459... Наречено е Неперово число в чест на шотландския математик и астролог Джон Непер (John Napier, 1550-1617) - автор на съчинението "Описание на удивителните таблици на логаритмите" (1614).
- логаритъм с основа числото 10, т. е. a=10 се нарича „десетичен логаритъм" и се бележи с **lg**, например: $x = \lg b$.

В учебника логаритмите се използват само при логлинейния анализ (Глава 19) и логистичната регресия (Глава 22).

ЗАКРЪГЛЯНЕ НА ЧИСЛА

Много често в статистиката се налага да се делят две числа. Нека например да се раздели X на Y. При зададени стойности $X = 2$ и $Y = 3$ се получава 2/3. Ако е необходимо да се запише тази дроб като десетична дроб резултатът е 0.666666... . Ето защо се налага да се дефинира: **(а)** до колко знака след десетичната точка да се записва числото и **(б)** какво да е правилото за записване на последното число в десетичната дроб. В математиката има набор от правила, които дефинират броя на значещите цифри.

В статистиката е прието правилото: всяка аритметична операция, която съдържа дроб да се изчислява до три цифри и след това да се закръгля до две значещи цифри повече от колкото в изходните данни.

Например ако изходните данни са цели числа, то се изчислява до три знака след десетичната точка, а след това се закръглят и се докладват до два знака след десетичната точка. Често при въпроси във формат на Ликерт със стойности от 1 до 5 се изчислява тяхната средноаритметична стойност (с цел да се формира скала във формат на Ликерт), то средноаритметична стойност се изчислява до три знака след десетичната точка (например: 2.342) и се закръгля и докладва до два знака след десетичната точка (например: 2.34).

Правилото за закръгляне до последната значеща цифра е следното: ако числото *след* последната докладвана цифра е равно или по-голямо от 5, то се увеличава с 1 последната докладвана цифра; ако числото *след* последната докладвана цифра е по-малко от 5, то последната докладвана цифра не се променя.

Например: последната докладвана цифра на числото 2.342 е 4 и тъй като числото след него е 2 и то е по-малко от 5, то се закръгля на 2.34. Аналогично числото 2.346 се закръгля на 2.35.

1.18 ОБОБЩЕНИЕ НА ОСНОВНИТЕ СТАТИСТИЧЕСКИ ПОНЯТИЯ

За да се разбере защо се правят прогнози на събития и характеристики е необходимо да се припомни фактът, че в основата на развитието на науката стои желанието на човека да събира информация, чрез която да подобри разбиранията си като цяло.

Научният метод за провеждане на изследвания се състои от две стъпки: **(1)** на базата на съществуващите теории изследователят формулира хипотези. Те представляват формални изказвания, в които се прогнозира, че специфичната промяна в една променлива ще причини специфична промяна в друга променлива; **(2)** Изследователят е необходимо да провери хипотезите, които му представляват научен интерес. Той трябва да разработи дизайн за изследване с цел получаване на емпирични доказателства, които потвърждават или отхвърлят формулираните от него хипотези.

В повечето научни изследвания не е налице достъп до цялата генерална съвкупност от участници. Затова изследователят стъпва на данни, които е събрал от извадка от изследвани лица от генералната съвкупност. Терминът *генерална съвкупност* включва всички възможни обекти от определена група и обикновено е голям или безкраен брой. Ето защо на практика в повечето случаи изследователят няма достъп до всички представители на генералната съвкупност и затова му се налага да използва извадка от нея. Ако извадката не е представителна заключенията не винаги могат да се екстраполират от изследваната извадката за генералната съвкупност.

Целта на всяко научно изследване е да се проверят научните или работните хипотези, които са формулирани в него.

Научна хипотеза е всяко проверяемо изказване, което се отнася до зависимостта между две променливи: независима и зависима променлива.

Независимата променлива се управлява по време на изследването, а зависимата се измерва и се предполага че зависи от независимата променлива. Например ако се измерва *етническата идентичност* на представители на различни *етноси* в България, *етническата идентичност* е зависимата променлива, която се измерва при поне две

различни условия на независимата променлива *етнос* (например: българи, турци, роми, евреи, т. н.).

В научното изследване могат да се изследват повече от две променливи като както независимите, така и зависими променливи могат да бъдат повече от една. За да се премахне ефектът на променливите, които не представляват научен интерес, т. е. на несъществените, нерелевантните или външни променливи, но които влияят върху изследването, изследователят е необходимо да ги задържи като константи докато провежда изследването. Външните променливи най-често се използват в изследването, за да опишат различни условия и ситуации, които влияят на зависимата променлива.

Една от най-важните външни променливи е т. нар. участник (изследвано лице). Ако се изследва един и същи участник при различни условия, то дизайнът на изследването е с повтарящи се измервания. Алтернативното решение е научно изследване с независими групи, където всеки участник е избран по случаен начин, за да се формират различни групи на независимата променлива. Под случаен избор се разбира, че всеки участник в изследването има равен шанс (вероятност) да попадне във всяка една от изследваните групи.

След като изследователят е дефинирал научните хипотези относно зависимостта между независимата и зависимата променлива и е избрал дизайн за контрол на външните променливи той може да пристъпи към събиране на данните. Събраните данни подлежат на подходящ статистически анализ, който измерва вероятността наблюдаваното различие в зависимата променлива при различните нива на независимата да бъде случайно. Ако вероятността наблюдаваните различия да са случайни е допустимо малка, обикновено под 5%, то тогава се прави изводът, че различието в стойностите на зависимата променлива е причинено от независимата променлива. Именно по този начин се стига до извода, че съществува причинно-следствена зависимост между независимата и зависимата променлива. Така статистическият тест чрез анализ на данните от изследването позволява да се направи заключение за променливите и за научните хипотези.

Тестване (проверка) на научна хипотеза се нарича процесът по приемане или отхвърляне на вероятността различието в зависимата променлива да е следствие от независимата променлива.

При планиране на научното изследване изследователят трябва да отговори на следните въпроси:

- **Какви променливи ще изследва** – *какво* ще се изследва, *какви характеристики* на изследваното лице (респондента) и при какви условия.
- **Дизайн на изследване** – *как, по какъв начин* ще се изследват характеристиките.
- **Извадка** - *кой* ще се изследва.
- **Статистически анализ** – какъв вид *доказателства* ще се събират и в каква *форма*.

В достигането до статистически изводи изследователят решава дали (1) различията в зависимата променлива са причинени напълно случайно, дали е допусната случайна грешка или (2) различията се дължат на независимата променлива. Първото съждение се нарича нулева хипотеза H_0, а второто алтернативна хипотеза H_1.

Ако при тестването на научната хипотеза посоката на разликата не е важна и затова не е дефинирана, тогава тя се нарича двустранна хипотеза. Например дали кантарът измерва точно, тогава посоката на грешката – дали завишава или занижава стойността не е от значение. Ако хипотезата обаче дефинира посоката на разликата в стойностите на зависимата променлива за двете групи на независимата променлива, тогава тя се нарича едностранна хипотеза. Например дали кантарът не лъже клиентите, тогава ще се проверява само дали не дава завишена оценка. Винаги се използва двустранната хипотеза освен ако няма логически, научни или други разумни причини да се използва едностранната хипотеза. Примерите в учебника са с формулирани двустранни хипотези.

Изборът на статистически значимо ниво $\alpha = 0.05$ означава, че ако се отхвърли нулевата хипотеза H_0 изследователят е уверен с 95%, че различието не е следствие на

случайност и има 5% вероятност да е допуснал грешка. Ако отхвърлянето на нулевата хипотеза H_0 е грешка при условие, че тя е вярна, то това е *грешка от първи род*. Вероятността да се допусне такава грешка е известна като *алфа* α ниво и е равна на избраното ниво на *статистическа значимост*. Ако се проведат 100 независими експеримента (т. е. да се съберат 100 представителни извадки и за всяка една от тях да се проведат необходимите статистически тестове), то за 95 от тези 100 извадки резултатите ще бъдат верни, а за останалите 5 извадки ще е допусната грешка. Ако се приеме нулевата хипотеза H_0, когато тя не е вярна се допуска *грешка от втори род*. Вероятността да се допусне такава грешка е известна като *бета* β ниво.

За съжаление всеки опит да се намали грешката от първи род, например от 5% до 1%, води до увеличаване на вероятността да се допусне грешка от втори род.

- **Хипотеза** представлява предположение относно един или няколко параметъра на генералната съвкупност.
- **Експериментална** или **научна хипотеза** е всяко проверяемо изказване, което прогнозира наличие на зависимост между две променливи: независима променлива и зависима променлива. В повечето случаи научната хипотеза е алтернативната H_1. В учебника те се разглеждат като тъждествени.
- **Нулевата хипотеза** H_0 е противоположна на алтернативната (научната). Според нея прогнозираният ефект не съществува, т. е. няма зависимост между зависимата и независимата променлива.
- Винаги се проверява нулевата H_0, а не алтернативната (научната) хипотеза H_1. Изследователят винаги се опитва да формулира по такъв начин *научните хипотези*, че тяхната цел да бъде отхвърляне на *нулевата статистическа хипотеза* H_0. **Стъпките** за проверка на нулевата хипотеза H_0 са:
  - Дефиниране на хипотезите (нулевата H_0 и алтернативната H_1).
  - Установяване на критерий за отхвърляне на H_0 (например: $\alpha = 0.05$).
  - Изчисляване на p -стойността за статистическия тест (получава се от статистическия пакет IBM SPSS Statistics).
  - Взимане на решение дали да се отхвърли или потвърди нулевата хипотеза H_0. Ако изчислената p -стойност:
    - **a.** е по-голяма от зададената от изследователя стойност на α, то H_0 се приема (например: $\alpha = 0.10 > 0.05$);
    - **b.** е по-малка или равна на зададената от изследователя стойност на α, то H_0 се отхвърля и се приема за вярна алтернативна хипотеза H_1 (например: $\alpha = 0.001 < 0.05$).
- Чрез **двустранната хипотеза** се проверява дали е изпълнена нулевата хипотеза H_0 без да се отчита посоката на промяна на алтернативна хипотеза H_1.
- Чрез **едностранната хипотеза** се проверява дали е изпълнена нулевата хипотеза H_0 като се отчита посоката на алтернативната хипотеза H_1.
- **Участник** (изследвано лице, респондент) е всеки човек, който взима участие в научното изследване.

Според предпоставките за данните, които се проверяват статистическите тестове се разделят на две групи: параметрични и непараметрични тестове.

Параметричните тестове се характеризират с три основни предпоставки:

1. Всяка зависима променлива има нормално разпределение. Тази предпоставка е трудно да се провери и докаже на практика. Това обикновено става по графичен начин с помощта на хистограма или като се измерят два параметъра: асиметрията и ексцесът.
2. Предпоставка за хомогенност на дисперсиите. Тя се състои в необходимостта от еднакви дисперсии на изследваните групи (например: мъже и жени) от извадката. Проверката се прави по графичен начин. Съществува статистически тест за проверка дали има статистически значими различия между две дисперсии, но не е възможно да се докаже, че две извадки имат еднакви дисперсии.

3. Зависимата променлива е измерена с интервална или пропорционална скала. Тази предпоставка следва от факта, че всички параметрични тестове проверяват дали има статистически значимо различие между средната стойност, която се изчислява само за променлива от интервална или пропорционална скала за измерване.

За разлика от параметричните непараметричните тестове имат изискването да са изпълнени по-малко предпоставки, за да се приложат. При тях няма изискване да е изпълнен законът за нормално разпределение на променливите и за равенство на дисперсиите. Предпоставките им се свеждат до скалата за измерване на зависимата променлива да бъде ординална или номинална.

Тъй като непараметричните тестове имат по-малко предпоставки по отношение на съответните им параметрични тестове, то логично възниква въпросът каква е необходимостта от тяхното приложение. Отговорът е, че параметричните тестове с по-голяма степен на вероятност могат да открият статистически значимо различие между две множества в сравнение с непараметричните тестове. Това е така, защото параметричните тестове се нуждаят от повече информация при взимане на решение в сравнение с непараметричните.

Ето защо параметричните тестове са **по-силни** в сравнение с непараметричните.

Силата на теста представлява вероятността да се отхвърли нулевата хипотеза H_0, когато тя не е вярна и се дефинира като $1-\beta$, където β е вероятността, с която се прави грешка от втори род, т. е. да се потвърди нулевата хипотеза H_0, когато тя не е вярна.

Ако някои от предпоставките на параметричните тестове не са напълно изпълнени, то те могат да дадат валидни, т. е. верни резултати. Статистическите тестове, които имат тази способност се наричат устойчиви тестове.

Въпреки че непараметричните тестове не са толкова силни колкото параметричните, увеличаването на размера на анализираната извадка води до увеличава на силата на непараметричните тестове като тя асимптотично се доближава до тази на параметричните.

И така, статистиката се използва, за да позволи на изследователя като анализира представителна извадка да направи изводи за генералната съвкупност. В научните изследвания дизайнът на изследване позволява на изследователя да контролира външните променливи. В този случай всяко наблюдавано различие в зависимата променлива може да е признак за: **а)** промени в независимата променлива или **б)** грешка в измерването.

В процеса на взимане на решение дали то се дължи на въздействието на независимата променлива (т. е. на случай **а**) или не (т. е. на случай **б**) се използват статистически тестове.

Те измерват вероятността наблюдаваното различие да е случайно (случай **б**), което е известно като проверка на нулевата хипотеза H_0. Според нея не съществува зависимост между изследваните променливи или няма различие между двете множества на стойностите на зависимата променлива.

Ако вероятността наблюдаваното различие да е случайно (случай **б**) е равна или по-малка на зададено от изследователя статистически значимо ниво (обикновено 0.05), то тогава се отхвърля случайното обяснение за различие и се приема алтернативната хипотеза H_1, че съществува различие (случай **а**).

Ако е използван критерият от 0.05, за да се отхвърли обяснението за случайно различие, то тогава винаги има 5% вероятност взетото решение да е грешно и да е допусната грешка от първи род. И обратно, ако вероятността е по-голяма от зададеното статистически значимо ниво и нулевата хипотеза H_0 е приета по погрешка за истинна, то се допуска грешка от втори род.

Подходящият статистически тест се определя от:

а) изследователските въпроси, на базата на които се формулират алтернативните (научните) хипотези H_1,
б) броя на зависимите и независимите променливи,
в) дизайна на изследване и
г) типа на скалата за измерване на променливите.

Преговор: ***Ключови думи и термини*** по азбучен ред, *виж*: Тълковния речник

p–стойност
алтернативна форма на надеждност
алтернативна хипотеза H_1
алфа α на Кронбах
алфа α ниво
асиметрия
база от данни
бета ниво
вероятност
външна валидност
въпросник
вътрешна валидност
генерална съвкупност
големина на ефекта
грешка от втори род
грешка от измерването
грешка от първи род
данни
двустранна хипотеза
дедуктивна статистика
дескриптивна статистика
дизайн на изследване
дизайн на изследване с независими групи
дизайн на изследване с повтарящи се измервания
дискретна променлива
дихотомна променлива
доверителен интервал
едностранна хипотеза
експеримент
ексцес
живот
зависима променлива
извадка
измерване
интервална оценка
интервална променлива
интервална скала
категорийна променлива
качествени променливи
количествени променливи
константа
конструктивна валидност
Ликерт въпрос
Ликерт скала
матрица
мерки за разсейване
наблюдение
надеждност
надеждност чрез разделяне на теста на две половини
научен метод
независима променлива
независими събития
непараметрични тестове
непрекъсната променлива
нива на измерване
номинална скала
нормално разпределение
нулева хипотеза H_0
ординална (рангова) скала
параметричен тест
параметрична статистика
параметър на генералната съвкупност
представителна извадка
променлива
пропорционална скала
първични данни
работна дефиниция
размер на извадката
сила на теста
систематична грешка
скали за измерване
случайна грешка
случайна променлива
статистика (като наука)
статистика (като число)
статистическа валидност
статистическа значимост
статистическа хипотеза
статистически изводи
теория
тест за асоциация
тест за разлика
точкова оценка
тълковен речник
устойчивост на резултатите от измерването при повторно тестиране
устойчивост на теста
участник
централна пределна теорема
централна тенденция
честотна графика
честотно разпределение

1.19 Упражнения

I. Изследовател жела да установи връзката между *доходите* на жените-лекари в София и *техния стаж*. За това конкретно изследване идентифицирайте кое от следните понятия е константа или променлива. За променливите идентифицирайте тяхната скала за измерване (номинална, ординална, интервална или пропорционална) и дали е (непосредствено) наблюдавана променлива или е скрита променлива:
   1. Пол.
   2. Доход.
   3. Етническа принадлежност.
   4. Професионализъм (не специалност).
   5. Брой години работа по специалността.

II. За всички преподаватели от СУ идентифицирайте кое от следните понятия е константа или променлива. За променливите идентифицирайте дали са (непосредствено) наблюдавана променлива или са скрита променлива:
   6. Ръст.
   7. Професия.
   8. Възраст.
   9. Цвят на очите.

III. Идентифицирайте скалата за измерване (номинална, ординална, интервална или пропорционална) и дали е (непосредствено) наблюдавана променлива или е скрита променлива:

10. Броят на студентите от Факултета по педагогика на СУ „Св. Климент Охридски”.
11. Разстоянието, което учениците от 6-то основно училище могат да пробягат за 3 минути.
12. Естественият цвят на косата на блондинките.
13. Броят на пакетчетата семки, които се продават за различните футболни мачове.
14. Самооценката със следното изказване: “аз се чувствам добре”, измерена със следната 5-степенна скалата във формат Ликерт за съгласие: 1 – напълно не съгласен, 2 – несъгласен, 3 – неутрално мнение, 4 – съгласен, 5 – напълно съгласен.
15. Религиозната идентичност на студентите.
16. Знанията по статистика на студентите.

IV. В проведено изследване е установено, че *броят на смъртните случаи от инфаркт* е статистически значимо по-голям (12%) за Великденските и Коледните празници от колкото по всяко друго *време от годината*.

17. Идентифицирайте зависимата променлива (тя се измерва).
18. Идентифицирайте независимата променлива (тя се задава от изследователя).
19. Колко групи има независимата променлива, т. е. изследователят колко групи е задал?

V. Каква е вероятността да се случи това събитие?

20. При хвърляне на зар каква е вероятността да се падне шестица?
21. Каква е вероятността да се изкара шестица на изпита по статистика?

VI. Отговорете на следните въпроси:

22. За да се установи, че има *статистически значимо* различие първо какво трябва да е решението относно нулевата хипотеза H_0?
23. Кога оценките на изпита по статистика по шестобалната система: 6, 5, 4, 3 и 2 могат да се приемат за ординална (рангова) скала и кога за интервална скала за измерване на знанията по статистика?

2 Планиране и представяне на научно изследване

2.1	Въведение	75
2.2	От къде се започва	76
2.3	Оценка на практическата изпълнимост на изследването	81
2.4	Разглеждане на възможните резултати от изследването преди неговото провеждане	85
2.5	Представяне на научно изследване	85
2.6	За кого е изследователската дейност или нещо като Заключение	94
2.7	Упражнения	95

2.1 Въведение

В тази глава са разгледани проведени емпирични изследвания и е проследен процесът на успешно провеждане на научно изследване. Разгледани са практическите въпроси, които е необходимо да бъдат отчетени при планиране и провеждане на научното изследване.

Изследователят е необходимо да отчита множество фактори, за да реши успешно поставените пред статистическото изследване научни задачи. За целта той трябва непрекъснато да взима различни управленски решения както на етапа на планирането на изследването, така и в процеса на неговото изпълнение.

Първият етап от научното изследване е неговото планиране. Истинският изследовател извлича поуки преди всичко не от успехите си, от своите успешни изследвания, но най-вече от неудачите си, от провалите, с които се сблъсква и преживява.

Анализът на грешките е трънливият път за всеки успех. Тъй като грешките винаги съпътстват изследователя в учебника е показано как те да се анализират.

Процесът на планиране на изследване не представлява проста последователност от действия и решения, чието изпълнение гарантира изпълнението на изследователския проект. Напротив, на всеки етап, както на планирането на изследването, така и при неговото изпълнение, е необходимо да се отчитат множество специфични за изследването фактори, които могат да изискват неговата актуализация.

Въпреки че процесът на планиране и изпълнение на научно изследване е творчески не означава, че той не може да се планира и изпълни успешно. Съществуват определени принципи, към които изследователят е необходимо да се придържа при неговото планиране с цел да се избягват евентуални провали.

Дизайн на изследване представлява целият план на изследването, който обхваща събирането и анализирането на данните с цел научните хипотези да бъдат проверени по подходящ начин.

2.2 ОТ КЪДЕ СЕ ЗАПОЧВА

2.2.1 ИЗБОР НА ТЕМА НА ИЗСЛЕДВАНЕ

Първата стъпка за всяко изследване представлява избор (идентификация) на изследователски проблем или тема за изследване. Съществуват множество причини, поради които изследователите насочват своето внимание към определена тема. Това е възможно да е провокирано от личен интерес към темата, тя е актуална и представлява голям научен интерес за колегите или е налице научен интерес към теорията и/или методологията, която се използва, при нейното разработване или защото в емпиричното изследване по темата могат да се тестват (проверяват) научни хипотези (въпроси), които все още не са емпирично проверени.

От практическа гледна точка при избора на тема за провеждане на емпирично научно изследването е важно да се отчетат следните два фактора:

а) дали тя е реалистична и
б) дали физически е възможно да се проведе изследване върху нея като се отчитат всички ограничения.

За да се отговори на тези два въпроса е необходимо от общо формулираната тема за изследване да се премине към конкретните, специфичните изследователски въпроси, които се разглеждат в конкретното изследване. По този начин се изяснява какво точно се изследва и дали практически е реално да се даде отговор на поставените изследователски въпроси.

Въпреки че на пръв поглед звучи странно, но за младите изследователи генерирането на идея за изследване е най-трудната част от процеса на изследване. За съжаление не съществуват еднозначни стъпки, които да гарантират генерирането на добра изследователска идея. Въпреки това обаче е възможно да се приложат известни стратегии, за да се избере интересна и актуална изследователска тема.

Начините за генериране на интересна изследователска тема включват *консултации с колеги* и по-опитни изследователи или *четене на научна литература*. За целта не е задължително да се прегледат много статии, а по-скоро е необходимо те да се прочетат задълбочено. Важно е да се открият и прочетат максимално нови научни статии, за да се разбере къде в момента е границата на знанието, която да служи за отправна точка за нейното разширяване. Добра идея е да се започне с по-общо четене на обзорни и обобщаващи статии и след това да се премине към по-специализирани научни статии, които разглеждат в дълбочина конкретен научен проблем. От значение е също и *как се чете научната литература*. Обикновено всяка научна статия съдържа голямо количество информация от различен вид: представена е използваната теория, методите, как е проведено научното изследване, получените резултати и т. н. Например след като е прочетена статията може да възникне идеята да се провери приложената теория в България като преди това е необходимо да се провери дали има проведено изследване по темата; да се адаптира предлаганата методика и да се проведе в друг социален контекст (социална среда/ситуация); да се докаже, че приложената теория има ограничения, например, на е валидна за изследваните лица и т. н.

Колкото повече изследвания се провеждат толкова повече опит се придобива и натрупва. Личният опит е със сигурност един от основните двигатели при генерирането на нови изследователски идеи.

2.2.2 НЕОБХОДИМОСТ ОТ ФОРМУЛИРАНЕ НА КОНКРЕТНИ ИЗСЛЕДОВАТЕЛСКИ ВЪПРОСИ

Изследователят например решава, че *етническата идентичност* на децата от малцинствата в България е актуална тема за изследване и провокира неговият научен интерес. Причините за избор на темата са различни. Например: **(а)** защото България се намира на кръстопът на Балканите, където за последното десетилетие се наблюдават множество етнически конфликти, той желае да провери какво е ситуацията на различните етноси в България или **(б)** прозаичната причина, след като има проблеми със съседите в квартала желае да изследва дали те са на етническа основа (***има*** *различие:* приема се *алтернативната хипотеза* H_1) или не са (***няма*** *различие:* приема се *нулевата хипотеза* H_0).

Каквато и да е причината, поради която е избрана конкретна тема за емпирично изследване не означава, че то винаги е осъществимо. Именно затова в научната литература (Barrett, 2006) са формулирани три основни аспекта, които показват дали планираното емпирично изследване е изпълнимо, е реалистично да се осъществи.

1. ***Първо***, необходимо е да се дефинира точно какво се очаква да се открие по избраната тема за изследване. Например дали ще се измерва степента на харесване на децата от определен етнос за децата от други етноси; дали етническата идентичност на децата се изменя с възрастта т. е. дали е функция на възрастта; дали се търсят факторите, които засилват етническата идентичност на децата или друго.

   Целта на всяко изследване е чрез него да се разкрият нови аспекти от избраната тема за изследване. Това е възможно чрез дефиниране на целите като научен въпрос: "Как етническата идентичност на децата се променя като функция на тяхната възраст?" или "Какви са факторите, които водят до нехаресване на ромите?" Дефинирането на научните въпроси преди емпиричното изследването е първата задача, която се решава преди да започне неговото провеждане.

Отговорите на **изследователските въпроси** се дават след приключване на изследването в научното съобщение (доклад, статия, постер и т. н.).

2. Каква е ***втората задача***, която стои пред изследователя след като ясно и еднозначно е формулирал научните въпроси на изследването си? Нека научният въпрос, който се разглежда в емпиричното изследване е: "Как детската етническа идентичност варира като функция на възрастта?" Очевидно е, че е невъзможно изследователят да обхване и разгледа етническата идентичност на децата във всички нейни аспекти и във всички възрасти. Следователно, за да бъде реализуемо изследването, е необходимо да се *конкретизират вече формулираните научни въпроси* в контекста, който представлява научен интерес. Например в случая: "Как детската етническа идентичност в районите с преобладаващо **а)** българско население, **б)** турско население и **в)** ромско население, варира като функция на възрастта?"

   Конкретизирането на научните въпроси става по критерия на достъп до изследваните лица (в случая децата). Тогава изследването става изпълнимо.

   В примера е необходимо да се изследват само 3 групи деца: в райони с преобладаващи българско, турско и ромско население. Изследването е възможно да се проведе само ако има достъп до децата от тях. Ако няма достъп така формулираният от изследователя научен въпрос не е реализуем и за това е необходимо да се формулира друг научен въпрос. Освен района трябва да се конкретизира и възрастта на изследваните деца. Реално ли е да се изследват деца от всички възрасти или само децата от определени възрастови групи? Необходимо е отново да се отчетат възможностите за достъп до тях. Нека например са избрани четири възрастови групи деца: на 6, 9, 12 и 15-годишна възраст. Това означава, че е налице достъп до 6, 9, 12 и 15-годишни българчета, турчета и ромчета, които могат да се изследват.

   Следващата стъпка е изследователят да уточни, изясни какво ще разбира под термина "етническа идентичност", да даде неговата работна дефиниция, за да бъде изпълнимо изследването.

3. ***Третата задача*** се състои в анализиране на етичните съображения при събирането на данните. Има въпроси, на които изследваните лица не биха желали да отговорят по редица причини: етични, прекалено лични, оскърбителни, провокативни и т. н. Каквито и да са подбудите на участниците в изследването за изследователя означава невъзможност да проведе планираното изследване. Ето защо оценката на етичността на въпросите, които ще се задават е необходима при оценяването на изпълнимостта на изследването по избраната тема.

Разгледаните три аспекта на оценка на изпълнимостта на планираното научно изследване показват, че е важно не само да се формулира интересен научен въпрос, но той трябва да е *конкретен*, а не абстрактен или прекалено общ.

Друг важен аспект от процеса на планиране на научно изследване е увереността на изследователя, че данните, които ще събира се отнасят към научните въпроси, които го интересуват. Само ако той разполага с правилните данни е възможно да проведе необходимия статистически анализ и да стигне до отговора на формулираните от него научни въпроси.

Няма логика ако веднага след като е формулирана общата изследователска тема директно се събират данни и след това се конкретизират и формулират изследователските въпроси и данните се анализират. Този подход е малко вероятно да има резултат. Ето защо вместо на даден етап от провеждане на изследването да не е ясно дали събраните от изследователя данни са релевантни за отговора на формулираните научни въпроси, важно е да се имат предвид научните въпроси при подготовката на дизайна на изследването, за да дават отговор събраните данни на поставените научни въпроси. Например ако за конкретните научни въпроси има вече разработен въпросник добра идея е той да се използва в изследването.

Съставянето и апробираното на въпросник е сложен, дълъг и трудоемък процес (виж Глава 25). Неговият автор трябва да докаже, че той работи, че е валиден и надежден и доказателствата трябва да се приемат от научната гилдия. Процесът изисква време, средства и определени знания, които не са включени в учебника.

Ето защо, особено в началото на научната кариера, добра идея е да се използва в изследванията методология и скали, които са разработени и проверени от времето предварително, а не да се предлага собствена методология и скала.

2.2.3 СТРАТЕГИИ ПРИ ФОРМУЛИРАНЕ НА КОНКРЕТНИ ИЗСЛЕДОВАТЕЛСКИ ВЪПРОСИ

Съществуват различни стратегии, които се прилагат за успешно формулиране на научните въпроси в процеса на планиране на изследването:

1) ***Първо***, винаги е полезно писмено да се опишат планирането и етапите на конкретното научно изследване. Оказва се, че има съществена разлика между устното изказване на една мисъл и писменото ѝ формулиране. Необходимо е ясно да се формулират и напишат научните въпроси на планираното бъдещо изследване.
2) ***Второ***, ясно формулираният научен въпрос трябва да съдържа **а)** дефиниране на *специфичните условия или социални ситуации, контекст*, при които се изследват респондентите и **б)** се дефинира точният тип *участници*, които ще бъдат изследвани.
3) ***Трето***, важно е формулираните научни въпроси да се зададат така, по такъв начин, че те да подлежат на емпирични доказателства. Това се постига чрез даването на *работни дефиниции* на понятията, които са включени в изследователските въпроси. Например ако изследователският въпрос е "Как варира детската етническа идентичност като функция на възрастта?" е необходима дефиниция за понятието "детска етническа идентичност". Тя показва какво на практика се разбира под *детска етническа идентичност* в конкретното изследване. По този начин се формулират изследователските хипотези.
4) ***Четвърто***, всички формулирани научни въпроси трябва да подлежат на емпирична проверка чрез планираното емпирично изследване. Това означава на основата на изследователските хипотези да се формулират статистически

хипотези, които подлежат на емпирична проверка. Формулираните научни въпроси трябва да могат практически да се анализират. За емпирично недоказуемите въпроси, които не подлежат на емпирична проверка, липсват задоволителни работни дефиниции. Проверяемостта на научните въпроси е тясно свързано с това дали е възможно да се даде адекватна дефиниция на понятията в тях.

- **Работна е дефиницията** дадена от изследователя на ключови понятия и термини в контекста на конкретното, тяхното изследване.
- **Изследователските хипотези** представляват прогнозируеми твърдения за връзка между променливите, които подлежат на доказателство.
- Тестването (проверката) на **статистическа хипотеза** представлява оценката дали асоциацията/разликата, която се наблюдава в изследваната извадка предполага наличие на асоциация/разлика в генералната съвкупност, от която тя е получена.

2.2.4 ИЗБОР НА ПРОМЕНЛИВИ И НА ПОДХОДЯЩ ДИЗАЙН НА ИЗСЛЕДВАНЕ

След като са дефинирани специфичните изследователски въпроси и са дадени адекватни работни дефиниции на основните понятия, може да се пристъпи към избор на *независими* и *зависими променливи*, уточняването на *дизайн на изследването* и *метод за събиране на данни*.

За да се проверят изследователските въпроси е необходимо да се определят една или повече независими променливи. Те са управляеми от изследователя по време на изследването. В повечето от емпиричните изследвания той е изкушен да избере много потенциално интересни независими променливи. Винаги обаче му се налага да се спре само на няколко от тях, които от практическа гледна точка е реално да се анализират. Като общо правило важи фактът, че всяко добавяне на нова независима променлива към дизайна на изследване автоматично води до увеличаване на размера на необходимата извадка. Ето защо е необходимо внимателно да се изберат независимите променливи.

Освен независимите променливи е необходимо да се изберат една или повече зависими променливи. Предполага се, че те зависят от независимите променливи, а целта на изследването е да се измери именно въздействието. Обикновено всяко изследване включва *една* или *няколко независими променливи* и само *една зависима променлива*. Анализирането на изследване с повече от една зависима променлива е рядко срещано. В този случай обикновено всяка зависима променлива се анализира отделно. Това се налага от сложния статистически анализ, който е необходим за едновременния анализ на резултатите от няколко зависими променливи (виж Глава 16).

Влиянието на всяка независима променлива върху зависимата може да се изучава по два начина: **(1)** с *дизайн с независими групи* или т. нар. *междугрупов дизайн* или **(2)** с *повтарящи се изследвания* или т. нар. *вътрешногрупов дизайн*.

- В **дизайна на изследване с независими групи** стойността на зависимата променлива за една група от участници (например: момчета) се сравнява със стойността на зависимата променлива за друга група участници (например: момичета). Всеки участник попада само в една от групите на изследването.
- В **дизайна на изследване с повтарящи се измервания** ефектът на независимата променлива се оценява чрез измерването на зависимата променлива *преди* и *след промяната* на стойността на независимата променлива. Една и съща променлива се измерва няколко пъти за един и същ участник при различни условия на изследването. Всеки участник е включен повече от един път в изследването.

Например изследователският въпрос е: "Дали 9-годишните деца отдават по-голямо значение на етническата си идентичност в сравнение с 6-годишните?" и е дадена работна дефиниция за "етническа идентичност". Необходимо е да се избере дизайн на планираното научно изследване по отношение на времето на неговото провеждане: кроссекционен и лонгитюден (от английската дума longitudinal – по дължина). Тъй като

съществуват различни дефиниции на двата термина, в учебника за работни дефиниции се приемат следните:

- в *кроссекционния* или напречния дизайн се анализират различни участници в един и същи момент от време (http://en.wikipedia.org/wiki/Cross-sectional_study). Той се използва, когато се изследват различията между групите в даден момент, например: каква е *етническата идентичност* на децата на 6 и 9-годишна възраст.
- *лонгитюдният* дизайн се използва при лонгитюдни изследвания (longitudinal survey), които представляват корелационни изследвания, в които са включени повтарящи се наблюдения на едни и същи променливи в течение на дълъг период от време (http://en.wikipedia.org/wiki/Longitudinal_study).

  Например ако изследваната променлива е *етническата идентичност* на децата на 6 и 9-годишна възраст и тя се проследява в период от 10 години, то това е лонгитюдно изследване, независимо от това дали изследваните лица са едни и същи за изследвания период (10 години).

Най-често изследователите търсят отговор на поставените научни въпроси като прилагат кроссекционен дизайн, защото е най-лесен за реализация. Той изисква май-малко време, усилия и средства и е най-подходящ при нискобюджетни проекти с ограничено финансиране, които се разработват от малък екип и се реализират за кратък период от време. Именно затова в учебника повечето примери са от изследвания с такъв дизайн.

- В **кроссекционния** или **напречния дизайн** независимите и зависимите променливи се измерват в един и същи момент.
- В **лонгитюдния** дизайн се анализират едни и същи променливи в течение на дълъг период от време. Изследваните лица могат да бъдат както едни и същи, така и различни. Зависимите променливи се измерват повече от един път.

2.2.5 РОЛЯ НА ЛИТЕРАТУРНИЯ ОБЗОР

Ролята на литературния обзор в процеса на планиране на изследователския проект е съществена. В научната литература са описани практически всички съществуващи психологически и педагогически теории, методологии и концепции, които се използват при генерирането и структурирането на изследователските идеи на конкретното изследване. В нея се представят получените резултати от предишни сходни изследвания по темата и формулираните научни въпроси. Много ценни са аргументите и препоръките за провеждане на бъдещи изследвания, информацията за „задънените улици", до които достигат изследователите и причините, които са провокирали подобна ситуация, които е желателно да се избегнат при планирането и изпълнението на конкретното изследване.

Съществуващата научна литература е огромен източник на разнообразна информация за това как избраната тема е изследвана в миналото, за конкретните научни въпроси, които са задавани от предишни изследователи, за работните дефиниции, които са били използвани от тях, за дизайна на проведените изследвания и приложените методи. Ето защо съществуващата литература е безценна и незаменима и е добра идея да се използва във всяка стъпка от процеса на планиране и изпълнение на изследването.

Съществуват *два метода* за организация на достъпа до литературата, която се отнася до конкретната изследователска тема.

Първият метод е чрез интернет като се използват най-често стандартните източници на резюмета на статиите. Съществуват различни бази от данни за резюмета някои, от които са отворени, т. е. има достъп за всеки, други, за съжаление, са платени, което означава, че е необходимо да се планират допълнителни разходи и за тях.

Най-богатият и най-често използван източник на резюмета от проведени изследвания в областта на психологията е онлайн базата от данни *PsycINFO*. В нея се съдържат резюметата на голям брой психологически статии, книги и глави от книги, които се откриват чрез ключови думи свързани с темата на изследване. За съжаление не винаги достъпът до базата от данни е отворен (безплатен).

Друга голяма електронна база от данни е списанието "Psychological Abstracts", което се поддържа от Американската Психологическа Асоциация (American Psychological Association - APA). В нея се съдържат резюмета на статии от 1300 списания на повече от 25 езика, книги, глави от книги, дисертации и проведени изследвания. Разглежда психологическите аспекти в области като медицина, фармакология, физиология, психиатрия, право, образование, бизнес, социология, антропология, лингвистика и т. н. По настоящем съдържа повече от 1,5 млн. резюмета на английски език като ежегодно се добавят 55 000 нови резюмета. Издава се в повече от 45 страни на повече от 30 езика. Започва да се издава 1887 г.

Съществуват две безплатни електронни бази от данни: Researchgate.net и Academia.edu, в които изследователите (повече от 18 милиона) сами формират базите от публикации.

Като *втори метод* или алтернативен път за търсене на научна литература служи списъкът с използваната литература на книги или статии по темата, която се изследва. Полезно е да се започне с прочитането на обзорни статии по темата или със скорошно проведени емпирични изследвания в областта на бъдещото изследване. В търсене на интересуващата литература не трябва да се забравя, че има обикновено не по-малко от 2 години забавяне между публикуването на статията или книгата и нейното цитиране. Ето защо този метод на търсене на научна литература е добре да се съчетава с преглед на по-известните статии, които се публикуват по изследваната тема.

Независимо кой от двата подхода се използва или те се комбинират, събраната литература по темата трябва да се има предвид като източник на информация в целия процес на планиране на изследването: като се започне с избора на подходяща тема, при формулирането на конкретни научни въпроси и работни дефиниции, при избора на реализуемия дизайн на изследване и методите, които се прилагат за анализ на научните въпроси.

2.3 ОЦЕНКА НА ПРАКТИЧЕСКАТА ИЗПЪЛНИМОСТ НА ИЗСЛЕДВАНЕТО

След като е даден отговор на разгледаните до момента въпроси може да се премине към оценката на практическата реализуемост на планираното изследване. От оценката зависи отхвърлянето на планирания дизайн на изследване или метод за събиране на данните, преразглеждането на някои от дадените работни дефиниции или изследователски въпроси ако те са нереализуеми или не представляват повече практически интерес за изследователя. За да се прецени доколко е реализуемо планираното научно изследване е необходимо да се отговори на следните основни групи въпроси:

ИЗИСКВАНИЯ КЪМ ИЗСЛЕДВАНИТЕ ЛИЦА

Първата група въпроси към изследваните лица се отнасят до техните количествени и качествени характеристики. *Първото* и основно изискване е изследваните лица на практика да са достъпни за изследователя. Той трябва да определи какъв тип участници са му необходими и какви характеристики те трябва да притежават. Дали те трябва да са от точно определени региони, ситуации или социален контекст, за да се проведе изследването. *Второто* изискване към изследваните лица е да се определи необходимият за изследването техен брой. За да се отговори на този въпрос е необходимо да се знае какви статистически методи ще се използват при анализа на данните (виж Глава 9). След като е определен необходимият брой изследвани лица трябва да се потърси отговор на *третия* въпрос: дали определеният брой е реално да се събере и е достъпен за изследване.

Ако отговорът на първата група въпроси е положителен, необходимият брой изследвани лица е определен и е установен достъп до тях, следва да се потърси отговор на ***втората група*** въпроси свързани с тях: дали те имат желание да участват в планираното изследване или ще откажат, необходимо ли е да им се заплаща и/или да им се направи под някаква форма подходящ подарък. Тези разходи по правило се добавят към планирания бюджет за изследването. *Първо*, за да се избегне евентуален отказ на

изследваните лица да отговарят на задаваните въпроси те не трябва да са оскърбителни и да не наранява техните чувства и достойнство. *Второ*, процесът на провеждане на изследването е необходимо да бъде максимално интересен за участниците в него, да се чувстват част от него. *Трето*, прекалено дългият въпросник, колкото и да е интересен, изморява изследваните лица и неминуемо те не отговаря на някои въпроси или отговарят набързо и неточно. Ако изследователят притиска и задължава изследваните лица да отговарят на всички въпроси, това води единствено да изкривяване на получените отговори. *Четвърта* причина, поради която изследваното лице може да не отговори на някои от поставените въпроси е ако то ги възприема като прекалено лични, конфиденциални или интимни. Ето защо при определяне на броя на изследваните лица е добре изследователят да отчита, че част от тях няма да отговорят на *всички* въпроси. Това често означава, че реално броят на необходимите изследвани лица е доста по-голям от предвидения, защото не винаги те отговарят на всички въпроси. Ако изследваното лице е отговорило частично на някои от въпросите, изследователят се опитва да отчете отговорите при статистическия анализ на данните, но това не винаги е възможно поради вида на зададените въпроси.

НЕОБХОДИМО ОБОРУДВАНЕ И МАТЕРИАЛИ ЗА ИЗСЛЕДВАНЕТО

При оценката на практическата реализуемост на изследването е необходимо да се вземе под внимание какво оборудване и материали са необходими, за да се проведе и дали е възможно те да бъдат взети на заем или закупени. Например, обикновено за всяко статистическо изследване са необходими компютър, принтер, подходящ софтуер, включително и за статистическа обработка на данните (например IBM SPSS Statistics). В зависимост от методите, които се прилагат в изследването може да са необходими например диктофон, фотокамера или друго специфично оборудване.

НЕОБХОДИМИ КОНСУМАТИВИ ЗА ИЗСЛЕДВАНЕТО

В процеса на планиране на изследването трябва да се отчетат и всички консумативи, които са необходими, за да се проведе успешно. Важно е да се планират фондове за тях и те да се отчетат при планирането на бюджета на научното изследване. Най-често използваните консумативи са: ксерокопия на въпросниците и другите материали, разпечатване на междинни и крайни резултати от статистическия анализ, пощенски разходи (ако въпросникът се изпраща в друго населено място), хартия за писане, химикалки, моливи, аудио/видео касети, външна памет, превод на и от български език и др.

ДРУГИ ВЪЗМОЖНИ РАЗХОДИ ЗА ИЗСЛЕДВАНЕТО

При провеждане на изследването са възможни и други разходи. Например изследователят е добре да си отговори на въпроса дали е в състояние сам да свърши цялата работа или са му необходими асистенти. Например дали му е нужна помощ при събирането и въвеждането на данните или при статистическия им анализ; при представянето и оформянето на резултатите или на всеки етап от планирането и провеждането на изследването. Ако му е необходима помощ добре е той да планира бюджет и за нея.

Друго перо от бюджета на изследването са транспортните разходи. Винаги се налага да се пътува до местата, където се намират изследваните лица. Ако те не се намират в същото населено място, в което живее и работи изследователят, освен пътни трябва да се планират и дневни разходи (храна и спане).

При провеждане на всяко изследване винаги възникват непредвидени разходи. Те не могат да се планират, но съществува неписаното правило обикновено да възлизат на около 10 % от основния бюджет.

Необходимо е да се отбележи, че всяко изследване е възможно само и единствено ако е налице *целият* бюджет преди неговото започване. Той може да е малък в някои изследвания. Независимо от размера на бюджета без той да е предварително осигурен е безсмислено то да започва.

ОПРЕДЕЛЯНЕ НА НЕОБХОДИМИЯ СТАТИСТИЧЕСКИ АНАЛИЗ И БРОЙ НА ИЗСЛЕДВАНИТЕ ЛИЦА

Основните решения относно анализа на данните от научното изследване се вземат *преди* тяхното събиране. Това се прави по две причини:

1. Първо, всеки статистически тест се интерпретира по-правилно ако той е предварително планиран и са изпълнени неговите предпоставки.
2. Второ, ако не са планирани основните статистически тестове предварително има риск цялото научно изследване да рухне, защото може да се окаже, че неговият дизайн не позволява да се анализират данните, които са събрани.

След като е избран изследователският дизайн, дадени са работните дефиниции и методите за събиране на данни са определени, може да се пристъпи към избор на типа данни, които ще се събират и вида на статистическия им анализ с цел да се получи отговор на формулираните изследователски въпроси.

Изборът на статистически анализ (виж Глава 9) се определя от:

- изследователските въпроси, които са поставени;
- дизайна на изследването;
- вида на данните, които ще се съберат и анализират.

След като се изберат подходящи методи за статистически анализ е добре отново да се провери необходимият брой изследвани лица като се отчита изискването за минимално количество за статистически значим анализ на данните. Важно е извадката да бъде достатъчно голяма, защото само тогава има предпоставки да се открият взаимовръзките между променливите и техния ефект като се предполага, че те се съдържат в събраните данни.

ПИЛОТЕН ПРОЕКТ (ТЕСТ) НА ИЗСЛЕДВАНЕТО

Нека успешно са преминати етапите от процеса на проверка на:

- наличие на необходимите за изследването лица;
- тяхната възможност и желание да участват в изследването;
- наличие на необходимото оборудване и материали;
- наличие на финансиране на изследването.

Ако всичко това е отчетено може да се смята, че изследването е реализуемо. В този случай често е полезно да се започне с *пилотен тест* на изследването преди да се премине към цялостното му изпълнение. Чрез него се проверява на практика как избраните от изследователя методи, материали, оборудване и т. н. работят преди да започне провеждането на цялото изследване и ако е необходимо се правят корекции, за да се реализира изследователският проект.

Чрез пилотния проект се откриват грешките в планираното изследване преди то да започне и затова всеки изследовател го възприема като "застраховка". Чрез инвестирането на малко средства и време преди основното изследване изследователят се предпазва от огромни безсмислени разходи на по-късен етап. Колкото и съвестно да се планира всяко изследване пилотният проект винаги показва неточностите и помага да се проведе научното изследване на необходимата висота. Ето защо не стои въпросът дали има смисъл от пилотния проект, защото той всъщност е безценен.

Пилотният проект се прави с малка група от изследвани лица, с малка извадка. Той е полезен при тестването на дадените работни дефиниции и при избраните изследователски методи. Чрез него се проверява на практика дали методите и дефинициите са подходящи за планираното изследване или е необходимо да се изберат нови, дали избраният от изследователя въпросник е конструиран правилно, дали въпросите в него са ясни и разбираеми, дали изследваните лица отговарят с желание на въпросите или избягват някои от тях, придобива се и реална представа за необходимото време за провеждане на изследването.

Ако до този етап на планирането на изследването все още не са избрани изследователките методи и работни дефиниции или не е сигурно, че те са най-подходящите или работят, именно чрез пилотния проект се прави окончателната им селекция за изследването.

ИЗГОТВЯНЕ НА ПЛАН-ГРАФИК НА ИЗСЛЕДВАНЕТО

Друг важен момент от планирането на научното изследване е изготвянето на ясен план-график за неговото протичане. Той трябва да съдържа всички етапи на неговото провеждане и необходимото време за изпълнението им. Това позволява точност и спазване на поетите срокове за провеждането на изследването. Най-основните моменти в план-графика са:

- кога започва и кога се планира да завърши събирането на данните
- колко време ще отнеме тяхното кодиране, въвеждане и оформяне в база от данни
- колко време е необходимо за статистическия анализ на данните
- колко време е необходимо за интерпретация на получените статистически резултати
- къде, как и кога ще се представят получените резултати
- колко време е необходимо за оформяне на получените резултати в доклад, статия и т. н. съгласно изискванията на институцията (списанието, конференцията), пред която ще се изнасят.

План-графикът трябва да бъде реалистичен и да има планирано достатъчно време за качественото изпълнение на всеки етап от изследването. Няма нищо по-лошо за научния авторитет на всеки изследовател ако той обяснява пред колеги защо ***не*** е свършил научната си работа на време и да изтъква причини като колко е зает, ангажиран, имал е лекции, работил е със студенти, участвал е в експертни съвети и т. н. и не е успял да спази сроковете. Всички доводи показват, че той ***не*** успява да планира добре своята работа и не е добър менажер в научната си дейност. Неприятно е да излезе име, че конкретен изследовател не успява да свърши навреме и качествено изследователската си дейност, в науката не съществува научен довод "бях зает". Именно резултатите от научната дейност показват какъв специалист в своята област е той, а не доводите защо липсват те.

Например при определяне на необходимото време за събиране на данните трябва да се отчита дали те могат да се събират едновременно от няколко човека или последователно, само от един след друг. Дали някои въпросници могат да се изпращат по пощата (включително и електронната) и колко време ще отнеме получаването им обратно. Кога изследователят планира да проведе изследването и дали моментът е подходящ да се изследват лицата. Например ако се изследват ученици или студенти е добре да се отчита кога имат ваканция или са в сесия, защото не е реално в този момент да се съберат анкети. Ако се използват асистенти за събирането на данните, се има предвид свободното им време. Ако се използва чужда апаратура, включително компютър с пакет за статистически анализ (например, IBM SPSS Statistics) се отчита възможността за достъп до него.

Ако възникнат проблеми свързани с изследваните лица, оборудването или наличните ресурси, е необходимо да се преразгледа първоначалният план-график на планираното изследване или да се промени неговата структура, за да стане изпълнимо за планираното време.

ЗАКЛЮЧИТЕЛНИ МИСЛИ

Оценката на практическата реализуемост на всяко изследване е комплексен процес, защото обхваща различни аспекти, които е необходимо внимателно да се проверят, за да бъде планираното изследване реализуемо на практика. Ако се установи, че има дори един неизпълним елемент от процеса е необходимо да се ревизира целият проект с цел да стане практически изпълним.

Дори и след като всички етапи от дотук разгледания процес на изследване са планирани внимателно, в детайли, винаги е възможно да възникне ситуация (форс мажор), когато той изведнъж стане неизпълним. В този случай се прави анализ на възникналата ситуация и изследването се модифицира с цел поне частично да се изпълни. Това е по-добрият вариант отколкото цялото изследване да се анулира и да се започне от начало с планиране на ново изследване.

В обобщение, и най-лошият план е по-доброто решение от колкото липсата на какъвто и да е план за научна работа. Всеки план винаги може да се промени, а работа без план не е ясно къде ще отведе изследователя и защо. *Анализът на допуснатите грешки е основа за научната работа*. Ако планът се проваля и планираното изследване от реализуемо се превръща в не реализуемо, е добре да се анализират причините за това и на тази основа да се изготви работеща модификация на изследователския план.

2.4 РАЗГЛЕЖДАНЕ НА ВЪЗМОЖНИТЕ РЕЗУЛТАТИ ОТ ИЗСЛЕДВАНЕТО ПРЕДИ НЕГОВОТО ПРОВЕЖДАНЕ

Още в процеса на планиране на изследването е добре изследователят да има идея за представянето на получените резултати. Хубаво е планираните резултати да се разделят на части по признака кои да се представят веднага и кои по-късно, например заедно с резултати от други проведени изследвания.

Обикновено веднага се представят резултатите за формулираните в изследването специфични научни въпроси.

В по-дългосрочна перспектива се представят резултатите, които изискват да се доуточнят или да се допроверят чрез провеждане на допълнителни изследвания.

Публикуването на резултатите представлява приключването на всяко изследване, защото по този начин то става достъпно до научното общество и дава своя принос в процеса на научното разбиране на проблематиката, която разглежда.

2.5 ПРЕДСТАВЯНЕ НА НАУЧНО ИЗСЛЕДВАНЕ

След като научното изследване се проведе и резултатите от него се анализират те вече могат да се представят. Независимо от факта, че има различни научни форуми като конференции, симпозиуми, летни училища, списания, които имат специфични изисквания, в науката съществуват общи изисквания към това какво и как да се докладва. В тази глава се разглеждат стандартните изисквания за научна статия, но те важат и за всяка друга форма на *научно докладване*.

2.5.1 *APA* (*APA*) ФОРМАТ ЗА ПРЕДСТАВЯНЕ НА НАУЧНО ИЗСЛЕДВАНЕ

Най-често срещаният формат за представяне на резултатите от проведено научно изследване е т. нар. APA формат (*APA style*), който е стандартен, приет от Американската Психологична Асоциация *(American Psychological Association)* (American Psychological Association, 2009). Изискванията в него се отнасят най-вече при представяне в американски и повечето европейски научни списания. Стандартите са важни и нужни. Те са въведени и се използват с цел да бъде *ефективна комуникацията* между научните работници. Като бонус от научаването на стандартите от младите учени е възможността лесно и бързо те да се ориентират, когато четат научните статии от други изследователи. Спазването на изисквания при оформяне на научна статия помага да се открояят и осмислят ключовите моменти в собственото научно изследване.

Форматът на Американската Психологична Асоциация (APA) за представяне на научното изследване включва следните раздели:

ЗАГЛАВИЕ ИЛИ ЗА КАКВО Е ТАЗИ СТАТИЯ

Заглавието на научната изследователска статия по правило информира читателя ясно и еднозначно за какво се отнася тя, на каква тема е посветена. Читателите първо се запознават със заглавието на всяка статия, когато е цитирана и след това от него решават дали да я прочетат. Ето защо заглавието включва ключови думи за проведеното изследване, които служат за основа в търсенето на статията по интернет. По възможност е добре да се избягва използването както на неактуални за изследването думи, така и объркващи и двусмислени изрази в заглавието, защото това подвежда читателите.

Обикновено в заглавието се посочват основните зависими и независими променливи. Желателно е то да не надхвърля 10-12 думи.

Таблица 2.1 Съдържание на раздели на статия оформена по стандарт на Американската Психологична Асоциация (APA)

	РАЗДЕЛИ НА СТАТИЯ	СЪДЪРЖАНИЕ
	Заглавие	За какво е статията - тема?
	Име на автора	Кой го е направил?
	Резюме	Успешно ли е изследването?
I.	Въведение	За какво става дума?
II.	Метод (Методология)	Какво и по какъв начин е направено?
	А. Материали	
	Б. Апарат	
	В. Изследвани лица	
	Г. Дизайн на изследването	
	Д. Процедура на изследването	
III.	Резултати	Какво е установено?
IV.	Дискусия	Какво означават резултатите - приложение?
	Литература	Кой друг е правил нещо подобно?
	Забележки на автора	
	Бележки под линия	
	Приложения	Какво още е желателно да се знае?

ИМЕ НА АВТОРА ИЛИ КОЙ ГО Е НАПРАВИЛ

Името на автора или на авторите е това, с което те са разпознаваеми професионално. Най-често се използва името, инициала на бащиното име и фамилията. Пропускат се научните звания като бакалавър, доктор и т. н. Под името се изписва институцията, към която принадлежи авторът: например СУ „Св. Климент Охридски”. Ако изследователят си е променил институцията след провеждане на изследването, се цитира старата му месторабота под името, а новата под линия. Двете институции се пишат под името само ако и двете са финансирали изследването. Ако авторът не принадлежи към конкретна институция се изписва градът и държавата, в която живее.

РЕЗЮМЕ ИЛИ УСПЕШНО ЛИ Е ИЗСЛЕДВАНЕТО

Резюмето представлява кратко изложение, обобщение на статията. Обикновено то е между 100 и 120 думи и подобно на заглавието на статията се включва в индексите при търсене в интернет. Резюмето включва: **(а)** основните научни хипотези, **(б)** приложените методи в изследването, включително неговият дизайн и процедура на провеждане, **(в)** кратък обзор на главните резултати и **(г)** изводите, до които се е достигнало. Резюмето може да е на български, английски, а понякога и на двата езика.

В резюмето е добре да *не* се включва информация, която не се съдържа в статията. Най-добре е то да се напише *след* като е приключило нейното написване. Обикновено повечето хора четат резюмето на статията ако нейното заглавие ги интересува и след това евентуално и самата статия. Ето защо е важно резюмето да бъде интересно за читателите. Това става като се акцентира върху важността на разглеждания проблем, издигнатите научни хипотези, получените резултати или поради важността на изводите, които следват от тях.

Кутия 2.1 Представяне на научно изследване – Заглавие, автори и резюме (Sacks et al., 2009)

THE GENDER GAP – ADOLESCENT'S ATTITUDE TOWARDS SCIENCE AND TEACHER METHODOLOGY

SUSAN RIEMER SACKS
Barnard College, Columbia University, USA
e-mail: ssacks@barnard.edu

DOROTEIA S. KOPARANOVA
Harvard Graduate School of Education, Harvard University, USA
e-mail: dsk420@mail.harvard.edu

ZORNITZA R. GANEVA
Faculty of Education, Sofia University "St. Kliment Ohridski", Bulgaria
e-mail: zganeva@abv.bg

In the past two decades, research has strongly suggested that males have a supremacy over females in the hard sciences. At local Bulgarian schools, a questionnaire probed 169 teenagers, from 14 to 18 years of age, for their opinions about their attitude towards science and their view of the teacher methods. The research found that female participants scored higher on the *Student Attitude* scale; thus they held a more positive attitude about science than their male classmates. Female teens were more likely to devote more time in science, complete their homework, have a higher interest in science classes, and pursue a science related field of study. On the Science *Teacher Methodology* scale, female students also indicated more positive views than their male peers. This means that female students experience more interactive teaching styles and their curriculum includes visual aid models and teacher-rewarded student effort. Implications of the findings for teaching and suggestions for further research are discussed.

Keywords: gender, adolescents, attitudes, science, pedagogy, methods.

ВЪВЕДЕНИЕ ИЛИ ЗА КАКВО СТАВА ДУМА

Ако изследователят е успял да задържи вниманието на читателите над своята статия след като са прочели резюмето, да се постигне това с въведеното е доста по-сложно. Въведението ориентира, въвежда, настройва читателите към проведеното изследване, информира го за научната тема, която се разглежда и как е изследвана до сега.

Обикновено във въведението читателите откриват отговор на следните въпроси:

1. *Какви цитирани изследвания провокират провеждането на изследване* - кратък литературен обзор на проведените научни изследвания по темата и в какво се изразява актуалността на разгледания проблем.
2. *Какво е новото в конкретното изследване, което го отличава от проведените до момента.* Новото може да е например провеждане на изследването за конкретна държава, за друга възрастова група, пол или регион и т. н.
3. *Още с какво изследването представлява научен интерес* - например с нов дизайн, съпоставка с други проведени изследвания (сравнителен анализ) и т.н.
4. *По какъв начин са проведени представените нови аспекти в изследването.*

Въведението обикновено започва с кратък теоретичен обзор, от който става ясно какъв е приносът на изследователя. След като читателите разбират какво до момента е направено по разглеждания научен проблем следва информация какво е новото в конкретното изследване и в какво се състои актуалността му. Например разглежданата методология се прилага за първи път в България. След това е добре да се представи пред читателите дизайнът на изследването (подробно е описано в раздел *Дизайн*).

Кутия 2.2 Представяне на научно изследване – Въведение (Sacks et al., 2009)

1. Въведение

... В страните от Източна Европа, каквато е *България*, е налице дългогодишна традиция в преподаването на природни науки. В тях жените са представени наравно с мъжете. По-конкретно след 1950 г. техни представители участват в множество световни олимпиади и печелят редица медали и отличия. Andreescu и колеги (2008) правят анализ на победителите в международното състезание The Putnam Mathematical Competition, което се провежда ежегодно от 1938 г. насам. Според данните до 2008 г. някои страни от Източна Европа като България и Румъния и страни от Азия като Китай продължават да се грижат за момичетата с изключителни математически способности. В същото състезание са налице по-малко представители от женски пол от страни като САЩ и Канада. В по-голямата си част те са деца на емигранти от страни, които са свръхпредставени в състезанието.

Целта на настоящето изследване е да установи дали са налице **полови различия** 1) в *нагласите на ученици от България към природните науки* като цяло и 2) в *използваните педагогически методи* от учителите в тези часове.

МЕТОД ИЛИ КАКВО И ПО КАКЪВ НАЧИН Е НАПРАВЕНО

В секцията *Метод* (Методология) на научното изследване се съдържа информация за начина, по който то е проведено. Тя трябва да е достатъчно ясна, за да може читателят при желание да го повтори и по този начин да се проверят получените резултати.

Кутия 2.3 Представяне на научно изследване – Метод (Методология) (Sacks et al., 2009)

2. Методология

2.1 Изследвани лица

В проведеното изследване участваха 169 ученици, които живеят в България, на средна възраст 15.81 години. Момичетата са 108 на средна възраст 15.74 години. Момчетата са 61 на средна възраст 15.93 години. Всички те се обучават в училища, разположени в различни квартали на София.

Във възрастови групи между 14 и 18 години изследваните лица са разпределени по следния начин: 24 ученици на 14-годишна възраст (8 клас), 44 ученици на 15-годишна възраст (9 клас), 53 ученици на 16-годишна възраст (10 клас), 36 ученици на 17-годишна възраст (11 клас) и 12 ученици на 18-годишна възраст (11 клас).

2.2 Дизайн и провеждане

Изследването се състои от две скали, които анализират нагласите на учениците и използваните педагогически методи от учителите в часовете по природни науки в училище. Изследваните лица отговарят на общо 29 въпроса, като 6 от тях са за социодемографски данни, чрез 5-степенна скала във формат Ликерт за съгласие: 1 – никога до 5 – винаги.

Данните са събрани след взето разрешение от директорите на училищата и учителите по природни науки, които преподават в тях в периода март-май 2009г. Запазена е анонимността на изследваните лица, които взеха участие в изследването...

Разделът *Метод* в представяне на научното изследване обикновено е най-голям и затова се дели на няколко подраздела. Те могат да са в произволен ред и с различен обем:

- *Участници (изследвани лица)* – цитира се както **(а)** общият им брой в изследването, така и **(б)** броят за всяка изследвана група (например: момчета и момичета;

възрастова група; брой на изследвани лица преди лечение и след лечение), **(в)** генералната съвкупност, от която е извлечена извадката в изследването, **(г)** как, начинът, по който са селектирани изследваните лица и **(д)** при какви обстоятелства са получени и анализирани данните от изследваните лица.

- *Дизайн на изследването* – посочват се независимите и зависимите променливи, експерименталните и контролните групи участници, по какъв начин, как те са били конструирани (съставени), описват се независими променливи, които са с междугрупов дизайн и вътрешногрупов дизайн. Допустимо е информацията от подсекцията да се пропусне като тя се разпределя между другите подсекции.
- *Материали* – представят се материалите, с които е проведено изследването, например рисунки, като някои от тях може да се покажат.
- *Апаратура* – ако е използвана специфична апаратура при провеждането на изследването се уточнява нейният вид.
- *Процедура* – разглежда се стъпка по стъпка как е проведено изследването, посочват се въпросите и инструкциите към изследваните лица от момента на започване до неговото приключване.

РЕЗУЛТАТИ ИЛИ КАКВО Е УСТАНОВЕНО

За читателите това винаги е най-очакваната част от статията. Част от тях дори веднага след като прочетат резюмето „скачат" на тази секция, защото нямат търпение да видят какви са получените резултати. В секцията *Резултати* се представя информация от **(а)** *дескриптивната статистика* или се прави описание на извадката и **(б)** *дедуктивната статистика* или от статистическите тестове, чиято роля е да потвърдят, че получените резултати са статистически значими. Статистическите процедури, които се използват в анализа на данните се цитират ясно и еднозначно, така че всеки, който желае да ги повтори да има тази възможност. Ако обемът на докладваните резултати е голям секцията може да се раздели на подсекции с цел да се облекчи нейното прочитане и разбиране.

Последователността на представянето на резултатите е от голямо значение, но тя по правило се определя от автора. Някои автори предпочитат първо да докладват най-интересните или релевантни на научните хипотези резултати. Друг подход е първо да се докладват генералните изводи, следвани от дескриптивната статистика, потвърждаваща получените резултати и накрая се докладват резултатите от дедуктивната статистика.

Често получените резултати е подходящо да се обобщят в една или няколко таблици или графики. Основни правила в случая са:

- Информацията от графиката или таблицата не трябва да се повтаря в текста. *Преразказването на съдържанието на таблиците и графиките в текста е недопустимо.*
- Таблиците и графиките трябва да са ясни, очевидни и да не изискват допълнителни разяснения, въпреки че тяхното съдържание и тенденции се дискутират в текста. За целта се използват *забележки* под таблиците и графиките, в които се съдържа *цялата* информация необходима за разбирането им.

Решението как да се представят резултатите: в графичен или табличен вид винаги е компромисно. От една страна фигурите позволяват да се онагледят получените резултати, което дава възможност на читателя да придобие по-глобално чувство за данните, а от друга страна таблиците предават информацията на читателя в по-точен и акуратен вид. Като общ принцип може да се приеме, че таблиците са за предпочитане ако успеят да предадат на читателя научното съобщение от изследователя.

Представянето на резултатите от статистическата значимост на статистическите тестове обикновено включва:

а) името на статистическия тест (например: t-тест за корелирани извадки),
б) стойността на тестовата статистика (например: $p = 0.08$) и
в) значимото ниво на теста (например: $\alpha = 0.05$)
г) как са изпълнени предпоставките на конкретния статистически тест
д) големината на ефекта (виж Глава 9) и
е) дали получените резултати са статистически и практически, фактически значими (виж Глава 9).

Кутия 2.4 Представяне на научно изследване – Резултати (Sacks et al., 2009)

3. Резултати

3.1 Факторен анализ
....
3.2 Различия в двете скали по пол, възраст и клас

... С цел да се измери влиянието на дименсията *възраст* (от 14 до 18 години) *върху половите различия в двете скали*, беше направен анализ на данните. Резултатите са представени в таблица 4.

Таблица 4. Средни стойности на изследваните лица от съответната възрастова група за скалите *нагласи на учениците* и *педагогически методи*, разпределени по възраст

	Възраст				
Дименсии	*14*	*15*	*16*	*17*	*18*
Всички ученици					
Нагласи на учениците	3.00	3.00	2.90	2.92	2.96
Педагогически методи	2.43	2.33	2.43	2.31	2.52
	*	*	*	*	-
Момчета					
Нагласи на учениците	2.88	2.98	2.74	2.83	2.76
Педагогически методи	2.45	2.09	2.32	2.28	2.41
	-	*	*	*	-
Момичета					
Нагласи на учениците	3.05	3.01	3.01	2.97	3.15
Педагогически методи	2.52	2.45	2.51	2.32	2.62
	*	*	*	*	-

Забележки: По-високите стойности на числата отразяват отдаване на по-голямо значение на направените избори (1–минимална стойност, 5–максимална стойност); статистически значимият ефект на двете скали върху възрастта на изследваните лица е посочен със звездичка под съответната колона от числата; данните са обработени с t-тест за корелирани извадки.

Резултатите от Таблица 4 показват, че са налице статистически значими различия между двете анализирани скали при *всички изследвани лица* между 14- и 17-годишна възраст ($p<0.001$), но няма статистически значимо различие за 18-годишните ($p = 0.081$). Същата тенденция се наблюдава за *момичетата* ($p<0.001$), докато при *момчетата* няма статистически значимо различие за 14- и 18-годишните ($p = 0.104, p = 0.149$).

ДИСКУСИЯ ИЛИ КАКВО ОЗНАЧАВАТ ПОЛУЧЕНИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Това е мястото, където всички части на статията трябва да се обединят в едно цяло. След като са дефинирани научният проблем, научните и експерименталните хипотези, резултатите показват какво е установено и вече е необходимо всичко да се обедини с цел да се покаже значението на проведеното изследване. В секцията *Дискусия* се съдържа интерпретацията на получените резултати. Те се дискутират както във връзка със скорошни изследвания по темата, така и до какви теоретични изводи водят.

В тази секция се включва информация за това в каква степен получените резултати потвърждават:

(а) издигнатите научни хипотези,
(б) изводите, до които се е достигнало и
(в) дискусията относно практическото приложение на получените резултати.

Кутия 2.5 Представяне на научно изследване – Дискусия (Sacks et al., 2009)

4. Обсъждане и обобщение на резултатите

Безспорен факт е, че всеки човек възприема и преживява по различен начин своята полова идентичност. Въпреки това представеното изследване е опит да се изследва колективният отговор на ученици от България от двата пола. Резултатите от проведеното изследване потвърждават, че момичетата и момчетата се различават съществено в нагласите, които имат по природните дисциплини, и в педагогическите методи, които използват учителите им в часовете по тези предмети. Използваните две скали за измерване намират своето отражение в двата фактора, които съставят направения факторен анализ.

Безспорен факт е, че ежедневният контакт на учителите в часовете по природни науки оказва съществено влияние върху формирането и развитието на половите роли на учениците (Fennema, 1981). В научната литература вече има проведени изследвания, които доказват, че ако учителите са подготвени и имат нужните знания, те могат да намалят половите различия в класната стая (Sadker, Sadker & Klein, 2001). Резултатите показват, че когато учителите са чувствителни към половите различия и избора на методи за преподаване в часове по физика на ученици от 11 клас, момичетата имат по-позитивни нагласи към предмета и имат по-високи оценки (Labudde et al., 2000). Това се потвърждава и от цитирано изследване на Националния институт по образование на САЩ от 1984 година (Sadker et al., 2001). Според него учители, които са получили предварителна подготовка за еднакво отношение към ученици от двата пола, не само намаляват нивото на проява на полови стереотипи в своята работа, но стават и по-ефективни учители като цяло. Тези учители дават по-често и по-конструктивна обратна връзка на момичетата в своите часове, общуват по-често с тях и стават по-чувствителни към т. нар. „нарочване" на ученици.

Университетът е именно институцията, в която се подготвят бъдещите учители по природни науки и педагози като цяло за работа с ученици от двата пола. Необходимо е в учебния им план да бъдат включени предмети, които да им дават знания за половите различия и да спомагат за отвореността на Аз-а пред половото разнообразие в класната стая и във всички негови проявления. Необходимо е студентите да бъдат способни да наблюдават, анализират и надмогват своите собствени негативни полови нагласи, да предотвратяват възникването или да разрешават евентуалните проблеми и конфликти по време на контакта между ученици от двата пола.

Изучаването в университета от бъдещите учители по природни науки на половите различия на учениците ще им позволи да признават и приемат **половото разнообразие** в класната стая и обществото, да защитават равенството на възможностите на учениците от **двата пола**, да преодолеят сексизма и половата дискриминация, да оценяват и приемат половото разнообразие като положителен елемент за обществото, който го обогатява и развива, да улесняват контакта и взаимодействието между децата от двата пола във и извън училище с цел развитие на способности за ефективно общуване, да създават климат на взаимно приемане, толерантност, уважение и взаимопомощ. За да се улесни осъзнаването от студентите-педагози на предразсъдъчните нагласи не е достатъчно само обяснение, независимо колко задоволително и добре структурирано е то. Необходими са методи като водене на диалог, критични дебати, ситуации, в които студентите се поставят на мястото на другите, въпроси, наблюдения, решаване на казуси и симулативни игри, т. е. дейности, чрез които ще преосмислят идеи, вярвания и ценности, възприети пасивно и несъзнателно.

Мисията на училището, за чието успешно изпълнение се нуждае от социална и институционална подкрепа, е да участва активно в модел за интеграция на всички ученици – както момчета, така и момичета. За нейното реализиране е необходимо университетът да подготвя учители по природни науки и педагози, които имат в достатъчна степен чувствителност към половите различия в класната стая и към проблемите на децата от двата пола, надмогват своите полови стереотипи, проявяват към тях толерантност, разбиране и приемане...

Обикновено дискусията започва с въвеждащи изречения колко добре събраните данни потвърждават научните хипотези. Ако в действителност това е така, поставената пред

изследователя задача е решена. Ако обаче данните не потвърждават издигнатите научни хипотези в секцията дискусия са възможни *два подхода* към анализирането и коментирането на получените резултати: **1)** събраните данни не подлежат на интерпретация, което по същество също е научен резултат или **2)** другият подход е, че интерпретацията на данните с цел потвърждаване на хипотезите се разминава с оригиналните хипотези и данни, които са използвани. Ако това е случаят обикновено научните хипотези винаги се доуточняват.

Ако получените резултати не могат или само частично подлежат на интерпретация е необходимо това да се заяви в дискусията. *Отрицателният научен резултат има почти във всички случаи толкова голяма научна стойност колкото и положителният.* Всяко научно изследване има своята стойност и докладването на негативните резултати (които не потвърждават или отхвърлят издигнатата научна хипотеза) има голяма стойност за другите научни работници, защото ги предпазва да тръгнат по същия път на решаване на научните задачи. Така те имат възможност за избор на нов, неизследван път, с надеждата че именно той е правилния. При неудачни резултати отпада необходимостта да се дискутират, те само се докладват.

Ако получените резултати от изследването са неочаквани, но подлежат на интерпретация, добра идея е да се анализират и представят дори и ако това налага да се преформулират първоначално поставените пред изследването научни хипотези. Както за изследователя, така и за читателите е очевидно, че обяснението е постфактум и изследването не е било планирано в посоката, в която е отишло.

След като се изясни в каква степен данните потвърждават научните хипотези се преминава към изводите, които следват от получените резултати. Тъй като изводите са основното послание към читателите добре е да са формулирани внимателно, прецизно като се отчита, че читателите ще ги интерпретират така както са поднесени.

Следва интерпретацията на изследователя на възможното приложение на получените резултати.

Всеки изследовател в края на докладването на своето изследване уточнява в каква посока то може да се продължи и доразвие.

ИЗПОЛЗВАНА ЛИТЕРАТУРА ИЛИ КОЙ ДРУГ Е ПРАВИЛ НЕЩО ПОДОБНО

В тази секция на статията се цитира всяко изследване, което е използвано и на което е стъпил авторът на изследването. *Не е необходимо обаче да се прави библиографска справка за всички материали, които са публикувани по изследвания проблем*. Понякога някои колеги неоснователно се обиждат, че научните им публикации не са цитирани в дадено изследване без да отчитат, че за разлика от библиографската справка, в секцията „използвана литература" се цитират *само* източниците, които са директно използвани в конкретното изследване. Целта на списъка е да помогне на читателя да се ориентира от кои литературни източници да започне да чете ако изследваната тема го е заинтригувала.

ПРИЛОЖЕНИЯ ИЛИ КАКВО ОЩЕ Е ЖЕЛАТЕЛНО ДА СЕ ЗНАЕ

Приложенията не се срещат често при докладване на научно изследване под формата на статия, но са почти задължителни ако се подготвя книга. Най-често в приложенията се цитират **(а)** приложените инструменти и материали като анкети, например **(б)** компютърните програми, съставени специално за конкретното изследване, **(в)** непубликуваните статистически тестове, **(г)** математическите формули и доказателства, които биха затруднили читателите ако се представят в текста. В приложенията се включва единствено информация, която помага на читателя да проведе отново същото изследване.

2.5.2 (НЕПИСАНИ) ПРАВИЛА ЗА НАПИСВАНЕ НА НАУЧНА СТАТИЯ

В предишната секция са представени най-често срещаните изисквания за оформяне на научно изследване или изисквания към статия, която включва емпирично изследване, а именно стандарта на Американската Психологична Асоциация (APA). Ако относително

лесно се описват изискванията към структурата и оформянето на научна статия, написването на правила за нейното написване по същество е по-сложна задача. Процесът на написване на статия с емпирично изследване е изключително творчески затова трудно се подчинява на определени правила, закони или закономерности. Въпреки това обаче съществуват някои неписани правила, които могат да се възприемат по-скоро като *съвети* към творческата дейност и които се формулират приблизително по следния начин:

Правило 1. *Статията да е като криминален роман – интересна, информативна и да спира дъх на читателите*

Научната статия не трябва да бъде скучна. Тя трябва да заинтригува читателя, за да не си намери нещо по-интересно за четене. Всеизвестен факт е, че всеки читател чете бързо, през пръсти и по диагонал скучните научни съобщения и определено се задълбочава в посланието, което авторът на интересна разработка предлага. Въпреки че на всеки етап от статията с емпирично изследване може да се загуби читателят, все пак основните моменти за привличане на вниманието му са: заглавието на статията, резюмето и въведението. Основен момент в статията е тя да е наистина четабилна и интригуваща като криминален роман, което се постига ако тя следва кристално ясна логика. Структурната логическа мисъл винаги е по-приятна за читателя на статии с емпирични изследвания от колкото празнословието. Целта е да се продаде научната идея без обаче да се прекалява с рекламата ѝ.

Правило 2. *Една статия не се пише по принцип, тя винаги е предназначена за конкретни читатели*

Всяка научна идея е необходимо да се формулира по достъпен начин за конкретната аудитория. Например ако неотдавна са проведени няколко изследвания за психичното благополучие и се появява възможност да се докладват на различни научни форуми като се оформят резултатите в статии за: **(а)** педагогическа конференция, **(б)** психологическа конференция и **(в)** медицинска конференция. Определено педагогиката се отличава коренно от медицината и психологията и затова ако авторът желае да привлече вниманието на потенциалния читател е необходимо да се съобразява с неговите интереси, нагласи, знания и очаквания и да модифицира „криминалния роман" за него. При оформяне на статията е необходимо да се имат предвид следните моменти: *първо*, техническото ниво на статията - термините, които са общоизвестни на педагога не са толкова ясни за медика. Именно за това е необходимо дефиниране на използваните термини, за да се разберат от читателя, за който е написана статията. *Второ*, избор на допустимо ниво на неформално общуване с читателя. Учебникът е предназначен за студенти и затова има определено ниво на неформално общуване с тях, което не е подходящо ако той е предназначен за професионални изследователи. Във всички случаи неформалният стил на статията не трябва да намалява нейната четабилност. *Трето*, докладват се само детайлите от изследването, които са подходящи за конкретната аудитория. Читателят на научнопопулярно списание не се интересува особено от методологическите и статистическите аспекти на изследването в сравнение с читателя на професионално списание.

Правило 3. *Статията да е написана ясно и четабилно*

Желателно е да се избягват отклонения от темата и многословие, което не е признак на много знания. За предпочитане са точните и опростени думи пред сложните, логичните и стегнати примери, от които става по-ясна докладваната идея. В научните статии опростените изречения са за предпочитане пред сложните, за предпочитане са утвърдителните изказвани пред негативните, отрицателните, които се оказват по-трудни за осмисляне. Тъй като в статията не е нужно да изпъква авторът много от изследователите избягват използването на лична форма (аз направих, аз проведох) и я заменят със страдателен залог (проведе се, анализираха се, изследва се).

2.6 ЗА КОГО Е ИЗСЛЕДОВАТЕЛСКАТА ДЕЙНОСТ ИЛИ НЕЩО КАТО ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Според Закона на **Сод** (Sod), един от законите на **Мърфи** (Murphy's law) или *законът на сандвича:* "ако нещо лошо може да се случи, то непременно се случва" или "ако изтървем една филия намазана с масло тя винаги ще падне на килима с маслото надолу". Всеки изследовател с опит ще потвърди, че той важи също и в научното ежедневие. Този закон се преодолява обаче ако в съзнанието на изследователя се заложи, че винаги ще възникне непредвиденото, неочакваното, което може да обърка научните планове. Когато възникне подобна ситуация тя се преодолява с усмивка на устата, не е нужно човек да бъде фаталист и да смята, че това е "краят на света" или че нищо не може да се направи.

Внимателното и точно планиране на етапите от провеждане на научно изследване и повторната им проверка преди то да започне е единствено от помощ за успешното му провеждане. Въпреки че на пръв поглед предварителната подготовка изглежда, че не е необходима, тя допринася, за да се избегне законът на Мърфи.

В Кутия 2.6 е даден списък с въпросите, на които е добре да се отговори при планирането на бъдещото изследване, за да се избегне действието на закона на Мърфи.

Кутия 2.6 Списък на практическите въпроси, на които е добре да се отговори при системното планиране на всяко научно изследване (Barrett, 2006)

- Направен ли е теоретичен обзор на съществуващата научна литература по темата?
- Ясно формулирани ли са изследователските въпроси?
- Дадена ли е подходяща работна дефиниция на всички основни понятия, които се съдържат в изследователските въпроси?
- Чрез избраните дизайн и методи на изследване дава ли се отговор на поставените изследователски въпроси?
- Избраните дизайн и методи на изследване ясно ли са дефинирани и практически изпълними ли са?
- Изследователят има ли достъп до планираните изследвани лица, от които ще се съберат данните?
- Изследователят има ли достъп до необходимото оборудване и материали за провеждане на изследването?
- Ще се проведе ли подходящ пилотен тест с цел да се провери изпълнимостта на предвидените методи, които ще се приложат в изследването?
- Подходящи ли са предложените методи за статистически анализ на събраните данни?
- Броят на изследваните лица достатъчен ли е, за да се проведат всички видове статистически анализи, които са предвидени?
- Времето, предвидено за изпълнение на различните фази на изследването подходящо, достатъчно и реално ли е за провеждане? Всички участници, оборудване и други необходими ресурси налични ли са за изследователя, има ли достъп до тях в определеното време съгласно план-графика на изследването?
- Събраните данни от изследваните лица и получените резултати след тяхната статистическа обработка анонимни и поверителни ли са?
- Какво е приложението на получените резултати от изследването?

Всяка изследователска дейност е творческа. Тя изисква творчески поглед във всеки момент от нейното реализиране. Съществуват различни дефиниции какво представлява изследователската работа.

Тъй като учебникът е по статистика, изцяло научна и изследователска дейност, е необходимо да се въведе *работна дефиниция* какво се разбира под *научно изследване* в него.

Научното изследване е полет на мисълта зад пределите на известното (руска крилата фраза).

С други думи казано *учебникът е за тези, които са готови мисълта им да полети далеч напред, зад пределите на това, което е известно на хората в момента, да поемат риска да видят и кажат на останалите това, което са научили, видели и усетили и да споделят до какви заключения са достигнали в своята научна работа. Най-важното е да няма страх, че ще останат неразбрани, осмени или охулени, защото няма нищо по-ценно и хубаво от това човек да носи* ***Знание*** *на хората*.

Учебникът е за всички, които желаят да научат как мисълта им да полети зад пределите на известното и желаят да придобият Знания.

Преговор: ***Ключови думи и термини*** по азбучен ред, *виж*: Тълковния речник

p–стойност
алтернативна хипотеза H_1
алфа α ниво
времеви ред (за дизайн на изследването)
въведение
вътрешно групов дизайн на изследване
големина на ефекта
дедуктивна статистика
дескриптивна статистика
дизайн на изследване
дизайн на изследване с независими групи
дизайн на изследване с повтарящи се измервания
дискусия
зависима променлива
заглавие
изследователски въпроси
изследователски хипотези
кроссекционален или напречен дизайн
литература
лонгитуден дизайн
междугрупов дизайн на изследване
метод
научно изследване
независима променлива
нулевата хипотеза H_0
приложение
работна дефиниция
резюме
статистическа значимост
статистическа хипотеза - проверка
статистически изводи
статистически тест

2.7 УПРАЖНЕНИЯ

Моля изберете верния отговор:

1. Кои от следните стратегии са полезни при определяне на изследователските въпроси за конкретното изследвана?
   а) Извършване на проверка на работните дефиниции, които са използвани в конкретното изследване.
   б) Убеждаване, че анкетираните лица (респондентите) разбират въпросника.
   в) Изследователят да се обучи как да проведе основното изследване и да открои всякакви допуснати в процеса на планиране на изследването недостатъци.
   г) Всички изброени.

2. Когато се селектират участници в изследването (респондентите) има редица въпроси, които трябва да бъдат взети под внимание. Кое от следните изказвания не е вярно?
   а) Несъгласието на участниците с въпросите е от особена важност и може да се смята за индикатор на сериозни пропуски в планирането на изследването. Поради тази причина изследователят е възможно да анулира изследването и да преформулира въпросите от анкетата в удобен за изследваните лица вид.
   б) Умората на участниците е неизбежна, особено при лонгитюдните изследвания. Това до известна степен може да се преодолее с увеличаване на размера на извадката.
   в) Участниците в изследването трябва да бъдат сигурни в анонимността и конфиденциалността на отговорите, които дават.
   г) Важно е да се изградят добри отношения с хората, от които зависи достъпът до необходимите за изследването лица.

3. Когато се предприема научно изследване е добра идея да се направи пилотен проект, защото:
    а) Служи за проверка на работните дефиниции, които са използвани в конкретното изследване.
    б) Убеждава изследователя, че анкетираните лица (респондентите) разбират въпросника, който попълват.
    в) Помага на изследователя как да проведе основното изследване и да открои всякакви недостатъци допуснати в процеса на планирането на изследването.
    г) Всички изброени.

4. По отношение на събраните данни за изследването кое от следните изказвания не е вярно?
    а) Преди да започне изследването е важно изследователят да идентифицира вида на данните, които ще се събират.
    б) Преди да започне изследването е важно изследователят да идентифицира вида на статистическия анализ, които ще се прилага.
    в) Преди да започне изследването не е необходимо да се идентифицира вида на статистическия анализ, които ще се прилага, защото той може да се променя след като данните се съберат.
    г) Преди да започне изследването е важно изследователят да е сигурен, че ще се събере достатъчно количество данни (извадка), която позволява да се проведат планираните статистически анализи.

5. Етичните съображения са важна част от научното изследване. Кое от следните изказвания не е вярно?
    а) Респондентите (изследваните лица) е необходимо да се предпазват от умствени и физически вреди по време на провеждане на изследването.
    б) Информирано съгласие винаги е необходимо. Когато участниците в изследването са малки деца то се взима от техните родители.
    в) Заблудата е част от всяко изследване. Подвеждащите въпроси са допустими ако участниците в изследването никога не са информирани за истинската цел на изследването.
    г) Разясняване на въпросите на участниците в изследването е важно, за да се получат по-точни резултати.

6. При планиране на изследването кое от следните изисквания е необходимо да се отчете?
    а) Изследването трябва да се базира на ясни изследователски въпроси.
    б) Трябва да се проведе пилотен проект предварително, за да се оценят практическите резултати и приложимостта на изследването.
    в) Данните от изследването са анонимни и конфиденциални (поверителни).
    г) Всички изброени.

3 Статистическият пакет IBM SPSS Statistics като средство за провеждане на статистически анализ

3.1	Въведение	97
3.2	Малко история	98
3.3	Три основни прозореца на IBM SPSS Statistics	99
3.4	Общи черти на трите основни прозореца на IBM SPSS Statistics	102
3.5	Отличителни характеристики на трите основни прозореца на IBM SPSS Statistics	105
3.6	Лента с инструменти (Menu Bar)	112
3.7	Обобщение	124

3.1 Въведение

Внедряването на компютрите в ежедневието на човечеството е може би най-очевидният резултат от научно-техническият прогрес. То води до коренна промяна в характера на научните изследвания, включително и на тези в областта на социалните науки. Компютъра се използва обикновено от изследователите за изпълнение на "черната" работа, която се смята за скучна, изморителна, еднообразна, на моменти дори и безсмислена – съхраняване на изходни данни, изчисляване на различни показатели и др. Прехвърлянето на цялата работа върху компютъра позволява на изследователя да се съсредоточи върху творческия процес, който все още е непосилен за компютъра – анализ на данните, интерпретация на получените резултати и формулиране на нови предположения, научни хипотези и теории, т. е. да се съсредоточи върху най-приятното и интересно във всяко изследване, което остава под възможностите на всеки компютър.

Тази глава представлява кратко учебно ръководство как се използва статистическият пакет IBM SPSS Statistics, който е мощно, ефективно и широко разпространено средство за анализ на данните в областта на социалните науки. Чрез него се въвеждат данните от изследването, използват се най-съвременните методи за тяхната обработка според целите

на научното изследване съгласно издигнатите от изследователя научни хипотези и се получат резултатите от статистическите тестове в удобна и нагледна форма. За целта статистическият пакет има проста и удобна диалогова форма на общуване с изследователя и е снабден с огромна справочна библиотека. Организацията на работа на статистическия пакет позволява бързо и лесно да се усвои от всеки изследовател, който владее минимални компютърни умения.

Краткото ръководство дава базова информация как да се оперира с IBM SPSS Statistics, как се работи с пакета, но не и как да се интерпретират получените резултати. Как да се проведе необходимият статистически анализ на данните и да се интерпретират получените статистическите резултати е дадено подробно в съответната глава на учебника.

Пакетът IBM SPSS Statistics може да бъде инсталиран и да работи на няколко езика, но тъй като той *не* поддържа българския, в учебника се работи с английската версия. Освен превода на български език на всички команди и съобщения, в скоби се дава и оригиналният английски текст, който се появява на екрана при работата с пакета. Това помага потребителите да се ориентират по-бързо както в английската терминология, така и в превода на български език.

3.2 МАЛКО ИСТОРИЯ

IBM SPSS Statistics е един от най-разпространените пакети от приложни програми за обработка на статистическа информация. Неговата история започва през 1965 г., когато студентите по политология Норман Най (Norman Nie) и Дейл Вент (Dale Bent) се опитват да намерят в библиотеката на Стандфорския университет в Сан Франциско, САЩ компютърна програма за анализ на статистическа информация. След като не успяват да открият подходящ пакет те решават да разработят собствена програма. По този начин се заражда *Statistical Package for the Social Sciences* (SPSS) - пакет от програми за обработка, анализ и представяне на данни. Първата версия излиза на пазара през 1968 г. През 2008 г. пакетът е преименуван в SPSS Statistics без прекъсване в номерацията на версиите и така се появява директно SPSS Statistics 17.0. През 2009 г. фирмата IBM закупува статистическия пакет за 1.2 милиарда долара и му дава ново име - PASW (Predictive Analytics SoftWare) Statistics. През януари 2010 г. името на пакета е сменено на: "IBM SPSS Statistics". Отново въпреки промяната в името на пакета се съхранява приемствеността в номерацията на версиите като към момента на издаването на учебника на пазара е IBM SPSS Statistics 22. Структурата на пакета се запазва. Основният модул, сърцевината на пакета, представлява SPSS Base, където се съдържат основните статистически процедури. Другите модули, наречени add-on (Допълнителни програми), разширяват възможностите на базовия модул.

В учебника се работи предимно с IBM SPSS Statistics 17.0 като са използва неговият основен модул: SPSS Base. Разликата между версиите не е голяма.

Когато се стартира за първи път IBM SPSS Statistics се появява екранът, показан на Фигура 3.1. Ако се появи диалоговата кутия с надпис „Какво бихте искали да се направи (*What would you like to do?*)" се избира бутонът **Cancel** (Отменям).

Възможни са два режима на работа със статистическия пакет IBM SPSS Statistics:

а) чрез падащите менюта и прозорци.
б) чрез командния език.

Първият режим на прозорци и менюта позволява много нагледно, бързо и лесно да се осигури достъп до голяма част от практическите нужди при обработката и статистическия анализ на данните.

Вторият режим на работа с пакета чрез неговия команден език позволява достъп до пълните му възможности за решаване на задачи, който е невъзможно да се решат чрез режима на работа с прозорци и менюта.

Синтаксисът (syntax) на всяка команда е нейният запис на командния език. Синтаксисът на няколко команди се наричат **програма**. Съставянето на програма изисква знания по програмиране на определен команден език. Програмата, т. е. записът на командите на командния език позволява да се съхранят и модифицират задачите, които се решават периодично. За да се работи чрез командния език на пакета са

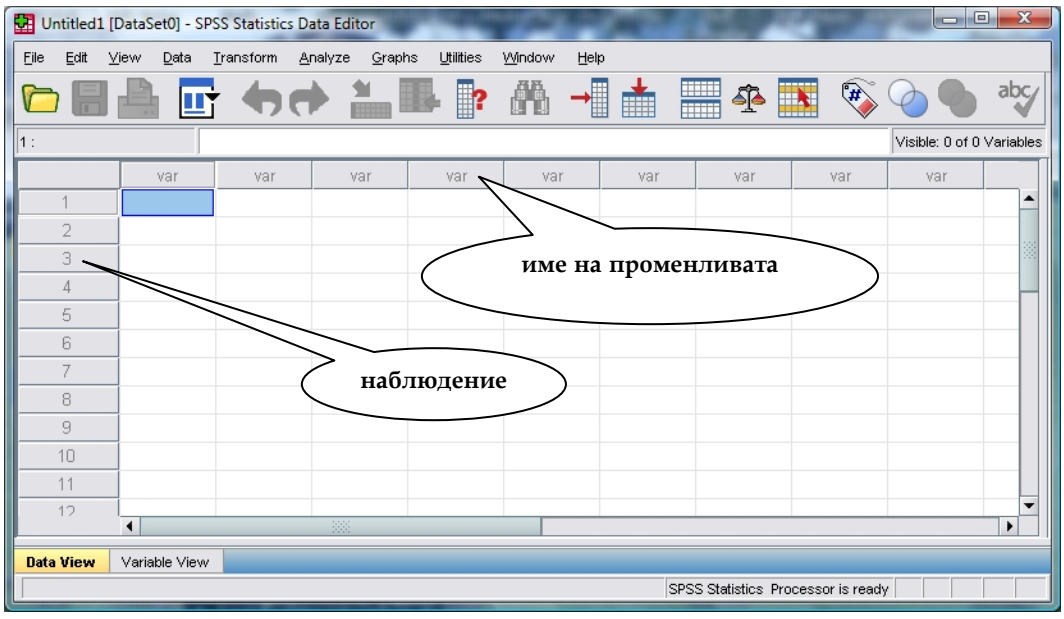
необходими знания по програмиране, които не са включени в учебника. В учебника обаче е дадено как могат да се проведат всички статистически процедури и с двата режима на работа. Това позволява на читателя като ги сравнява да избере кой е по-подходящ за него. Първо е показано как се провежда необходимата процедура с падащите менюта и прозорци, а след това е даден и синтаксиса на процедурата на командния език на IBM SPSS Statistics. Всеки статистически пакет има свой команден език, който не съвпада с този на другите пакети. Именно поради тази причина програма, написана за IBM SPSS Statistics не може да се използва за други пакети, освен ако не се пренапише съгласно другия команден език.

3.3 ТРИ ОСНОВНИ ПРОЗОРЕЦА НА IBM SPSS STATISTICS

IBM SPSS Statistics има три основни прозореца за работа – **Редактор на данни** (Data Editor), **Навигатор на резултати** (Viewer) и **Редактор на програма** (Syntax Editor).

3.3.1 РЕДАКТОР НА ДАННИ (DATA EDITOR)

При пускането на IBM SPSS Statistics автоматично се стартира **Редакторът на данните** (Data Editor) (Фигура 3.1). Той служи за: **(а)** съхранение на всички данни в матрична форма, за **(б)** работа с тях и за **(в)** провеждане на статистически тестове. Обикновено след избирането на команда от менюто се появява на екрана нов малък правоъгълен прозорец, който се нарича *диалогова кутия*. От нея се избират допълнителни опции, които са специфични за конкретната процедура. Всеки път, когато се избира опция от менюто се използва стрелка, която показва пътя на мишката на съответното меню, за да се избере чрез кликване с левия бутон два пъти. Например ако е необходимо изследователят да избере опцията **Save As...** (Запиши като) на менюто **File** (Файл), в учебника това се изписва по следния начин: **File** ⇒ **Save As...** (Файл ⇒ Запиши като...).



Фигура 3.1 Стартов прозорец за работа на IBM SPSS Statistics – Редактор на данни (Data Editor)

Както в повечето компютърни пакети, така и в IBM SPSS Statistics в менюто някои от буквите са подчертани. Това означава, че е налице достъп до съответните менюта чрез клавиатурата, т. е. достъп до менютата без да се използва мишката. Това е удобно за

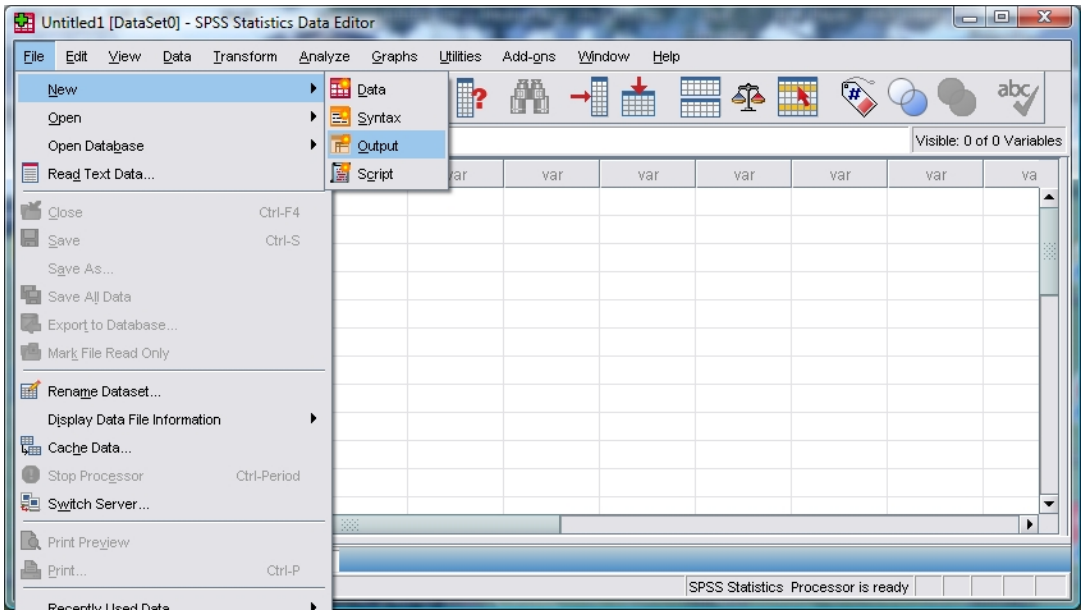
хора, които предпочитат работа с клавиатурата, а не с иконите на екрана. По този начин те не губят време в преместване на курсора по екрана, за да изберат съответното меню.

Буквата, която е подчертана в менюто индикира, че опцията се избира чрез едновременното натискане на клавиша ***Alt*** на клавиатурата и подчертаната буква. Например, за да се избере същата опция **Save As...** (Запиши като) на менюто **File** (Файл) като се използва само клавиатурата, е необходимо едновременно да се натиснат клавишите ***Alt*** и ***F*** (за да се активира менюто **File** (Файл)) и след това без да се пуска клавиша ***Alt*** да се натисне клавиша ***A*** (която е подчертаната буква на опцията **Save As...** (Запиши като...)).

Разширението, което се използва от IBM SPSS Statistics, за да се индикира, че информацията е от този прозорец е *.sav, където (*) е името на файла. Изходният файл се отваря отново като се използва Лентата с инструментите (Menu Bar): **File** ⇒ **Open** ⇒ **Data** ⇒ **test.sav** (Файл ⇒ Отвори ⇒ Данни ⇒ test.sav), където test.sav е името на файла.

3.3.2 НАВИГАТОР НА РЕЗУЛТАТИ (VIEWER)

За да се отвори другият основен прозорец за работа **Навигатор на резултати** (Viewer) трябва от Лентата с инструментите (Menu Bar) да се избере **Output** (Резултати) на опцията **New** (Нов) на менюто **File** (Файл) (Фигура 3.2). По-нататък в учебника това е записано по следния начин: **File** ⇒ **New** ⇒ **Output** (Файл ⇒ Нов ⇒ Резултати). В учебника под термина "резултат" се разбира съвкупността от резултатите от изпълнението на всяка процедура за обработка на данните.

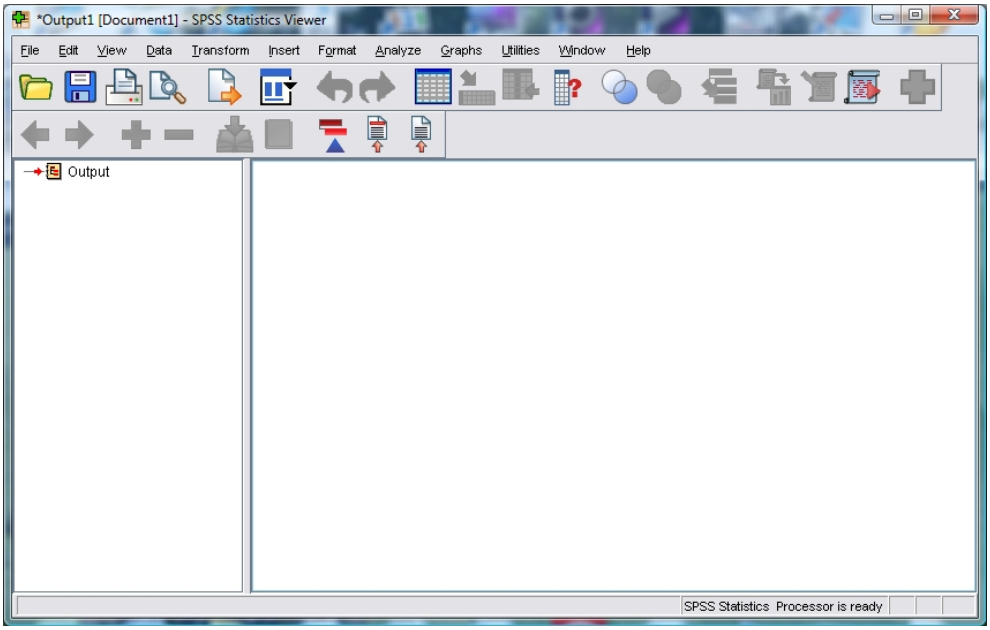


Фигура 3.2 Отваряне на прозореца за работа Навигатор на резултати (Viewer)

В прозореца за работа **Навигатор на резултати** (Viewer) (Фигура 3.3) се виждат резултатите от работата с данните и от статистическия им анализ в таблици и графики. Резултатите са организирани в удобен за разпечатване вид или за експортирането им към други програми (Word, Excel, dBase,...). Със стартирането на всяка статистическа процедура от пакета IBM SPSS Statistics автоматично се създава прозорец за работа **Навигатор на резултати** (Viewer), в който програмата създава и съхранява получените резултати. На Фигура 3.3 е показан как изглежда **Навигаторът на резултатите** (Viewer) след като е избран. Той се състои от две големи части. В дясната, която е по-голяма, се показват резултатите от работата на IBM SPSS Statistics и от статистическия анализ, включително и графиките. В този прозорец има възможност да се редактират графиките като се избере и се кликне два пъти с левия бутон на мишката върху избраната за редакция графика. Така се появява нова диалогова кутия за редакция на графиката. В

лявата част на прозореца е дадено дървото с проведените анализи. То е необходимо, за да се стигне бързо до резултатите от провеждания в момента статистически анализ, когато са проведени няколко различни статистически анализа.

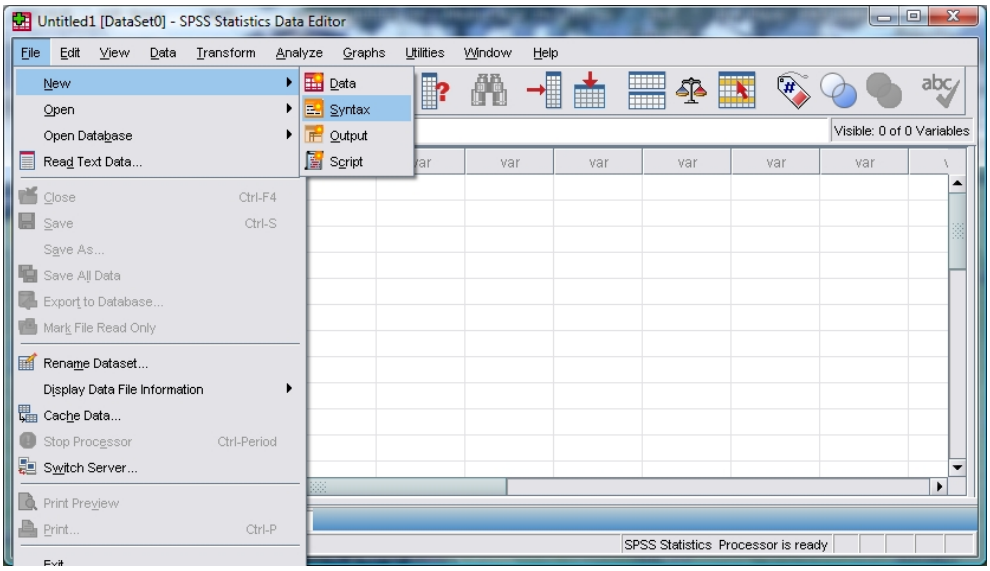
Информацията, която се съдържа в прозореца позволява да се запише като файл, а след това да се отвори, редактира или анализира. Разширението, което се използва от IBM SPSS Statistics, за да се индикира, че информацията е от този прозорец е *.spo, където (*) е името на файла.



Фигура 3.3 Навигатор на резултати (Viewer)

След като е записан изходният файл може да се отвори отново като се използва Лентата с инструментите (Menu Bar), където test.spo е името на файла: **File** ⇒ **Open** ⇒ **Output** ⇒ **test.spo** (Файл ⇒ Нов ⇒ Резултати ⇒ test.spo).

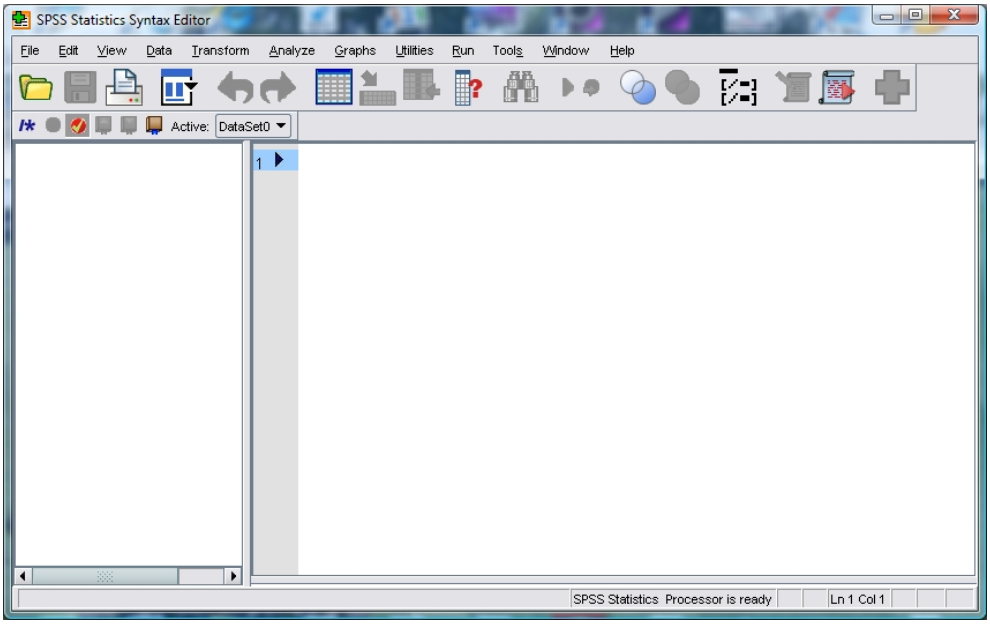
3.3.3 РЕДАКТОР НА ПРОГРАМА (SYNTAX EDITOR)



Фигура 3.4 Отваряне на прозореца за работа Редактор на програма (Syntax Editor)

Синтаксисът на IBM SPSS Statistics е полезен при провеждането на статистически анализ на данните. Той представлява език, който включва команди за преобразуване на данните и за статистически анализ с тях. Често при анализ на данните се използват менютата и

диалоговите кутии, но въпреки това командният език е полезен инструмент за работа. За работа с командния език от синтаксиса се използва текстовият **Редактор на програма** (Syntax Editor) (Фигура 3.4), който е свързан със статистическите процедури на IBM SPSS Statistics. В прозореца на **Редактора на програмата** (Syntax Editor) (Фигура 3.5) могат да се пишат текстови команди, които IBM SPSS Statistics изпълнява.



Фигура 3.5 Редактор на програма (Syntax Editor)

Ако се изберат команди от Лентата с инструментите (Menu Bar) те могат да бъдат записани като текстови команди. Обратното обаче не е вярно, т. е. съществуват редица текстови команди, които не могат да бъдат избрани и съответно изпълнени от Лентата с инструменти (Menu Bar). Ето защо са необходими знания не само да се провежда статистически анализ, но и умения как да се пише със синтаксиса на IBM SPSS Statistics.

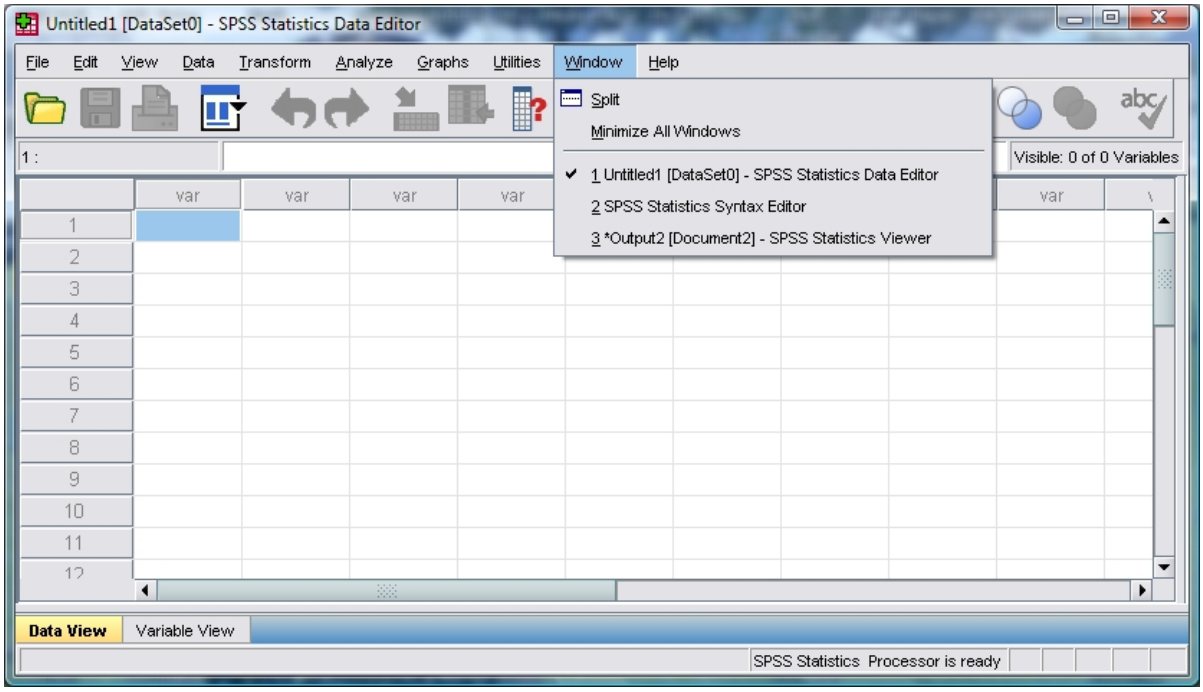
Именно поради тази причина в учебника е дадено не само как се изпълнява съответната команда чрез Лентата с инструментите (Menu Bar), но и как тя се записва в синтаксиса на IBM SPSS Statistics и как се работи с нея като се използва Редактор на програма (Syntax Editor). Разширението, което се използва от IBM SPSS Statistics, за да се индикира, че информацията е от този прозорец е *.sps, където (*) е името на файла. Изходният файл може да се отвори отново като се използва Лентата с инструментите (Menu Bar): **File** ⇒ **Open** ⇒ **Syntax** ⇒ **test.sps** (Файл ⇒ Отвори ⇒ Синтаксис ⇒ test.sps), където test.sps е името на файла. Възможно е да се отворят и да се работи едновременно с няколко файла.

3.3.4 ПРЕВКЛЮЧВАНЕ МЕЖДУ ТРИТЕ ОСНОВНИ ПРОЗОРЕЦА ЗА РАБОТА В IBM SPSS STATISTICS

Най-удобният начин за преминаване от един към друг основен прозорец е те да се избират от Лентата с инструменти (Menu Bar): **Window** (Фигура 3.6).

3.4 ОБЩИ ЧЕРТИ НА ТРИТЕ ОСНОВНИ ПРОЗОРЕЦА НА IBM SPSS STATISTICS

Трите основни прозореца за работа в IBM SPSS Statistics: **Редакторът на данни** (Data Editor), **Навигаторът на резултатите** (Viewer) и **Редакторът на програма** (Syntax Editor) имат много общи черти, които са характерни и за други програми, работещи с Window, например Word и Excel.

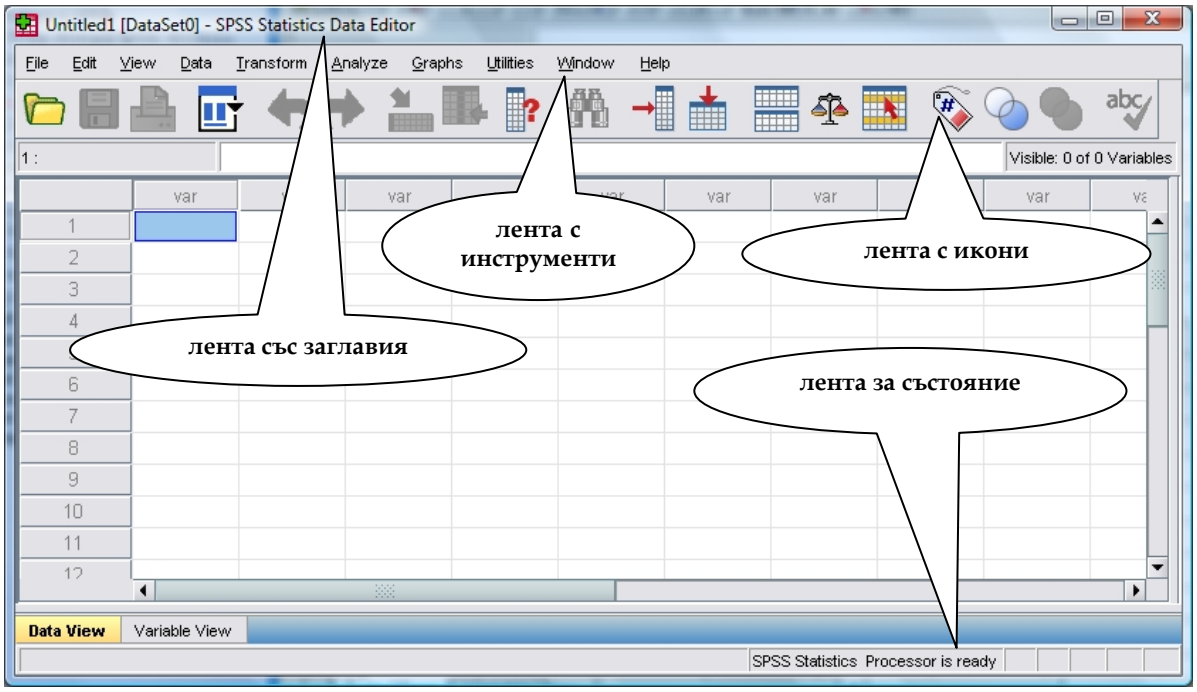


Фигура 3.6 Преминаване от един към друг основен прозорец за работа в IBM SPSS Statistics

Всеки един от трите основни прозореца включва следните четири ленти:

- Лента със заглавия (Title Bar)
- Лента с инструменти (Menu Bar)
- Лента с икони (Tool Bar)
- Лента за състояние (Status bar).

Лентите на Редактора на данните (Data Editor) са представени на Фигура 3.7.



Фигура 3.7 Редактор на данни (Data Editor)

3.4.1 ЛЕНТА СЪС ЗАГЛАВИЯ (TITLE BAR)

Лентата със заглавия (Title bar) се намира най-горе на всеки един от трите основни работни прозореца (виж например Фигура 3.7). Най в ляво е изписано както името на файла, който е показан в отворения прозорец, така и неговият формат (вид). В случая името на файла е: Untitled1[DataSet0] (Безименен файл), т. е. файл без име, а форматът на файла е IBM SPSS Statistics Data Editor, т. е. файл с данни. В горния десен ъгъл се намират три бутона, които служат за минимизиране, за максимизиране и за затварянето на прозореца за работа.

3.4.2 ЛЕНТА С ИНСТРУМЕНТИ (MENU BAR)

Лентата с инструменти (Menu Bar) се намира непосредствено под Лентата със заглавия (Title bar). Тя се състои от следните 11[4] менюта (бутона) за действия и процедури:

- **File** (Файл) – съдържа команди които са предназначени за отваряне, четене и съхраняване на файловете, а също и команда за излизане от програмата.
- **Edit** (Редактиране) – намират се командите за редактиране, към които се отнасят копиране, търсене, замяна, поставяне и др.
- **View** (Преглеждане) – съдържа набор от програми, които задават начина, по който се вижда информацията на екрана като най-често използвани са: Fonts (шрифтове) и Value Labels (Етикет за стойности).
- **Data** (Данни) – тук са командите за задаване на въвеждането и показването на данните.
- **Transform** (Преобразуване) – програми за модифициране на вече въведени данни и за създаване на нови вторични променливи (данни) на базата на съществуващите.
- **Analyze** (Анализ) – съдържат се всички статистически процедури.
- **Graphs** (Графики) – тук са командите за създаване на различни графики.
- **Utilities** (Обслужващи програми) – това са програми за опростяване на работата с данните, които не се разглеждат в учебника.
- **Add-ons** (Допълнителни програми) – допълнителни програми, включително и допълнителни статистически тестове. За всяка версия на IBM SPSS Statistics те са различни. Предполага се, че са инсталирани всички допълнителни модули (програми), за да се проведат статистическите процедури.
- **Window** (Прозорец) – служи за управляване на разположението и статута на отворените работни прозорци. Чрез него може да се превключва към различни задачи.
- **Help** (Спавка) – служи за достъп до справочната информация.

Ако се кликне един път на всяко едно от 11-те менюта се появяват възможности за допълнителни действия и процедури (под-менюта), които са свързани с дадено меню. Ако още веднъж се кликне на същото меню под-менютата се скриват.

Това е основната лента за работа с IBM SPSS Statistics и затова тя е разгледана по-подробно в Раздел 3.6.

3.4.3 ЛЕНТА С ИКОНИ (TOOL BAR)

Лентата с иконите (Tool Bar) се намира под Лентата с инструменти (Menu Bar) и се състои от икони (бутони), чрез които бързо може да се изпълнят конкретни действия от Лентата с инструменти (Menu Bar). Ако курсорът за няколко секунди се задържи върху определена икона (бутон) на екрана се изписва нейната функцията. Например най-лявата икона (Фигура 3.7) е за отваряне на нов файл с данни, до нея е иконата ,

[4] понякога менютата са 10 като менюто **Add-ons** (Допълнителни програми) липсва от Лентата на инструментите (Menu Bar) (Фигура 3.7). Менюто **Add-ons** (Допълнителни програми) няма да се използва при статистическия анализ и затова не е от значение дали е включено в Лентата на инструментите (Menu Bar).

която служи за запис на текущия файл, следва иконата за печат, иконата със списъка на последните команди, които са изпълнени и т. н. Чрез Лентата с икони (Tool Bar) е налице бърз достъп до определени команди от Лентата с инструменти (Menu Bar). В този смисъл тя в известна степен дублира използването на клавиатурата за бърз достъп до командите.

Например едно и също действие може да се извърши по следните три различни начина:

1. чрез избор на опция **Save** (Запиши) от менюто **File** (Файл) от Лентата с инструменти (Menu Bar)
2. чрез клавиатурата като се натиснат едновременно клавишите ***Alt*** и ***S***, за да се активира менюто **File** (Файл)) и без да се пуска клавишът ***Alt*** да се натисне клавишът ***S*** (която е подчертаната буква на опцията **Save** (Запиши).
3. чрез иконата , която служи за запис на текущия файл.

Чрез Лентата с икони (Tool Bar) най-бързо се извършват *ограничен* брой основни команди на IBM SPSS Statistics.

3.4.4 ЛЕНТА ЗА СЪСТОЯНИЕ (STATUS BAR)

Лентата за състояние (Status bar), която се намира най-долу на екрана включва няколко раздела. В лявата част е мястото за информационни съобщения (Information area), а в дясната е мястото за информация за процесора (Processor area) и информация за файла с данни.

На Фигура 3.7 липсват информационни съобщения и информация за файла с данни, защото няма отворен такъв. Вижда се единствено съобщение, че процесорът е готов за изпълнение на следващата команда (SPSS Statistics Processor is ready).

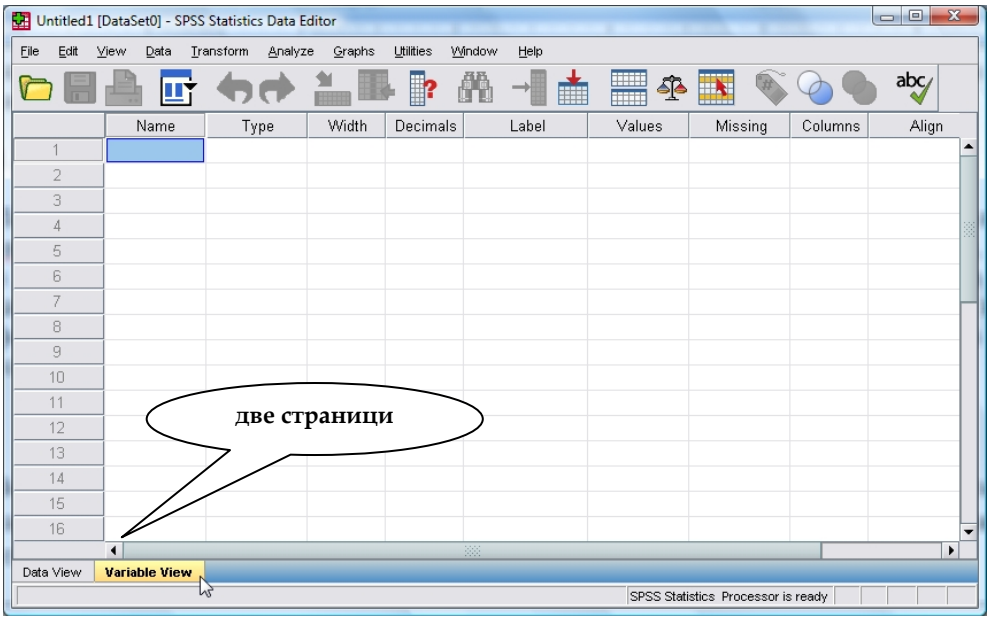
3.5 ОТЛИЧИТЕЛНИ ХАРАКТЕРИСТИКИ НА ТРИТЕ ОСНОВНИ ПРОЗОРЕЦА НА IBM SPSS STATISTICS

Всеки един от трите основни работни прозореца на IBM SPSS Statistics има както общи черти с другите, така и свои уникални възможности.

3.5.1 ДВА ИЗГЛЕДА НА РЕДАКТОРА НА ДАННИТЕ (DATA EDITOR)

Редакторът на данните на IBM SPSS Statistics е удобен начин за създаване и редактиране на данни. Той има формат на електронна таблица и изглежда като **лист** (spreadsheet) на Excel. Под електронна таблица се разбира работен лист, разделен на редове и колони, който позволява лесно и бързо да се въвеждат данни в него. Той има следните свойства:

- Отделните *редове* на електронната таблица съответстват на наблюденията или случаите (cases). Отговорът на всеки респондент, на всяко изследвано лице се разглежда като отделен случай.
- *Колоните* съответстват на променливите (variables) или характеристиките на обекта на изследване. При обработване на данните от анкетата в една променлива се съхранява отговорът на един въпрос от въпросника.
- В електронната таблица пресичането на всеки ред (наблюдение) (случай) с всяка колона (променлива) се казва *клетка*. Във всяка отделна клетка се съхранява стойността на променливата за всяко отделно наблюдение (случай), което има числов формат.
- Електронната таблица с попълнени данни се нарича *файл с данни*, *матрица с данни* или *матрица на изследване*. Тя има правоъгълна форма, чиито размери се определят от броя на наблюденията (случаите) и променливите (въпросите).
- Може да се въведат данни във всяка или само в някои клетки от матрицата с данни. В клетките, в които не са въведени данни IBM SPSS Statistics автоматично приписва стойността, че са липсващи стойности или данни (missing values).



Фигура 3.8 Редактор на данни (Data Editor) – Изглед на променливите (Variable View)

Внимание заслужава фактът, че в левия долен ъгъл на екрана има две страници (tabs), наречени **Изглед на данните** (Data View) и **Изглед на променливите** (Variable View). По подразбиране винаги се стартира листът с **Изгледа на данните** (Data View). Той представлява електронна таблица, служи за въвеждане, съхраняване и разглеждане на входната информация в електронен вид (Фигура 3.7) и показва стойностите на данните на матрицата.

Изгледът на променливите (Variable View) на Фигура 3.8 служи за разглеждане на техните характеристики и показва типа на данните, как са дефинирани променливите и стойностите за липсващите данни. Чрез двата **Изгледа на променливите** (Variable View) и **на данните** (Data View) могат да се добавят, редактират и изтриват данни в матрицата.

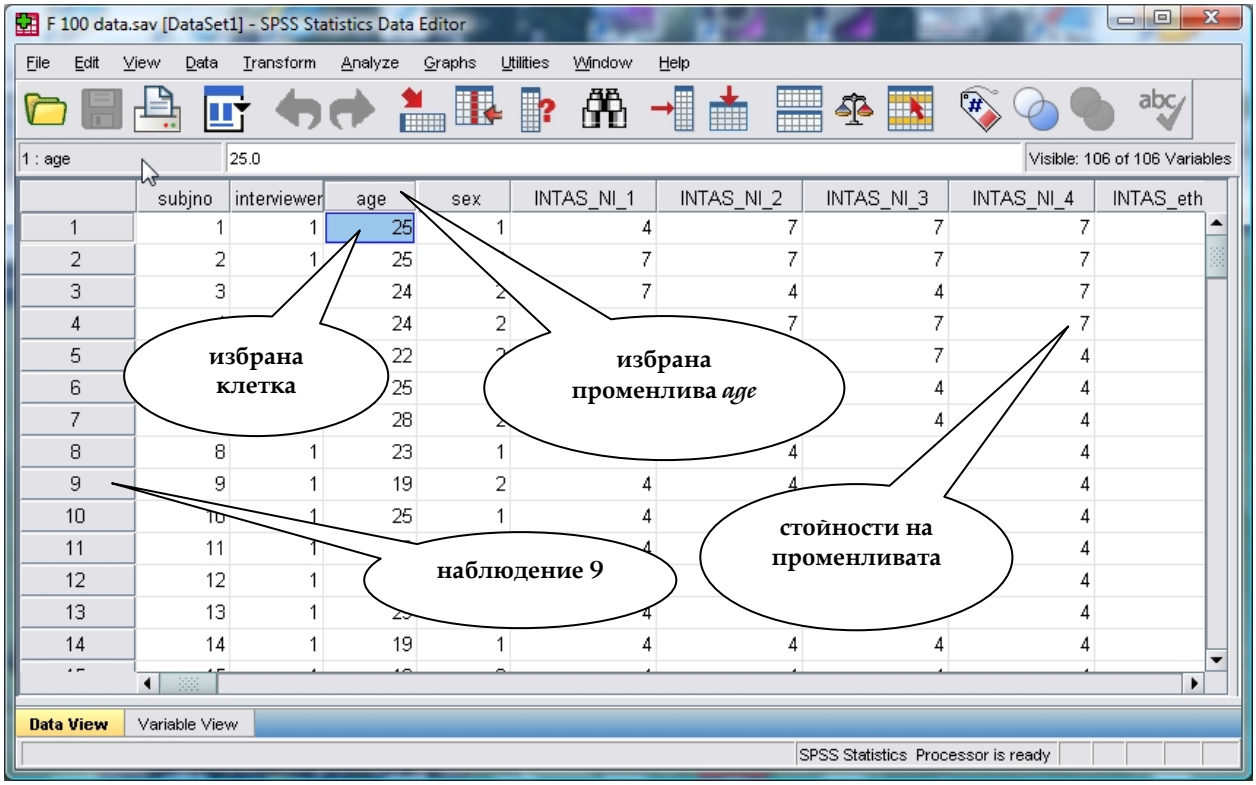
Преминаването от единия лист към другия става с кликване на мишката върху съответния надпис (таб), който се намира в долния ляв ъгъл на екрана на Фигура 3.8 (виж курсора). Двата листа се използват в даваните примери за илюстрация как се въвеждат и анализират данни.

ИЗГЛЕД НА ДАННИТЕ (DATA VIEW)

На Фигура 3.9 е показан как изглежда **Изгледът на данните** (Data View), когато е отворен файл с данни. Името на файла е указано в **Лентата със заглавие** (Title bar) и в случая е: F 100 data.sav. Информацията в квадратните скоби [DataSet1] показва, че в момента е отворен само един файл с данни. Непосредствено под **Лентата с икони** (Tool Bar) се намира нова лента - **Лентата с данни**, която е само за **Изгледа на данните** (Data View). Тя е посочена със стрелката (курсора) на Фигура 3.9.

Лентата с данни показва кои данни са селектирани в момента и какво е тяхното съдържание. Тя е разделена на **три части**: **лява**, която е сива, **средна**, която е бяла и **дясна**, която е отново сива. Лявата сива част на Лентата с данни показва кой ред и коя колона са селектирани. В случая това е **1:age**, което означава, че е избран първи ред и колона с име **age** (третата колона). Средната бяла част на Лентата с данни показва каква информация се съдържа в избраната клетка. В случая е числото 25. Дясната сива част на Лентата с данни дава информация за броя на колоните (променливите), в случая те са 106.

Клетките с данни са ядрото на **Изгледа на данните** (Data View). Той е разделен на редове и колони, в които се въвежда индивидуална информация. Редиците са случаите или изследваните лица, а колоните представляват характеристиките или променливите които са измерени за всяко изследвано лице.



	subjno	interviewer	age	sex	INTAS_NI_1	INTAS_NI_2	INTAS_NI_3	INTAS_NI_4	INTAS_eth
1	1	1	25	1	4	7	7	7	
2	2	1	25		7	7	7	7	
3	3		24	2	7	4	4	7	
4			24	2		7	7	7	
5			22				7	4	
6			25				4	4	
7			28	2			4	4	
8	8	1	23	1		4		4	
9	9	1	19	2	4	4		4	
10	10	1	25	1	4			4	
11	11	1			4			4	
12	12	1						4	
13	13	1			4			4	
14	14	1	19	1	4	4	4	4	

Фигура 3.9 Файл с примерни данни отворен с Изгледа на данните (Data View) на Редактора на данни (Data Editor)

В случая първата колона (променливата **subjno**) е уникалният номер на изследваното лице, втората колона (променливата **interviewer**) е кода на интервюиращия, третата колона (променливата **age**) е възрастта на анкетираното лице (в навършени години), четвъртата колона (променливата **sex**) съдържа информация за пола на изследваното лице (1-мъж, 2-жена) и т. н. Матрицата от клетки съдържа цялата информация за всички характеристики на всяко изследвано лице. Разширението, което се използва от IBM SPSS Statistics, за информацията от този прозорец е *.sav, където (*) е името на файла. Изходният файл се отваря отново като се използва Лентата с инструменти (Menu Bar): **File** ⇒ **Open** ⇒ **Data** ⇒ F 100 data.sav (Файл ⇒ Отвори ⇒ Данни ⇒ F 100 data.sav).

IBM SPSS Statistics позволява едновременно да се отворят няколко файла.

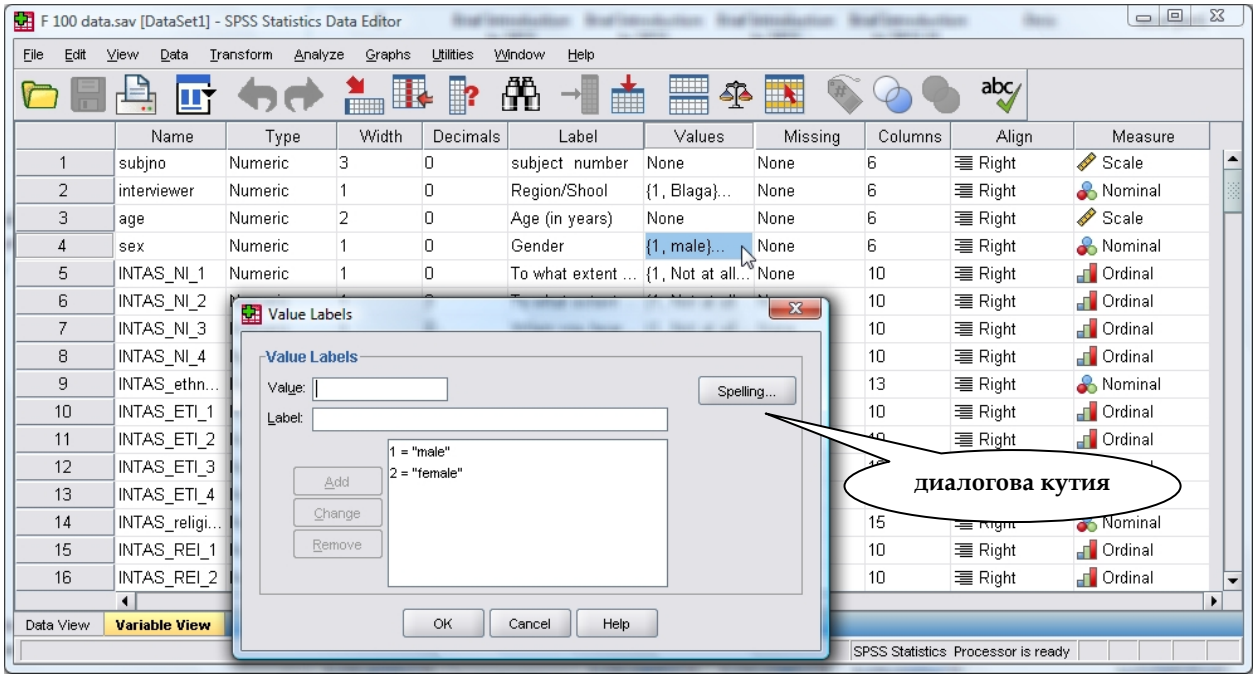
ИЗГЛЕД НА ПРОМЕНЛИВИТЕ (VARIABLE VIEW)

Преминаването от **Изгледа на данните** (Data View) към **Изгледа на променливите** (Variable View) и обратно става чрез кликване на съответния таб, които се намират в долната част на прозореца (Фигура 3.8). Първата стъпка при създаване на база от данни, т. е. при въвеждането им е да се създадат променливи тук и след това да се премине в другата страница (таб) с **Изгледа на данните** (Data View), където се въвеждат данните.

Изгледът на променливите (Variable View) има същия матричен вид както и **Изгледа на данните** (Data View), т. е. той е разделен на колони и редове. В редовете и колоните на **Изгледа на променливите** (Variable View) обаче се съдържа принципно различна информация от тази, която се съдържа в предишния прозорец. За разлика от **Изгледа на данните** (Data View) в **Изгледа на променливите** (Variable View) не се съдържа информацията за изследваните лица, а се *съхранява информация за променливите*. Редовете представляват променливи от изследването (Фигура 3.10), а в **Изгледа на данните** (Data View) това са колоните (Фигура 3.9).

Например първите четири колони в **Изгледа на данните** (Data View) (Фигура 3.9) са променливите **subjno**, **interviewer**, **age** и **sex**. Те са първите четири реда в **Изгледа на променливите** (Variable View) (Фигура 3.10). Колоните в **Изгледа на променливите**

(Variable View) съответстват на характеристиките на променливите, а не на изследваните лица както е в **Изгледа на данните** (Data View).



Фигура 3.10 Файл с примерни данни от Фигура 3.9 отворен с Изгледа на променливите (Variable View) на Редактора на данни (Data Editor)

Целта на **Изгледа на променливите** (Variable View) е бързо да се откриват характеристиките на променливите, с които е измерена информацията от изследването.

Колоната **Name** (Име) показва името на променливата, което трябва да започва с буква. Името на първата променлива е на първия ред и е *subjno*. Типът на данните **Type** (Тип) показва какъв точно вид информация се въвежда за променливата. При кликване върху колоната се появява подменю с възможни 8 вида данни (не е показано на Фигира 3.10). Най-често се използват следните **три типа данни**: **(а) Числови** (Numeric), чиито стойности са само числа, с които са възможни математически операции, **(б) Текстови или буквени** (String), чиито стойности не се възприемат като числа и за които не съществуват математически операции и **(в) Време** (Date) - числова променлива, чиито стойности показват времето в различен формат. Ако се въведе **1** като числов тип данни IBM SPSS Statistics го възприема като число. Ако се въведе **1** като стрингов (текстов) тип данни IBM SPSS Statistics го възприема като буква и няма да позволи да се проведат математически операции с информацията, защото я възприема като буква, а не като число. Видът на показаните на Фигура 3.10 променливи е Numeric (Числов).

Колоната "брой на цифри или букви" **Width** (Ширина) показва колко са числата или знака в **Редактора на данни** (Data Editor), а колоната "брой на знаци след десетичната запетая" **Decimals** (Дробна част) показва колко от числата са след десетичната запетая. За първата променлива *subjno* стойностите са 3 и 0, което означава, че поредният номер на изследваното лице е от три знаково цяло число (могат да се номерират до 999 изследвани лица). При повече изследвани лица стойностите се променят на 4 и 0 и тогава се включват и номерират до 9999 изследвани лица.

Колоната "етикет на променливата" **Label** (Етикет) позволява да се създаде етикет към променливата, който е по-описателен в сравнение с името на променливата. Етикетът на променливата може да съдържа празни символи и да започва с число, което не е възможно за името на променливата. Етикетът на третата променлива **age** е "Age (in years)" (Възраст (в години)). Той може да бъде и на български език.

Колоната "етикет на стойностите" **Values** (Стойности) се отнася за стойностите, които приема променливата и позволява да се показват кодовете, които се използват в числовите (Numeric) данни. Например променливата *sex* има етикет на променливата

Gender (*Пол*) и етикети за стойностите *1-male* (*мъже*) *и 2-female* (*жени*) (виж вътрешния прозорец на Фигура 3.10). Кодирането на данните по този начин позволява по-бързо въвеждане, съхранение в по-добре организирана форма и по-добра ориентация в изходните таблици и графики. Етикетите могат да бъдат изписвани и на български език.

Колоната "зададени стойности за липсващи данни" **Missing** (Липсващи) позволява да се кодират по удобен за изследователя начин клетките, в които липсва информация, т. е. за случаите, когато изследваното лице например е отказало да отговори, не е отговорило или има грешка в измерването. В случая не се слагат кодове на липсващите данни, а точка (**.**).

Колоните "ширина на колоната" **Columns** (Колони) и "подравняване" **Align** (Подравняване) показват колко широка и как ще бъде подравнена съответната колона с името на променливата в прозореца **Изглед на данните** (Data View).

Чрез колоната "ниво на измерване" **Measure** (Измерване) се задава видът на измерваните данни за дадената променлива, което е от значение за статистическия анализ на данните и затова е разгледано по-подробно.

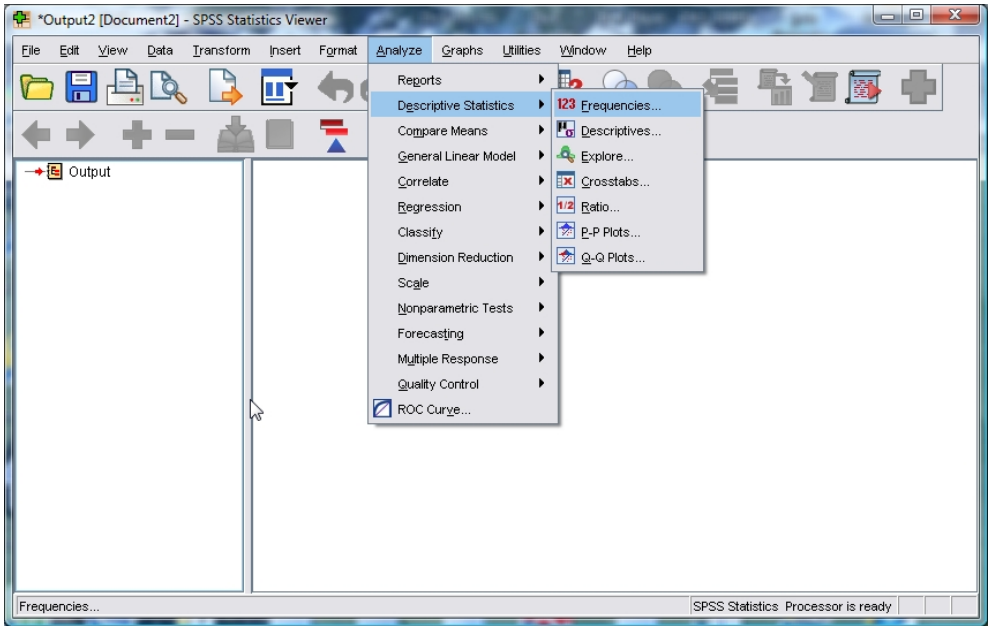
Статистическият пакет IBM SPSS Statistics позволява да се изберат **три вида данни:**

1. **Номинални** *Nominal* са променливите, чиито стойности нямат естествен признак да се ранжират, например цветовете (червен, бял, син,...), полът (мъж, жена), отговорите "да" или "не";
2. **Ординални** *Ordinal* са променливите, чиито стойности представляват категории, които имат естествена подредба, но разликата в нея няма смисъл.

   Например отговорите: не харесвам, безразлично ми е, харесвам. Ако отговорите са въведени като *стрингова/ текстова* променлива те ще се подредят по азбучен ред: *безразлично ми е, не харесвам, харесвам*. Ето защо е необходимо да се въведат като числова променлива, с кодове, съответстващи на подредбата на категориите: 1-*не харесвам,* 2-*безразлично ми е,* 3-*харесвам*;
3. **Метрични** *Scale* са променливите, чиито стойности са подредени категории с еднакво разстояние между тях. Това позволява те да са съпоставими, например възраст, цена. Те са интервални и пропорционални променливи (Глава 1).

В примера на Фигура 3.10 променливата **interviewer** е *Nominal*, променливата **age** е *Scale*, а променливата **INTAS_NI_1** е *Ordinal*.

3.5.2 НАВИГАТОР НА РЕЗУЛТАТИ (VIEWER)

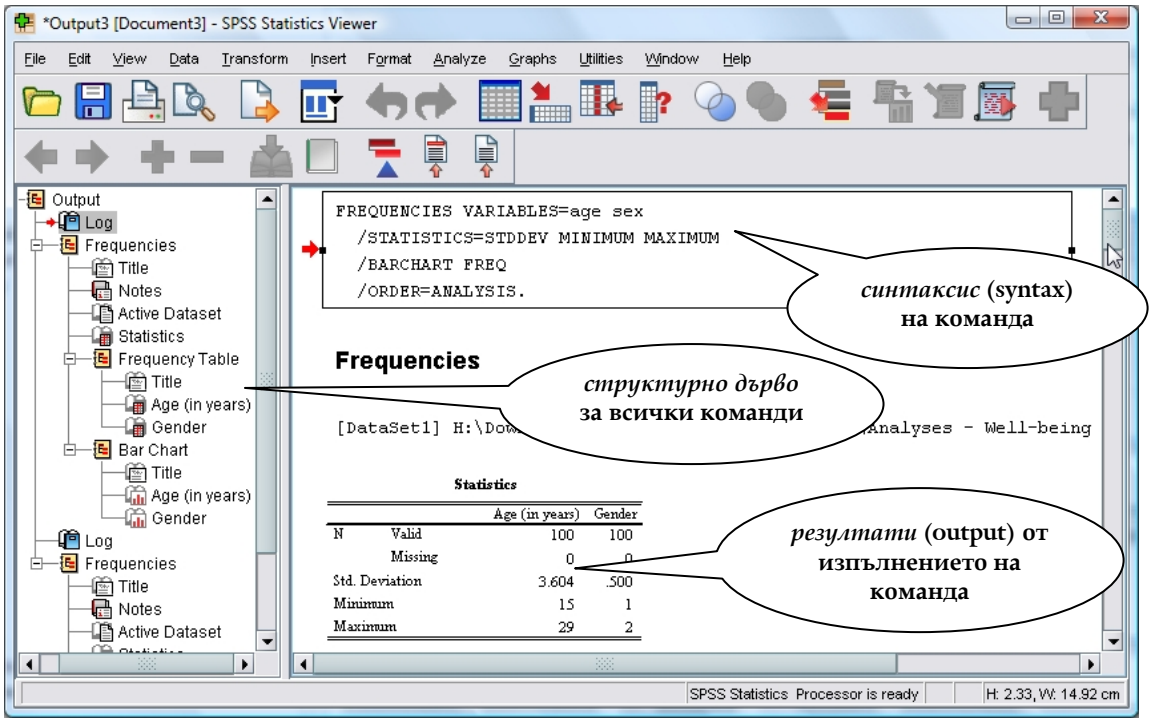


Фигура 3.11 Навигатор на резултати (Viewer)

Прозорецът на **Навигатора на резултатите** (Viewer) (Фигура 3.11) е разделен на **два** панела чрез вертикална линия (виж курсора (стрелката) на Фигура 3.11), непосредствено под трите работни ленти: Лента със заглавия (Title Bar), Лента с инструменти (Menu Bar) и Лента с икони (Tool bar).

Левият панел се нарича **Изглед на структурата** (Outline View). Той съдържа структурното дърво на всички команди, което изглежда като в Windows Explorer. Десният панел се нарича **Изглед на резултатите** (Results View) и съдържа текста, таблиците, графиките и съобщенията от IBM SPSS Statistics, които се генерират от зададените процедури. Информацията може да се редактира, копира, поставя (paste) и използва в други програми като Word. С прозореца **Изглед на резултатите** (Results Viewer) могат да се отворят едновременно повече от един файл. В случая по подразбиране IBM SPSS Statistics записва новите резултати в последния отворен файл.

В левия панел на Фигура 3.12 е показано структурното дърво на всички току-що зададени команди. Всеки ред от структурното дърво прилича на книга, пред която има малка икона, подобна на отворена книга.

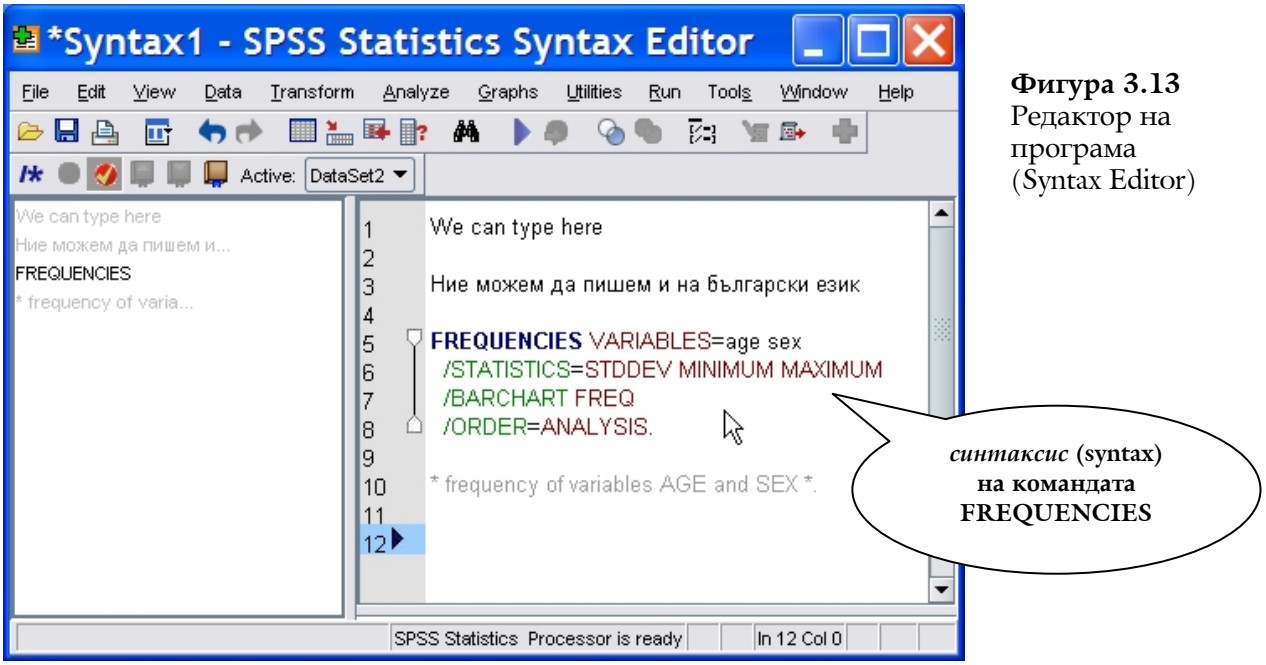


Фигура 3.12 Резултати в Навигатора на резултати (Viewer)

В десния панел се виждат резултатите от процедурите, които са зададени. С едно кликване върху икона в левия панел на екрана автоматично в десния панел се виждат резултатите от нейното изпълнение. Организацията на **Изгледа на резултатите** (Results Viewer) позволява бързо разглеждане на получените резултати. При две кликвания върху икона от **Изгледа на структурата** (Outline View) временно се скриват иконата и резултатите от нея. Това позволява да се разглеждат само резултатите, които интересуват изследователя в момента. Вертикалната лента се мести на ляво и на дясно с курсора на мишката и по този начин се променя размерът на двата панела. Това позволява да се разглежда по-добре информацията в тях.

3.5.3 РЕДАКТОР НА ПРОГРАМА (SYNTAX EDITOR)

Редакторът на програмата (Syntax Editor) е текстови редактор като например Word. Той е свързан с всички процедури на IBM SPSS Statistics. Мигащият курсор показва на изследователя къде се намира, къде може да пише и да редактира текст, включително и на български език.



Фигура 3.13 Редактор на програма (Syntax Editor)

Повечето от процедурите в IBM SPSS Statistics могат да се изпълняват от **Лентата с инструменти** (Menu Bar) и **Лентата с икони** (Tool Bar). Съществуват обаче и процедури, които са изпълними от IBM SPSS Statistics само ако са написани на езика за синтаксис на пакета. Изчерпателна информация за това как се пишат командите или програмата има в *Syntax Reference Guide* (Справочник на синтаксиса на командите) (виж Меню **Help** (Справка), Раздел 3.6 и Фигура 3.25).

От организационна гледна точка е добра идея да се съхранява запис от командите, с които се прави анализът на данните. Именно записът от команди, който се нарича **програма** позволява бързо и без грешки по-късно да се повтори анализът. Например изследователят желае да провери верността на резултатите, да ги актуализира, например защото са добавени още наблюдения (данни), да се модифицират като се добавят нови таблици и/или графики и т. н. Наличието на IBM SPSS Statistics програма позволява лесно да се модифицира и да се задават изисквания към статистическите процедури в пакета, които не е възможно да се осъществят нито чрез **Лентата с инструменти** (Menu Bar) нито чрез **Лентата с икони** (Tool Bar) или по друг начин. Ето защо създаването на програма представлява уникален и изчерпателен начин за работа с пакета IBM SPSS Statistics.

Синтаксисът (програмите) на IBM SPSS Statistics е лесен и удобен за работа и затова в учебника често се използват програмите. В Раздел 3.6 е показано как IBM SPSS Statistics пише по-голяма част от синтаксиса (програмата) вместо изследователя.

ПРОГРАМИРАНЕ В IBM SPSS STATISTICS

Командният език на IBM SPSS Statistics позволява всички процедури и команди, които са проведени с прозорците и менютата да се съхранят във вид на файлове. Това позволява практически възможно връщане към тях, когато изследователят се нуждае от повторното им изпълнение или модифициране за нови изследвания.

Повечето команди се намират и изпълняват чрез прозорците, но някои са достъпни само чрез приложение на командния език.

Командният файл, наречен още програма, е текстови. Той съдържа команди, лесно се отваря и редактира с всеки текстови редактор. Програмата (командният файл) има разширение **.sps*. Тя включва една или набор от няколко команди, които обхващат различни действия с базата данни, а не само статистически процедури. Всяка команда започва на нов ред, може да се състои от един или няколко реда, но винаги завършва с точка (.) Повечето от командите имат една или няколко подкоманди (аналогично на подменютата), които започват с обратно наклонена черта (/), но ***не*** завършват с точка (.).

Всяка програма може да съдържа и различни коментари, които помагат на изследователя да се ориентира в своите действия. Коментарите започват с три звездички (***), завършват с три звездички и точка (***.) и могат да са на произволен език. За да бъдат на български език е необходимо да се направят настройки на компютъра и те не винаги се четат от друг компютър. В учебника често се използват коментарите в програмите, за да са по-четабилни и ясни. Те са изписани на английски език, за да няма проблем при тяхното прочитане от произволен компютър.

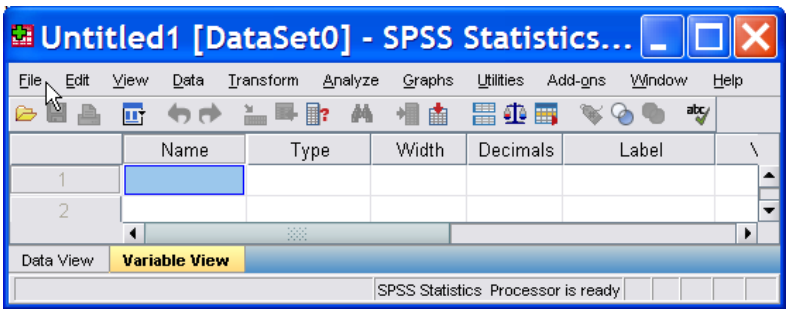
Например на Фигура 3.13 е показана командата FREQUENCIES (Честота) с различните подкоманди (редове 5-8) и коментар към нея (ред 10). Текстът, написан в ред 1 и ред 3 ***не*** е нито команда (не завършват с точка), нито коментар (не започват със звездички и не завършват със звездички и точка) и при изпълнението на програмата IBM SPSS Statistics дава съобщение за грешен синтаксис на програмата.

Във файла *Command syntax Reference* (Справочник на синтаксиса на командите), който се намира в менюто Справка (**Help**) (Фигура 3.25) е дадена подробна информация за командния режим на работа.

3.6 ЛЕНТА С ИНСТРУМЕНТИ (MENU BAR)

Досега са разгледани три основни *прозореца за работа* на IBM SPSS Statistics – **Редактор на данни** (Data Editor), **Навигатор на резултати** (Viewer) и **Редактор на програма** (Syntax Editor) и четири ленти, които всеки от трите прозореца съдържа, а именно: **Лента със заглавия** (Title Bar), **Лента с инструменти** (Menu Bar), **Лента с икони** (Tool Bar) и **Лента за състояние** (Status bar).

Всички процедури на IBM SPSS Statistics, включително и статистическите, се намират в **Лентата с инструменти** (Menu Bar) (виж курсора на Фигура 3.14) и затова тя е разгледана по-подробно.



Фигура 3.14 Лента с инструменти (Menu Bar)

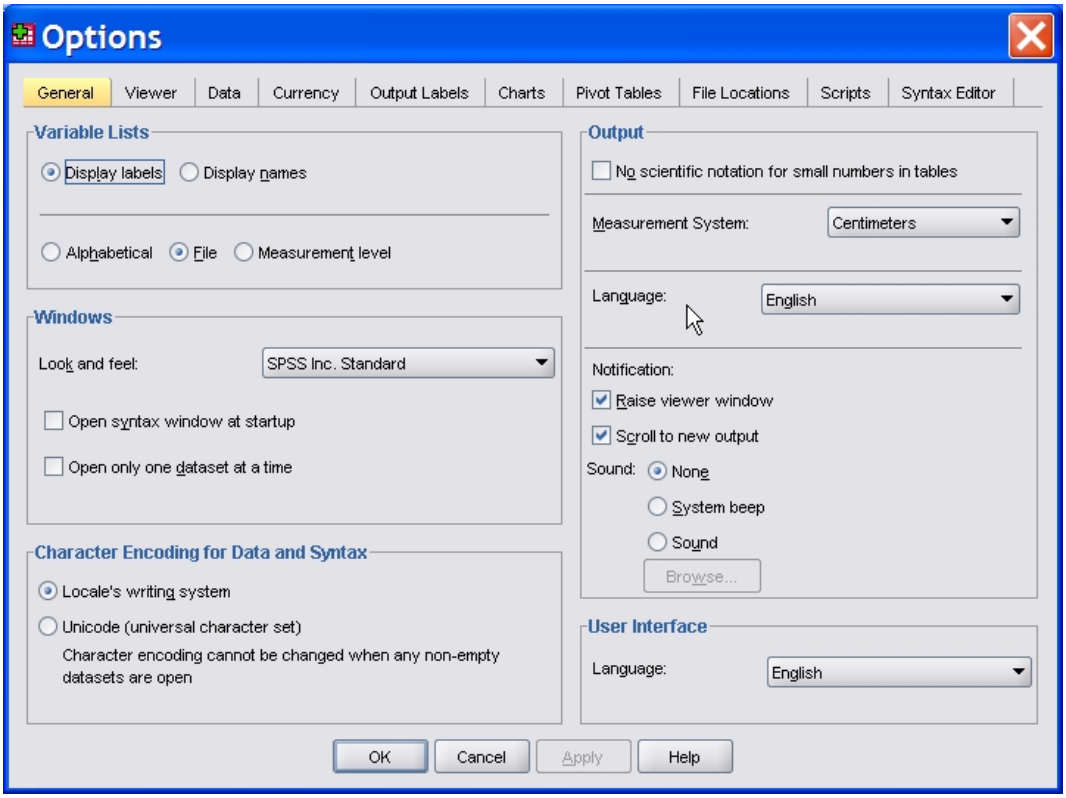
Настройката на **Лентата с инструменти** (Menu Bar) става като се избере: **File ⇒ Options** (Файл ⇒ Опции). Появява се сложна диалогова кутия с десет страници (таба) (tabs) и с опции за всеки от тях (Фигура 3.15). Оттук се управлява потребителският интерфейс на IBM SPSS Statistics, т. е. програмата да се настрои по критериите на изследователя, а именно как да изпълнява и да реагира на зададените команди. Необходимо е да се знае как да се използват тези опции и как да се променят според потребностите на изследователя.

Пълното описание на всички опции е невъзможно, затова са разгледани само някои от най-важните.

В страницата (таба) *General* (Общ), който е показан на Фигура 3.15 в раздела *Variable lists* (Списък с променливи) (горе в ляво), се избират различни варианти за изглед на променливите в диалоговите кутии, от където се стартират и статистическите тестове. По подразбиране е избрана опцията *Display labels* (Покажи етикетите), която се прилага в по-нататъшния анализ. В раздела *Language* (Език) може да се избере и работният език за интерфейса на IBM SPSS Statistics, например вместо английски да се избере испански, френски, немски, руски или друг език (виж курсора).

Във *Viewer* (Преглеждане) таба се намира опцията *Display commands in the log* (Покажи командите в разпечатката). Тя е избрана по подразбиране. Това позволява на IBM SPSS Statistics да отпечатва синтаксиса на всяка изпълнявана процедура в **Навигатор на резултатите** (Viewer). По този начин IBM SPSS Statistics генерира синтаксиса вместо

изследователя. Той само го копира и поставя в **Редактора на програма** (Syntax Editor) и получава програма за статистически анализ на данните.



Фигура 3.15 Опции на Настройките (Options) на Лента с инструменти (Menu Bar)

Например програмата за командата **Analyze** ⇒ **Descriptive** ⇒ **Statistics** ⇒ **Frequencies** (Анализ⇒Декрептивен⇒Статистики⇒Честоти), показана на Фигура 3.11, за променливите **age** и **sex** IBM SPSS Statistics я изписва в началото на раздела **Изглед на резултати** (Results View) в **Навигатора на резултати** (Viewer) показан на Фигура 3.12. Текстът може да се копира и постави в **Редактора на програма** (Syntax Editor) (виж редове 5-8 на Фигура 3.13).

Чрез страницата (таба) *Output Labels* (Етикети на резултати) се избира как да се отпечатат променливите в изходните таблици – дали само техните имена и стойности или и двете.

3.6.1 ОБЩИ СВОЙСТВА НА ЛЕНТАТА С ИНСТРУМЕНТИ (MENU BAR) ЗА ТРИТЕ ОСНОВНИ ПРОЗОРЕЦА НА IBM SPSS STATISTICS

Повечето от селекциите на менютата (бутоните) в трите основни прозореца за работа: **Редактор на данните** (Data Editor), **Навигатор на резултатите** (Viewer) и **Редактор на програмата** (Syntax Editor) са еднакви (Фигура 3.14). Те имат следните 10 общи менюта[5]: **File** (Файл), **Edit** (Редактиране), **View** (Преглеждане), **Data** (Данни), **Transform** (Преобразуване), **Analyze** (Анализ), **Graphs** (Графики), **Utilities** (Обслужващи програми), **Window** (Прозорец) и **Help** (Спавка). Всяко от 10-те менюта има подменюта като за: **Graphs** (Графики), **Utilities** (Обслужващи програми), **Window** (Прозорец) и **Help** (Спавка) подменютата са идентични за трите основни прозореца на IBM SPSS Statistics. Това позволява да се избере каквато и да е опция от тях независимо в кой от трите прозореца изследователят работи в момента. Подменютата на първите три менюта: **File**

[5] както беше отбелязано в Раздел 3.4.2 понякога менютата се единадесет.

(Файл), **Edit** (Редактиране), **View** (Преглеждане) са различни за всеки от трите основни прозореца. Например, ако се избере подменюто за запис **Save** (Запиши) на файла от **Редактора на данните** (Data Editor) командата важи само за прозореца, от който е избрана (Фигура 3.16), т. е. записва се само файлът с данните, защото е отворен този прозорец, но няма да се запишат файловете с програмата или с изходните резултати.

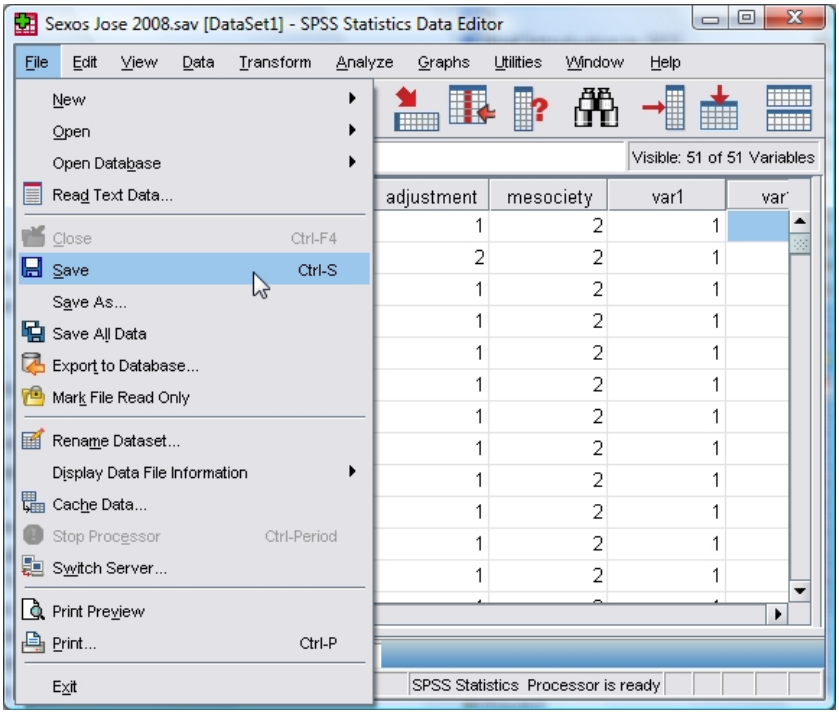
3.6.2 СПЕЦИФИЧНИ СВОЙСТВА НА ЛЕНТАТА С ИНСТРУМЕНТИ (MENU BAR) ЗА ВСЕКИ ОТ ТРИТЕ ОСНОВНИ ПРОЗОРЕЦА НА IBM SPSS STATISTICS

Менютата **Insert** (Въвеждане) (Фигура 3.26) и **Format** (Форматиране) (Фигура 3.27) са специфични само за **Навигатора на резултатите** (Viewer), а менютата **Run** (Изпълни) (Фигура 3.28б) и **Tools** (Работни инструменти) (Фигура 3.29) са специфични само **Редактора на програмата** (Syntax Editor).

3.6.3 МЕНЮТА В ЛЕНТАТА С ИНСТРУМЕНТИ (MENU BAR)

МЕНЮ FILE (ФАЙЛ)

Както повечето програми, които работят под Windows като Word, Excel менюто **File** (Файл) (Фигура 3.16) има подменюта (опции). Те позволяват да се създава нов файл (документ) **New** (Нов), да се отваря съществуващ файл **Open** (Отвори), да се запише текущ файл **Save** (Запиши) или да се създаде копие с друго име или в друг формат **Save as...** (Запиши като...), да се разпечата файла **Print** (Печатай), да се разгледа преди отпечатването му чрез **Print Preview** (Предварително разглеждане) и да се затвори програмата **Exit** (Излез).

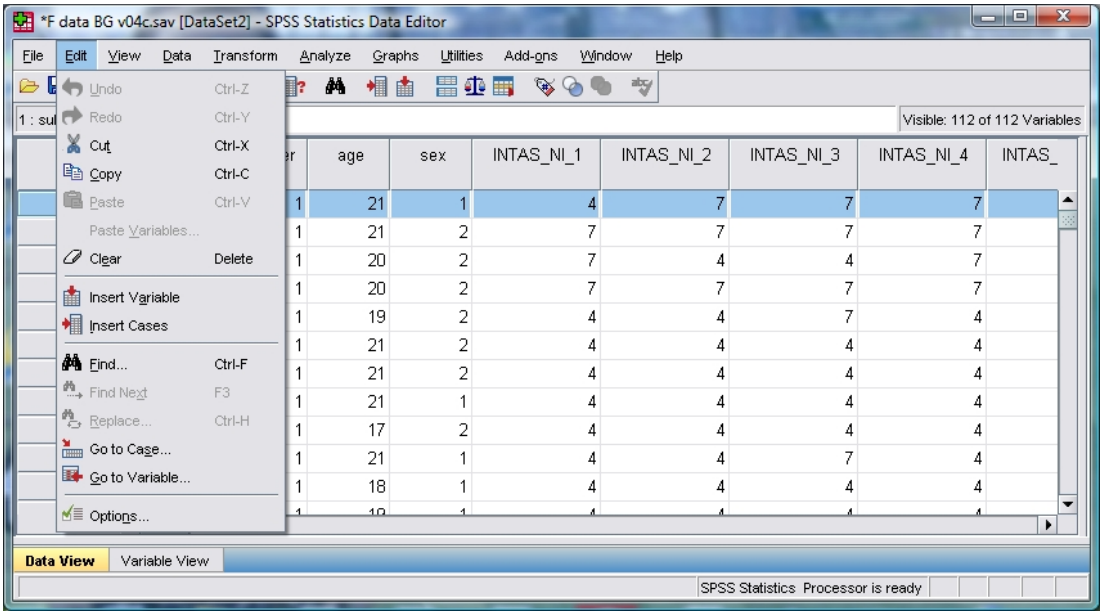


Фигура 3.16 Меню File (Файл) на Лента с инструменти (Menu Bar) за Редактор на данните (Data Editor)

Като програма за анализ да данни, т. е. за работа с база от данни, менюто позволява да се отварят файлове с данни в друг формат **Open Database** (Отвори базата данни), например dBase, Excel, Access или да се записват наличните данни в друг формат **Export to Database...** (Експортирай в база данни) да се отварят текстови файлове (*.txt) **Read Text Data...** (Прочети текстови данни), да се показва както обобщена информация за текущия файл, така и за всяка променлива по отделно **Display Data File Information** (Покажи информацията за файла с данни), а също и да се предпазят данните от

евентуални промени в тях, т. е. да не е възможно да се правят промени във файла **Mark File Read Only** (Отбележи файла като само да се чете). Менютата **Cache Data** (Кешови данни), **Stop Processor** (Спри процесора) и **Switch Server** (Превключи сървъра) са за професионални потребители, които работят с големи масиви от данни или в мрежа.

МЕНЮ EDIT (РЕДАКТИРАНЕ)



Фигура 3.17 Меню Edit (Редактиране) на Лента с инструменти (Menu Bar) за Редактор на данните (Data Editor)

Както менюто **File** (Файл) така и менюто **Edit** (Редакция) (Фигура 3.17) има подменюта (опции) аналогични на повечето от програмите, работещи под Windows. Към тях спада възможността да се отмени последното действие **Undo** (Отмени), да се изрежат **Cut** (Отрежи), копират **Copy** (Копирай), вмъкнат **Paste** (Залепи) или изтрият **Clear** (Изчисти) данни или да се намери конкретно число, дума или фраза **Find** (Намери) в базата от данни.

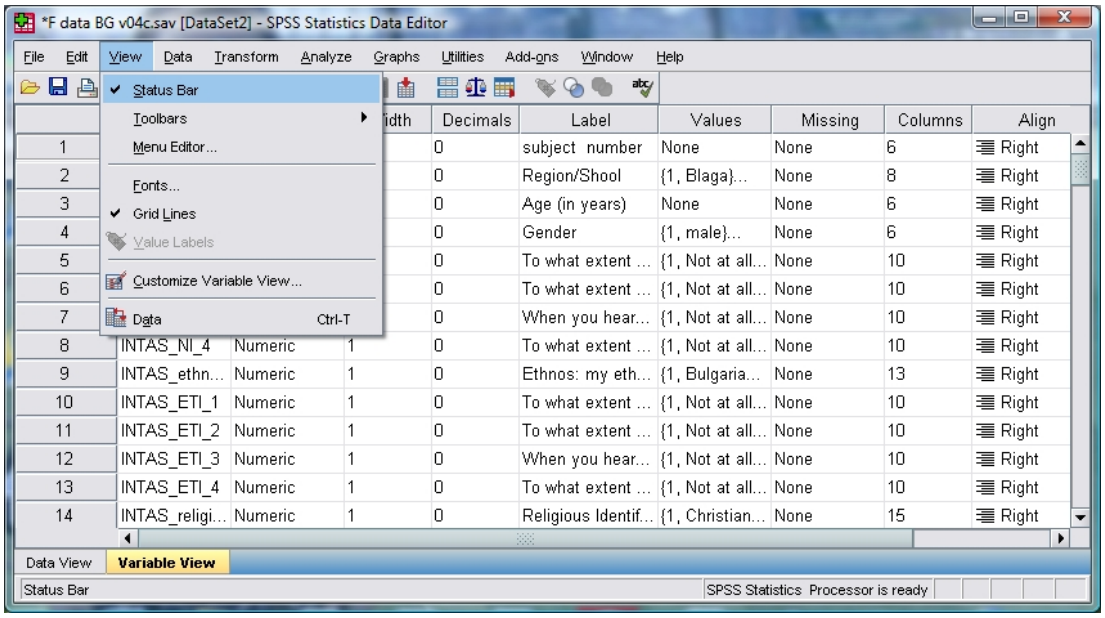
Избирането на подменюто **Options** (Опции) довежда до много важна диалогова кутия (Фигура 3.15), от която се избират различни параметри на IBM SPSS Statistics.

МЕНЮ VIEW (ПРЕГЛЕЖДАНЕ)

Чрез менюто **View** (Преглеждане) (Фигура 3.18) се контролира в определени граници какво да излиза на екрана на компютъра. В прозореца на Редактора на данните (Data Editor) чрез това меню се вижда или скрива Лентата за състояние (Status bar) на IBM SPSS Statistics **Status Bar** (Текущо състояние), Лентата с икони **Toolbars** и линиите в електронната таблица **Grid Lines** (Линии на таблицата).

От подменюто **Menu Editor...** (Меню за редактора) се избират подменюта за всеки един от трите основни прозореца за работа на IBM SPSS Statistics, чрез **Fonts...** (Шрифтове) се контролира избраният шрифт и размера на буквите/цифрите, а чрез **Customize Variable View...** (Настройка на разглеждане на променливите) се избира каква информация за променливите да се вижда в прозореца.

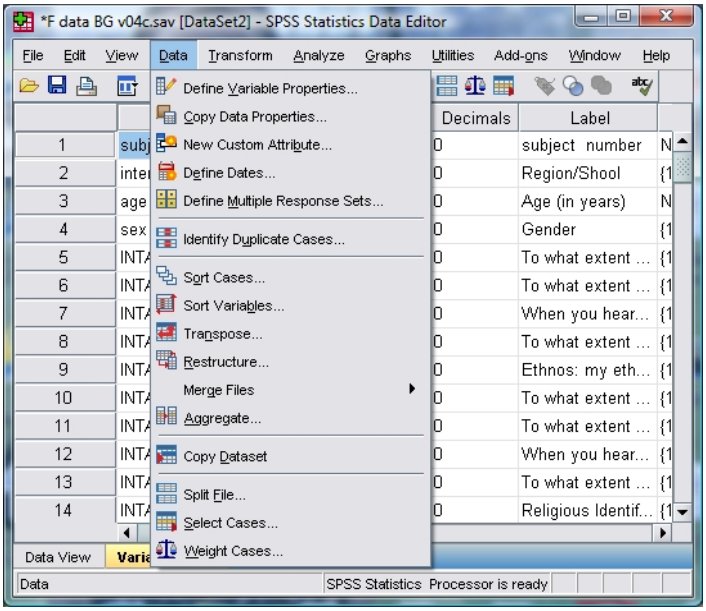
От най-долното подменю **Data** (Данни) се преминава от текущия за Фигура 3.18 таб Изглед на променливите (Variable View) към другия таб Изглед на данните (Data View) на Редактора на данните (Data Editor).



Фигура 3.18 Меню View (Преглеждане) на Лента с инструменти (Menu Bar) за Редактор на данните (Data Editor)

МЕНЮ DATA (ДАННИ)

Менюто **Data** (Данни) (Фигура 3.19) дава набор от опции за работа с данните. Винаги е възможно да се добавят данни от нови изследвани лица чрез първата не използвана редица в матрицата. Добавянето на нова променлива става чрез първата не използвана колона в матрицата. За вмъкване на редица или колона в матрицата е достатъчно кликване с десния бутон на мишката на заглавието на съответната колона или ред, където е необходимо да се вмъкнат и да се избере подходящата опция от диалоговата кутия, която се появява.



Фигура 3.19 Меню Data (Данни) на Лента с инструменти (Menu Bar) за Редактор на данните (Data Editor)

Подменюто **Sort Cases** (Сортирай наблюденията) позволява данните да се групират по променливи.

Чрез **Split File...** (Раздели файла) се разделя базата от данни (матрицата) на набор от групи (матрици) в съответствие с дадена променлива. Това позволява да се проведе статистически анализ за всяка група поотделно. Например ако се избере променливата

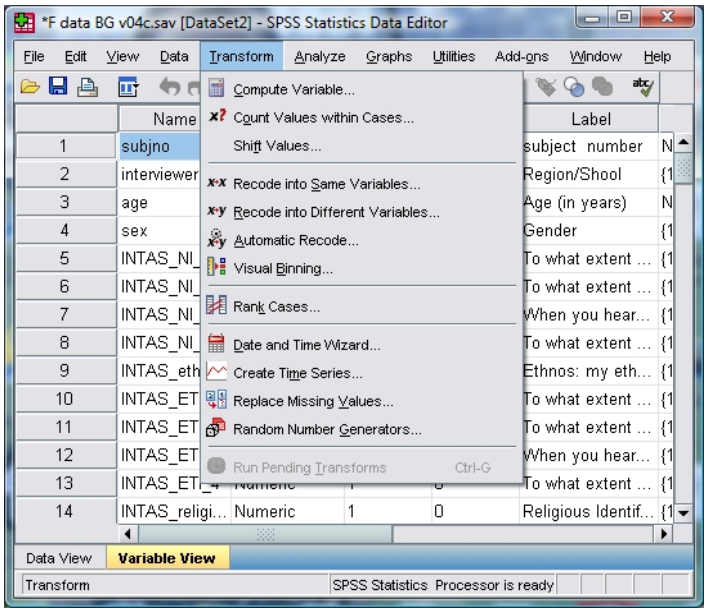
пол (*sex*) са налице две групи, момчета и момичета, и могат да се провеждат анализи за всяка група. **Select Cases...** (Селектирай наблюденията) позволява да се формира група от наблюдения, които отговарят на зададен от изследователя критерий, например, изследваните лица да се момичета между 18 и 21 години и да са от София.

По подразбиране IBM SPSS Statistics отдава еднакво значение на отговорите на всяко изследвано лице. **Weight Cases...** (Тегла на наблюденията) обаче позволява да се предаде различна тежест (компетентност) на определени отговори ако това е необходимо за конкретно изследване. **Aggregate...** (Агрегиране) позволява да се обединят няколко реда (наблюдения) в един ред като се използват определени математически функции.

Чрез **Merge Files** (Обедини файловете) се обединява текущата база от данни (матрица) с нова матрица: **Add Cases...** (Добави наблюдения), което се прави често или допълнителни наблюдения за същите изследвани лица; **Add Variables...** (Добави променливи), което е рядко срещан случай.

Останалите подменюта са за напреднали потребители и не са разгледани в учебника.

МЕНЮ TRANSFORM (ПРЕОБРАЗУВАНЕ)



Фигура 3.20 Меню Transform (Преобразуване) на Лента с инструменти (Menu Bar) за Редактор на данните (Data Editor)

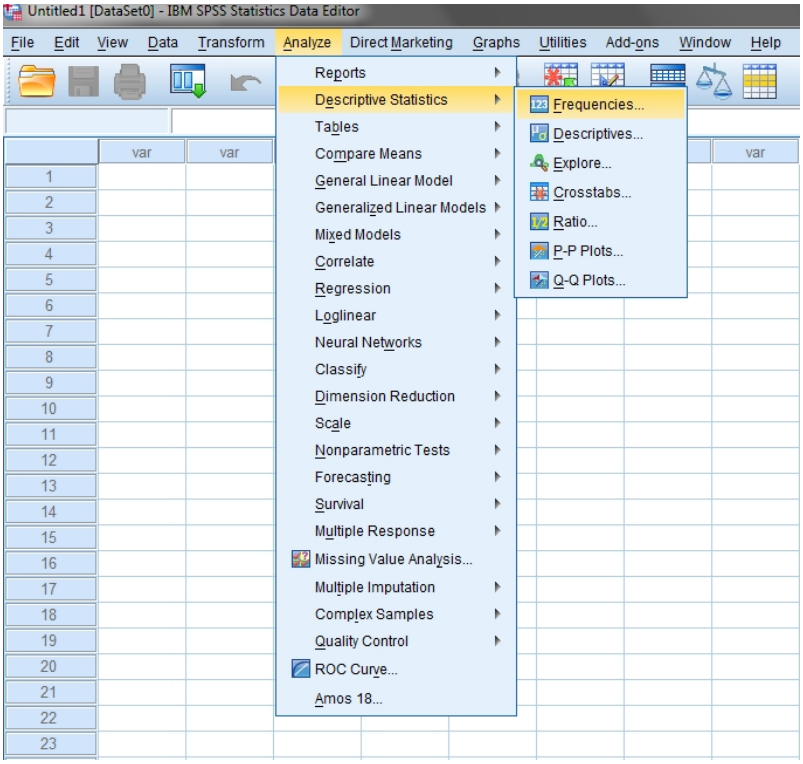
Менюто **Transform** (Преобразуване) (Фигура 3.20) служи за създаване на нови променливи от вече съществуващите по определен критерий. Чрез **Compute Variable...** (Изчисли променлива) се създава нова променлива като се използват математически функции. **Recode into Same Variables...** (Прекодирай в същите променливи) и по често срещаният случай **Recode into different Variables...** (Прекодирай в други променливи) се използват при създаване на т. нар. *ревърсни (по стойност) променливи*. При тях се сменя последователността на отговорите на даден въпрос в анкетата от позитивна в негативна и обратно (виж Глава 5, Раздел 5.3.1).

Чрез **Count Values within Cases...** (Преброй стойностите в наблюденията) се създава нова променлива, която изчислява за всеки ред колко пъти други колони (променливи) отговарят на определен критерий. Например при четири оценки (променливи) за всеки ученик в училище (успеваемост, участие в клас, подготовка на домашна работа, поведение) и всяка оценка е от 2 до 6, по този начин се създава нова променлива, която преброява колко шестици е получил всеки ученик. Новата променлива ще има стойности между 0 - няма нито една шестица и 4 – получил е четири шестици (виж Глава 5, Раздел 5.4.1).

Чрез опцията **Rank Cases...** (Ранжирай наблюденията) се ранжира извадката по определен критерии. Чрез **Replace Missing Values...** (Замени липсващите стойности) се заменят липсващите данни в матрицата с определени стойности, например със средната стойност за целите на по-нататъшния анализ на данните (виж Глава 9, Раздел 9.9).

МЕНЮ ANALYZE (АНАЛИЗ)

Менюто **Analyze** (Анализ) (Фигура 3.21) е едно от най-важните менюта в IBM SPSS Statistics. То съдържа всички статистически тестове и процедури, които се използват в учебника. Именно затова те са разгледани по-подробно в този раздел.



Фигура 3.21 Меню Analyze (Анализ) на Лента с инструменти (Menu Bar) за Редактор на данните (Data Editor)

Основните подменюта, които се използват в учебника са следните:

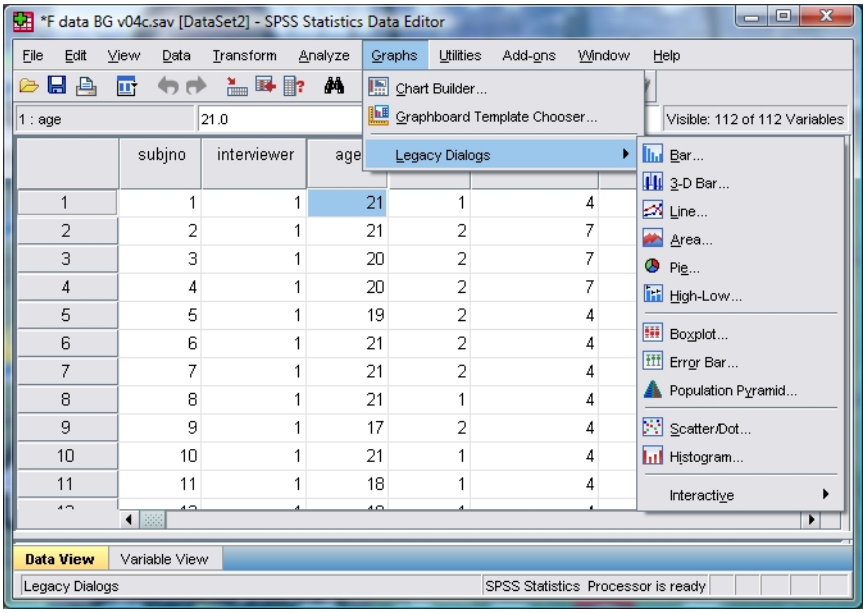
- От **Reports** (Доклади) се вижда кодовата книга на изследването **Codebook** (Кодова книга). Тази тема е разгледана в Глава 4.
- Чрез **Descriptive Statistics** (Дескриптивни статистики) се изчисляват основните дескриптивни статистики (например: средноаритметична стойност, дисперсия, мода и др.), които са разгледани в Глава 7.
- Чрез командите **Frequencies** (Честоти) и **Crosstabs** (Кръстосани таблици) на **Descriptive Statistics** (Дескриптивни статистики) се прави честотен анализ на данните, който е разгледан в Глава 7.
- От **Compare means** (Сравни средноаритметичните) се стартират *t*-тестове за анализ на данните. Те са описани в Глава 13.
- Чрез **General Linear Model** (Общ линеен модел) се провежда еднофакторен дисперсионен анализ - ANOVA (Глава 14), двуфакторен дисперсионен анализ - Two-factor ANOVA (Глава 15) и многомерен дисперсионен анализ - MANOVA (Глава 16) на данните.
- Чрез **Correlate** (Корелация) се определят коефициентите на корелационния анализ на данните Спирмън *ро* (Spearman *rho*) с **Bivariate** (Двумерна) и Пирсън *r* (Pearson *r*) с **Partial** (Частична) (Глава 10).
- Чрез **Regression** (Регресия) се провеждат регресионни анализи. Най-важните от тях са разгледани в Глава 11 и Глава 22.
- Чрез **Dimension Reduction** (Намаляване на размерността) се прави факторен анализ на данните. Той е разгледан подробно в Глава 12.
- Чрез **Scale** (Скали) се проверява надеждността на скалите на изследването. Тя е разгледана в Глава 8.
- В **Nonparametric Tests** (Непараметрични тестове) са включени множество непараметрични тестове като например: **Chi-Square** (Хи-квадрат) (Глава 18), Mann-Whitney U test (Ман-Уитни тест) (Глава 20), Kruskal-Wallis (Крушкел-Уолис

тест) (Глава 20), Wicoxon (Уилкоксън) (**2 Related Samples** test (тест за 2 зависими извадки) (Глава 20)) и Friedman (Фридман) (**K Related Samples** test (тест за K зависими извадки)) (Глава 20).

- Чрез **Loglinear** (Логлинеен) се прави логлинеен анализ (Глава 19).
- Чрез **Classify** (Класифицирай) се прави Дискриминантен анализ (Глава 23) и Кластерен анализ (Глава 24).

МЕНЮ GRAPHS (ГРАФИКИ)

Менюто **Graphs** (Графики) (Фигура 3.22) служи за създаване на графики от данните в IBM SPSS Statistics. За повечето от процедурите на IBM SPSS Statistics е възможно да се зададе създаване на графика при тяхното изпълнение. Ако обаче изследователят желае да получи графика без да изпълнява друга процедура на IBM SPSS Statistics това се прави чрез менюто **Graphs** (Графики).



Фигура 3.22 Меню Graphs (Графики) на Лента с инструменти (Menu Bar) за Редактор на данните (Data Editor)

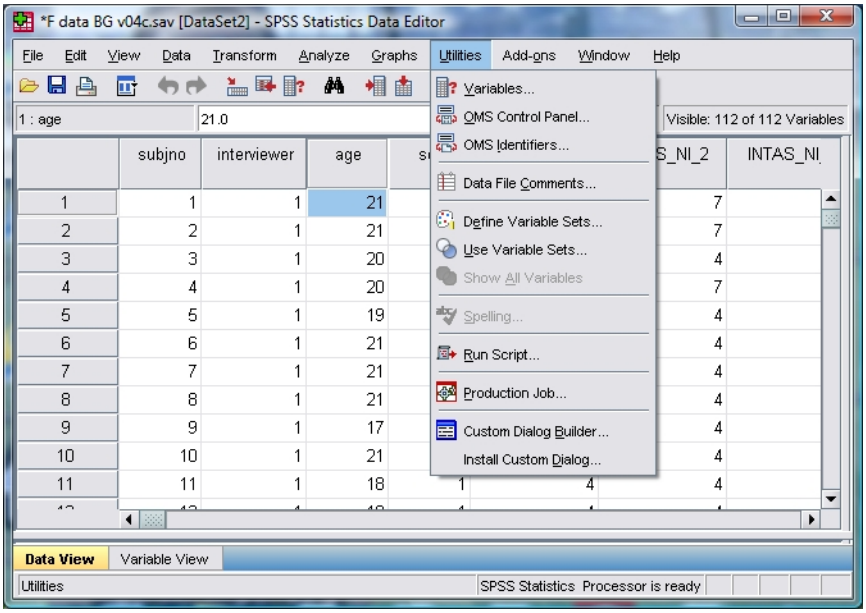
Най-често използваните графики от изследователите са **Histogram...** (Хистограма), **Scatter/Dot...** (Разсейване/Точково) и **Boxplot...** (Графика-кутия). Менюто позволява да се изберат и по-нетрадиционни графики като **Bar...** (Стълбовидна графика), **3-D Bar...(** 3-мерна стълбовидна графика), **Line...** (Линейна графика), **Area...** (Площ), **Pie...** (Кръгова графика) и др. Менюто **Graphs** (Графики) предлага и възможности за редактиране и добавяне на коментари към вече създадени графики.

В Глава 6 са разгледани основните графики, които се използват при статистическия анализ на данни: Листовидни графики (stem-and-leaf), хистограма (histograms), хистограмите на две и повече променливи (Bar graphs), точковата графика (scatterplots), графиките-кутии (Boxplots) и линейната графика (Line graphs).

МЕНЮ UNILITIES (ОБСЛУЖВАЩИ ПРОГРАМИ)

Менюто **Utilities** (Обслужващи програми) (Фигура 3.23) съдържа инструменти, които улесняват работата с IBM SPSS Statistics. Опцията **Variables...** (Променливи) служи за бързо запознаване с характеристиките на всяка от променливите в матрицата, **Data File Comments...** (Коментари на файла с данни) позволява да се напише коментар към файла, например кога и как са събрани данните. Опцията **Define Variable Sets...** (Дефинирай множеството от променливи) позволява да се групират няколко променливи. Могат например да се групират променливите *age* и *sex*, които са колона три и четири на Фигура 3.24 в група, наречена Дескрипторна (Описателна) (Descriptors). Групирането на променливи е добра идея при работа с големи файлове, които съдържат

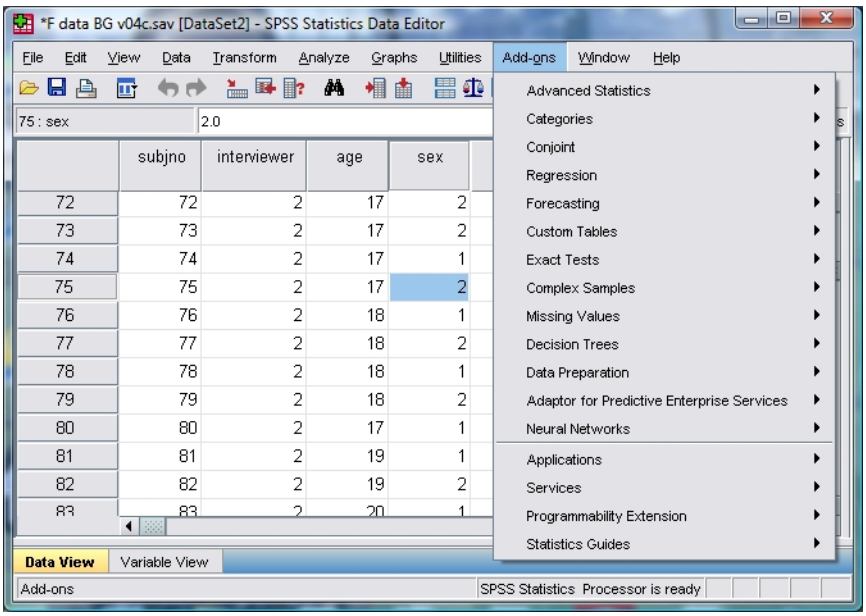
много променливи. Опцията **Use Variable Sets...** (Използвай група от променливи) позволява да се ограничи броят на променливите за работа до тези, които са обединени в група или групи. Например ако е необходимо да се работи само с променливите *age* и *sex* е достатъчно да се селектира дескрипторна (Описателната) (Descriptors) група. Тога позволява само те да се виждат във всички диалогови кутии при задаването на параметрите на статистическия анализ на данните.



Фигура 3.23 Менюто Utilities (Обслужващи програми) на Лента с инструменти (Menu Bar) за Редактор на данните (Data Editor)

МЕНЮ ADD-ONS (ДОПЪЛНИТЕЛНИ ПРОГРАМИ)

Менюто **Add-ons** (Допълнителни програми) (Фигура 3.24) съдържа списък от допълнителни IBM SPSS Statistics продукти, които могат да се закупят и инсталират към базовия модул на IBM SPSS Statistics. В учебника са разгледани само процедурите, които са включени в базовия модул на IBM SPSS Statistics и затова това меню няма да се използва.



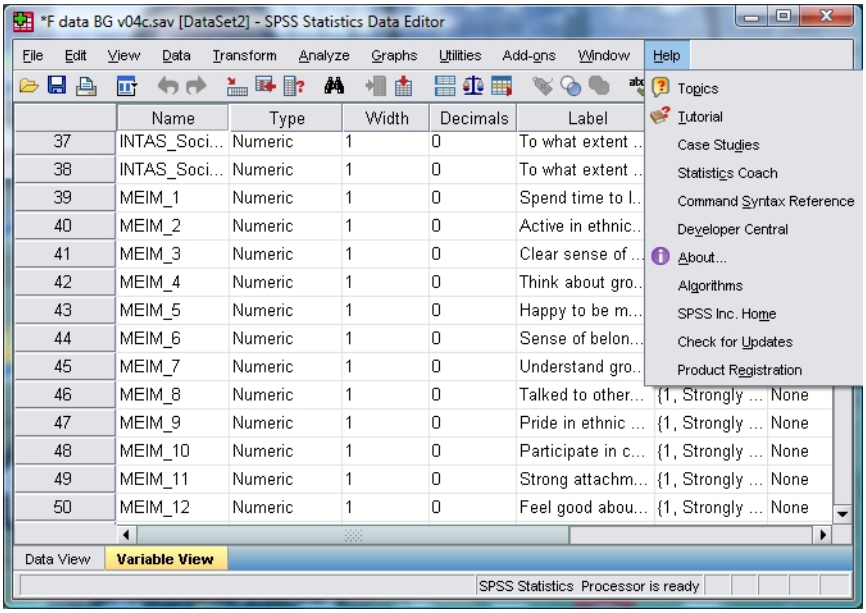
Фигура 3.24 Менюто Add-ons (Допълнителни програми) на Лента с инструменти (Menu Bar) за Редактор на данните (Data Editor)

МЕНЮ WINDOW (ПРОЗОРЕЦ)

Менюто **Window** (Прозорец) (Фигура 3.6) е разгледано в Раздел 3.3.4. То предлага списък от отворените в IBM SPSS Statistics прозорци и възможността да се преминава към тях по всяко време.

МЕНЮ HELP (СПРАВКА)

IBM SPSS Statistics разполага с богат и добре организиран справочен материал. Чрез менюто **Help** (Справка) (Фигура 3.25) той е достъпен по всяко време от всеки един от трите работни прозореца.



Фигура 3.25 Менюто Help (Справка) на Лента с инструменти (Menu Bar) за Редактор на данните (Data Editor)

От опцията **Topics** (Теми) се отива до онлайн меню с пълния списък на възможностите на IBM SPSS Statistics. Тя е полезна, когато се търси специфична информация за конкретна процедура или команда. Тя осигурява достъп до всички основи възможности за търсене на желаната информация по определена тема за IBM SPSS Statistics по теми *Contents* (Съдържание), по азбучен ред *Index* (Индекс) и по ключови думи *Find* (Търсене).

От опцията **Tutorial** (Ръководство) се стартира вградена в пакета справочна системата и се получава обща информация как той да се използва. Материалът е разделен на подбрани основни теми: **(a)** въвеждащ курс по IBM SPSS Statistics, който покрива основните възможности на пакета; **(b)** ръководство по статистически анализ, който включва много примери и показва как могат те да се повторят и анализират.

Statistics Coach (Статистически инструктор) е диалогова система за ръководство как да се направи необходимият статистически тест. Тя задава редица въпроси за вида на наличните данни и изследователските въпроси. Тя е добър помощник за работещите със IBM SPSS Statistics, които не са добре запознати с него като цяло или с наличните в пакета статистически процедури. Въпреки че в нея са разгледани основните статистически процедури, тя не покрива всички възможности на пакета.

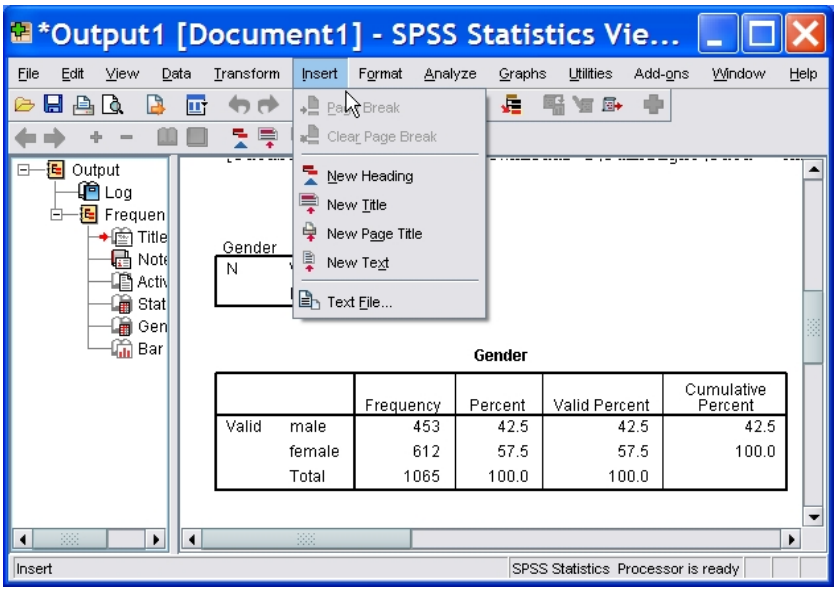
Case Studies (Изследване на случаите) е ръководство за изследователя, който знае какъв статистически анализ желае да проведе. Той задава теста и IBM SPSS Statistics показва стъпките, които трябва да се изпълнят и дава интерпретацията на получените резултати.

Опцията **Command Syntax Reference** (Справочник на синтаксиса на командите) отваря справочник, който съдържа информация за синтаксиса на всяка процедура в пакета и представлява справочник за езика за програмиране с IBM SPSS Statistics. В учебника се използва възможността IBM SPSS Statistics да генерира синтаксиса вместо изследователя, но в някои случаи се използва и този справочник.

Опцията **SPSS Inc. Home** е линк към страница в интернет на IBM SPSS Statistics. От **About...** (Относно) се вижда коя версия на IBM SPSS Statistics се използва.

МЕНЮ INSERT (ВЪВЕДИ)

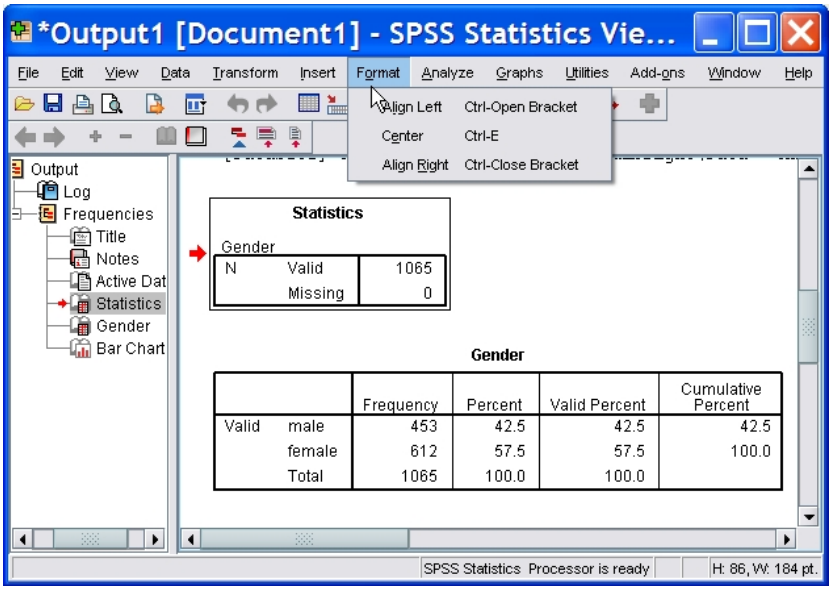
Менюто **Insert** (Въведи) се появява в **Лентата с инструменти** (Menu Bar) само ако се работи с **Навигатора на резултати** (Viewer) (Фигура 3.26).



Фигура 3.26 Меню Insert (Въведи) на Лента с инструменти (Menu Bar) за Навигатор на резултати (Viewer)

МЕНЮ FORMAT (ФОРМАТ)

Менюто **Format** (Формат) (Фигура 3.27), аналогично на менюто **Insert** (Въведи), се появява в **Лентата с инструменти** (Menu Bar) само ако се работи с **Навигатора на резултати** (Viewer).

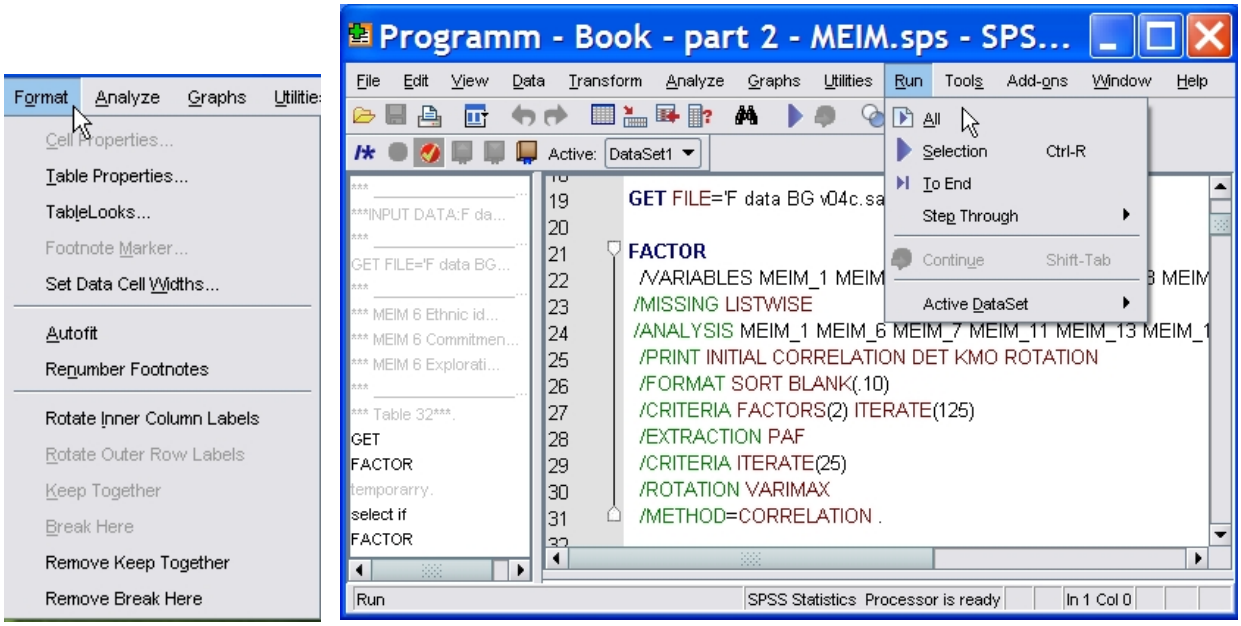


Фигура 3.27 Меню Format (Формат) на Лента с инструменти (Menu Bar) за Навигатор на резултати (Viewer)

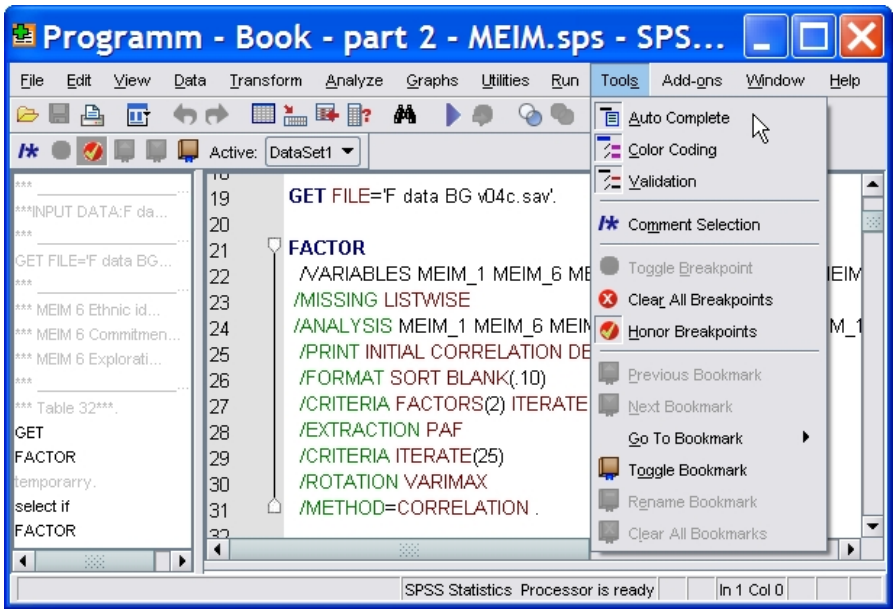
То позволява да се задават подравняванията за старицата: **Align Left** (Подравняване ляво), **Center** (Централно) или дясно **Align Right** (Подравняване дясно), при разпечатването на изходните резултати от изпълняваните команди (програма).

За да се зададат конкретни изисквания за някоя от изходните таблици или графики е необходимо да се избере (виж червения курсор на Фигура 3.27), да се кликне върху избраната таблица и тогава подменюто (опциите) на същото меню **Format** (Формат) се

променя като се появяват нови опции (Фигура 3.28а). Те позволяват да се направят необходимите настройки за конкретната таблица. Достатъчно е да се кликне на произволно място извън таблицата, която се редактира за връщане отново в основния режим на работа на менюто **Format** (Формат) (Фигура 3.27).



Фигура 3.28 (а) Подменюта на меню Format (Формат) на Лента с инструменти (Menu Bar) за Навигатора на резултати (Viewer) при работа с таблица (в ляво);
(б) Меню Run (Изпълни) на Лента с инструменти (Menu Bar) за Редактор на програма (Syntax Editor) (в дясно)



Фигура 3.29 Меню Tools (Средства) на Лента с инструменти (Menu Bar) за Редактор на програма (Syntax Editor)

МЕНЮ RUN (ИЗПЪЛНИ)

Менюто **Run** (Изпълни) (Фигура 3.28б) от Лентата с инструменти (Menu Bar) е достъпно само от Редактора на програма (Syntax Editor). То служи за изпълнение на статистическите процедури в IBM SPSS Statistics с Редактора на програма (Syntax Editor), като позволява да се изпълни цялата програма с **All** (Всичко); само тази част от

програмата, която е селектирана с **Selection** (Селектирани) или тази част, която се намират от текущото положение на курсора до края на програмата **To End** (До края).

МЕНЮ TOOLS (СРЕДСТВА)

Менютата **Tools** (Средства) (Фигура 3.29) и **Run** (Изпълни) на Лентата с инструменти менюта (Menu Bar) са достъпни само от Редактора на програма (Syntax Editor). Менюто предлага опции, с които по-лесно се програмира на командния език. Темата за програмиране излиза извън проблематиката на учебника и затова не е разгледана.

3.7 ОБОБЩЕНИЕ

Статистическият пакет IBM SPSS Statistics е най-широко използваната програма за статистическа обработка на информация в социалните науки. Тя позволява:

а) да се въведат данните от изследването;
б) да се използват най-съвременните методи за тяхната обработка според целите на научното изследване и съгласно издигнатите от изследователя научни хипотези и
в) резултатите от статистическите тестове да се получат в удобна и нагледна форма.

За целта статистическата програма има проста и удобна диалогова форма на общуване с изследователя и е снабдена с огромна справочна библиотека.

Организацията на работа на статистическия пакет позволява бързо и лесно да се усвои от всеки изследовател, който владее минимални компютърни умения.

IBM SPSS Statistics има три основни прозореца за работа:

1. **Редактор на данни** (Data Editor), който се състои от две страници:
   а) *Изглед на данните* (Data View) служи за въвеждане и редактиране на първичната информация и
   б) *Изглед на променливите* (Variable View), където се дефинират променливите и техните свойства.
2. **Навигатор на резултати** (Viewer), където програмата поставя цялата изходна информация от изпълнението на командите, като например: таблици, статистика, графики, грешки от изпълнението на командите и т. н.
3. **Редактор на програма** (Syntax Editor), където може да се работи с командния език на пакета, да се оформят и изпълнят текстови команди.

В тази глава е дадено кратко ръководство за работа с пакета, а в останалите глави на учебника е показано как се провеждат статистическите процедури и как се интерпретират получените резултати от програмата.

Тъй като всички команди и съобщения са на английски език за удобство на читателя в скоби е даден и техния превод на български език (например: **Frequencies** (Честоти), *Chart Type* (Вид на диаграмата), **Valid Percent** (Валиден процент)).

Преговор: ***Ключови думи и термини*** по азбучен ред, *виж*: Тълковния речник

база от данни	кръстосана таблица	променлива
графика	липсващи стойности, данни	пропорционална променлива
данни	матрица	таблица
диалогова кутия	матрица с данни	файл с данни
етикет на стойност	наблюдение	числова променлива
интервална променлива	номинална променлива	
клетка	ординална променлива	

4 КОДИРАНЕ, ВЪВЕЖДАНЕ И ПРОВЕРКА НА ДАННИ

4.1	Въведение	125
4.2	Правила за кодиране на данни	126
4.3	Създаване на кодова книга	129
4.4	Създаване на файл с данни: матрица на изследване	131
4.5	Въвеждане на данни от изследване	137
4.6	Проверка на въведените данни	138
4.7	Обобщение	144

4.1 Въведение

В Глава 2 са разгледани основните стъпки за успешно провеждане на научно изследване. Какво обаче е необходимо да се направи след като е събрана първичната информация от изследваните лица от научното изследване? Чрез статистически анализ суровите данни е необходимо да се преобразуват във функционална, полезна и смислена информация.

Преди обаче провеждането на статистически анализ трябва данните, които са на хартиен носител да се въведат в пакета статистически програми, в случая в IBM SPSS Statistics.

В тази глава подробно са разгледани следните четири задачи, които е необходимо да се решат успешно, за да се създаде **базата от данни**, **матрицата с данни** или **матрицата на изследването**:

1. Как се подготвят събраните данни за въвеждане в пакета IBM SPSS Statistics.
2. Как се дефинират променливите на изследването и се задават етикетите им.
3. Как се въвеждат данните и как се създава матрица на изследването.
4. Как се прави проверка на данните дали са въведени правилно и как се откриват и корегират грешките при въвеждането им.

След като са събрани данните, първо е необходимо визуално да се проверят преди да се въведат в компютъра. Добре е изследователят да се убеди, че всяко изследвано лице е попълнило правилно и в повечето случаи е посочило само един отговор на поставените въпроси. Ако не е отговорило еднозначно на някои от въпросите изследователят избира, например да използва средната стойност при няколко отговора или да приеме, че не е

отговорено. Този принцип е необходимо да се приложи към всички данни. След опита да се "изчистят" данните може да се премине към тяхното въвеждане.

- **Базата от данни** представлява систематизиран набор от данни, обикновено в цифрова форма, до която достъпът е лесен.
- **Матрицата** представлява набор от числа, които са подредени в колони и редове. Те се наричат елементи или компоненти на матрицата.
- **В матрицата с данни** или **матрицата на изследването** редовете са наблюденията от изследването, а колоните са променливите от изследването.

4.2 ПРАВИЛА ЗА КОДИРАНЕ НА ДАННИ

За да има изследователят бърз и лесен достъп до данните, които е събрал, те трябва първо да бъдат кодирани. Под **кодиране** на данните се разбира процесът на присвояване на числови стойности на нивата (стойностите) на всяка променлива. За целта първо е необходимо да се създаде **кодова страница**, която съдържа цялата необходима информация за това как са кодирани данните. Тъй като обикновено кодовата страница обхваща няколко страници, е прието да се използва терминът **кодова книга**, който се среща в учебника. Целта на кодовата книга е да се намалят грешките при въвеждането на данните в компютърната програма при създаване на базата от данни. В науката съществуват общоприети препоръки и правила при нейното изготвяне. Спазването им облекчава живота на изследователя в следващите етапи на изследването и затова е препоръчително те да се спазват доколкото е възможно.

1. **Всички данни трябва да са числови.** По принцип IBM SPSS Statistics позволява да се работи както с **числови** променливи, така и със **стрингови** (буквени, текстови). Например променливата *пол* може да се кодира с буквите *М* за мъже и *F* за жени, но при провеждане на статистическия анализ буквите е необходимо да се преобразуват в числови стойности. За да се избегне преобразуването на по-късен етап е подходящо това да се направи още в началото, преди да са въведени в матрицата на изследването. Например много често се използват кодовете: 0 *за мъже* и 1 *за жени* или друга двойка кодове: 1 *за мъже* и 2 *за жени*. Необходимо е кодовете да са числови като избраните числа нямат значение. За кодовете *не* важат математическите операции, които се отнасят до числата, т. е. те *не* могат да се събират, изваждат, умножават и делят. За кодовете тези математически действия нямат смисъл.
2. **Всяка променлива за всяко изследвано лице се записва в една и съща колона в Редактора на данни** (Data Editor) **в IBM SPSS Statistics**. За статистическия анализ на данните е важно *информацията за всяко изследвано лице да се запише само един път*.

   Обикновено тя се събира на един ред и тогава е налице т. нар. *широк формат данни*. Понякога обаче е необходимо да се използва и *дълъг формат от данни*, при който информацията за едно лице е записано на няколко реда. Съществуват еднозначни алгебрични процедури и програми за преобразуването на данните от единият формат в другият.

   По подразбиране в учебника данните са в *широк формат*: информацията за едно и също изследвано лице е записано на един ред. Всяка колона винаги съдържа информация само за една променлива. Така например при широкия формат ако една и съща променлива е необходимо да се измери два пъти (например: знанията на студентите преди теста и след теста), тогава за съответното изследвано лице се въвеждат две колони с различни имена, например: *pretest* и *posttest*.
3. **Стойностите на кодовете за всяка една от променливите е необходимо да са взаимно изключващи се**. Това означава, че само един път е допустимо да се използва дадено число при кодиране на нивата на конкретната променлива. Например ако изследването е проведено в 4 региона: София, Пловдив, Разград и Търговище, тогава променливата *region* има четири нива, които се кодират с четири числа, например: 1 - София, 2 - Пловдив, 3 - Разград и 4 – Търговище. Четирите числови кода (1, 2, 3 и 4) трябва да са еднозначни. Изследователят *не* може да кодира например София и Търговище с един и същ код, например 4. Обикновено

въпросникът е създаден така, че всеки въпрос от него се кодира с една променлива. Това обаче не винаги е така. Понякога един въпрос съдържа няколко подвъпроса и тогава те се записват като няколко променливи, за всяка една от които важи правилото за еднозначност на кодовете. Този въпрос е разгледан в следващия раздел.

4. **Необходимо е всяка променлива така да се кодира, че да съдържа възможно максимално информация.** Не е добра идея да се редуцират възможните отговори на зададения въпрос (променлива) като се обединяват по между си. Ако това се наложи по-късно при провеждане на статистическия анализ лесно може да се направи с IBM SPSS Statistics. Обратното обаче *не* е възможно. Желателно е да се кодират и да се въведат данните толкова подробно колкото те са налични съгласно зададения въпрос.

   Например в анкетата има въпрос за възрастовата категория на изследваното лице като са зададени 4 възрастови групи: *под* 16, 17-18, 19-20 и *над* 21 години. Нека по-късно, след като данните са събрани, изследователят установява, че има малко участници под 16 години и над 21 години и се раздвоява дали да не изключи двете категории още при кодирането и въвеждането. Правилното решение е да се кодират данните максимално подробно, т. е. както са във въпросника, независимо колко участника има във всяка група. В случая променливата *agegroup* ще има съответните кодове: 1, 2, 3 и 4 за всяка от горните четири групи. По-късно при някои от статистическите анализи може да се създаде и нова променлива (например: *agegroup2)*, която да има само две нива: *непълнолетни* (<18 години) и *пълнолетни* (≥18). Това става много лесно с IBM SPSS Statistics като се използва **Transform**⇒ **Recode into Different Variables** (Преобразуване⇒ Прекодирай в други променливи).

   При решение обаче да се обединят възрастовите категории като се образуват три или две възрастови групи *преди тяхното въвеждане*, безвъзвратно се изгубва част от информацията и тя няма да е налична за бъдещи изследвания.

5. **За всеки участник за всяка променлива е необходимо да има въведен един код.** Това също осигурява еднозначност на въведената информация. Кодовете трябва да бъдат числа. Изключение правят липсващите данни, които е препоръчително да се оставят празни. В IBM SPSS Statistics празните кутии се отчитат автоматично като липсващи данни. Това е особено удобно при статистическия анализ, защото не е нужно да се задава кои стойности са липсващи и да се изключват от анализа. Някои изследователи предпочитат да кодират липсващите стойности с код 99 или 98. В случая при статистическия анализ трябва да се знае, че тези стойности *не* трябва да се отчитат, защото за IBM SPSS Statistics те са налични данни. В учебника се спазва правилото да не се кодират липсващите стойности, което облекчава статистическия анализ.

6. **Да се прилага правилото за кодиране към всички участници.** Това означава, че избраните кодове се отнасят до информацията от всички изследвани лица. Например ако правилото е липсващите данни да не се кодират то трябва да важи за всички изследвани лица.

7. **Да се използват по-големи стойности (числа) на кодовете за "позитивния" край на променливите**, които се ординални (например: "напълно съгласен"). Възможно е да се срещне въпросник, в които се използват кодове 1–*"напълно съгласен" и код* 5–*"напълно не съгласен"*. Това по принцип не е грешно, но създава объркване при интерпретацията на резултатите, защото интуитивно човек асоциира по-високите стойности с позитивни стойности. В учебника се спазва това правило. В Таблица 4.2 в последната колона "кодове на стойностите" са показани примери с различни кодове.

   При ранжирането човек степенува по важност, например като първенство, който е на първо място - той е най-важен, следва на второ и т. н. Ето защо с код 1 се кодира най-важният избор и т. н. В Таблица 4.2 е даден такъв пример. Налице е въпрос, в който анкетираният трябва да ранжира (подрежда) 6 идентичности по важност. Тъй като той задава ранга за всяка от тях, въпреки че е зададен само един въпрос, той на практика отговаря на 6 въпроса и затова се създават 6 променливи в матрицата на изследването.

8. **Други полезни съвети при създаването на кодова книга:**
   а) Всяка променлива е необходимо да има подходящо име. Обикновено името на променливата е съкращение, което помага в ориентацията каква информация се съдържа в нея. Всеки статистически пакет има ограничения или изисквания как

се задава променливата. Например за IBM SPSS Statistics променливата трябва да започва с буква, да бъде до 64 знака, може да съдържа числа, но *не* може да съдържа специални символи като !, ?, * или интервал, трябва да е една дума, името да се среща един път, не може да има две променливи с едно и също име. В Таблици 4.1 и 4.2 в колоната "име на променливата" са дадени примерни имена на променливи за конкретно изследване.

б) Всяка променлива е необходимо да има описателен етикет. Създаването на етикет за променливата позволява да се асоциира името ѝ с това, какво измерва. Тази информация е полезна в етапа на интерпретация на резултатите от статистическия анализ.

в) Всяка променлива е необходимо да бъде посочено от какъв *Тип* е. Най-често използваните *типове* променливи са *числови* (количествени стойности) и *стрингови* (текстови, буквени качествени стойности). В Таблици 4.1 и 4.2 в колоната *Тип* са дадени примери за променливите. Числовите променливи в IBM SPSS Statistics се задават с две числови стойности: 1) от колко знака се състои променливата и 2) колко от знаците са след десетичната запетая. Например *Numeric* (1.0) означава, че променливата е едноцифрено (може да приема стойности от 0 до 9) цяло число.

г) Да се избягват дългите кодови имена. Те много лесно могат да се объркат при писането, а това създава затруднения при задаване на статистическите процедури и анализи, особено при синтаксиса им.

д) Ако променливите позволяват да се групират, желателно е да се групират и техните имена. Например в Таблица 4.1 е показана кодовата таблица (книга) за изследване на етническата идентичност по две методологии: методологията на Джейн Фини (САЩ) *(Multigroup Ethnic Identity Measure – Revised* (*MEIM-R*), Phinney & Ong, 2007; Phinney & Ganeva, 2010; Ганева, 2009; Ганева, 2014в), която се състои от 6 въпроса и методологията на Мартин Барет (Barrett, 2007; Ганева, 2009; Ганева, 2014в), която се състои от 4 въпроса. Шестте въпроса от методологията *MEIM-R* са са кодирани като група: от *MEIM_1* до *MEIM_6*, което позволява лесна ориентация и намиране при статистическия анализ. Четирите въпроса от другата методология са групирани от *ETI_1* до *ETI_4*.

Кутия 4.1 Изследвани лица (Ганева, 2012б)

Резултати

В изследването участват общо 942 студента от български произход, от които 347 мъже и 595 жени на средна възраст M=21.3 години (SD=4.2). Техният брой за петте времеви периода е както следва: 188 студента за 2004 г. (39 мъже и 149 жени на средна възраст M=21.6, SD=3.1), 240 студента за 2006 г. (72 мъже и 168 жени на средна възраст M=21.8, SD=2.5), 202 студента за 2008 г. (66 мъже и 136 жени на средна възраст M=19.5, SD=3.9), 160 студента за 2010 (62 мъже и 98 жени на средна възраст M=21.4, SD=2.3) и 152 студента за 2012 г. (108 мъже и 44 жени на средна възраст M=24.7, SD=5.4).

За да се проведат необходимите статистически тестове за проверка на издигнатите научни хипотези за различие, наблюденията за 942-те изследвани лица са записани по два различни начина. При *широкия формат* размерът на извадката (n=942) е равен на броя на изследваните лица. При *дългия формат* обаче за всяко изследвано лице има по четири наблюдения и затова размерът на извадката е n=3768 (942 изследвани лица x 4 наблюдения за всяко изследвано лице = 3768 наблюдения) като и в двата случая има липсващи данни.

- **Кодирането** на данните представлява процес на идентификация и приписване на числови или буквени кодове на каквито и да е данни.
- **Кодовата книга** е специално създадена форма за въвеждане на данни, в която се съдържат всички кодове. Тя се състои от една или няколко кодови страници.

4.3 СЪЗДАВАНЕ НА КОДОВА КНИГА

Изследователските въпроси, които са формулирани в изследването дефинират необходимия тип променливи за по-нататъшния статистически анализ на данните. Изследователят дефинира всички променливи в **кодовата книга за данни**, която понякога се нарича и **речник**. Таблици 4.1 и 4.2 са пример как изглежда част от кодовата книга за конкретно изследване.

Таблица 4.1 Кодова книга за: **(а)** етническата идентичност, измерена по *MEIM-R*: въпроси *MEIM_1* до *MEIM_6* (Phinney & Ong, 2007; Phinney & Ganeva, 2010; Ганева, 2009; Ганева, 2014в); **(б)** етническата идентичност, измерена по *Мартин Барет*: въпроси *ETI_1* до *ETI_4* (Barrett, 2007; Ганева, 2009; Ганева, 2014в) и четири дескриптивни въпроса (Ганева, 2009)

Въпрос	*Име на промен-ливата*	*Тип*	*Кодове на стойностите на променливата*
Пореден номер	subjno	Numeric (3.0)	пореден номер на анкетираният
1. Отделих време, за да разбера повече за собствената ми етническа група, като например нейната история, традиции и обичаи.	*MEIM_1*	Numeric (1.0)	1 – силно не съгласен 2 – не съгласен 3 – неутрално 4 – съгласен 5 – силно съгласен
2. Имам силно чувство за принадлежност към собствената ми етническа група.	*MEIM_2*	Numeric (1.0)	1 – силно не съгласен 2 – не съгласен 3 – неутрално 4 – съгласен 5 – силно съгласен
3. Разбирам доста добре какво означава за мен принадлежността ми към етническата група в аспект как да се отнасям към хора от моята и другите етнически групи.	*MEIM_3*	Numeric (1.0)	1 – силно не съгласен 2 – не съгласен 3 – неутрално 4 – съгласен 5 – силно съгласен
4. Често правя неща, които ми помагат да разбера по-добре историята на моята етническа група.	*MEIM_4*	Numeric (1.0)	1 – силно не съгласен 2 – не съгласен 3 – неутрално 4 – съгласен 5 – силно съгласен
5. Често говоря с хората с цел да науча повече неща за моята етническа група.	*MEIM_5*	Numeric (1.0)	1 – силно не съгласен 2 – не съгласен 3 – неутрално 4 – съгласен 5 – силно съгласен
6. Чувствам силна привързаност към собствената ми етническа група.	*MEIM_6*	Numeric (1.0)	1 – силно не съгласен 2 – не съгласен 3 – неутрално 4 – съгласен 5 – силно съгласен
1. В каква степен се чувствате член на Вашата **етническа** група?	*ETI_1*	Numeric (1.0)	1 – никак, ... 4 – средно, ... 7 – силно
2. В каква степен това, че сте член на Вашата **етническа** група е важно за Вас?	*ETI_2*	Numeric (1.0)	1 – никак, ... 4 – средно, ... 7 – силно

3. Когато чуете, че чужденец критикува Вашата **етническа** група в каква степен се чувствате лично засегнат?	*ETI_3*	Numeric (1.0)	1 – никак, ... 4 – средно, ... 7 – силно
4. В каква степен се чувствате силно свързан с хората от Вашата **етническа** група?	*ETI_4*	Numeric (1.0)	1 – никак, ... 4 – средно, ... 7 – силно
Пол	*sex*	Numeric (1.0)	1 – момче, 2 – момиче
Възраст	*age*	Numeric (2.0)	числото, в години
В България съжителстват множество различни **етнически групи**. Следва списък с изброени етноси. Моля посочете към кой принадлежите Вие като отбележите със знак (√).	*ethnic_my*	Numeric (1.0)	1 – българин 2 – турчин 3 – ром 4 – евреин 5 – арменец 6 – руснак 7 – помак 8 – смесена 9 – друга
В България съжителстват хора от множество **различни религии**. Следва списък с различни вероизповедания. Моля посочете към коя религия принадлежите Вие като отбележите със знак (√).	*religious_my*	Numeric (1.0)	1 – Християнин 2 – Мюсюлманин 3 – Юдеи 4 – Агностик 5 – Атеист 6 – Друго

Таблица 4.2 Кодова книга за ранжиране на шестте социални идентичности по Barrett (2007) (Ганева, 2010)

Въпрос	*Име на променливата в IBM SPSS Statistics*	*Тип*	*Кодове на стойностите*
Въпрос: До сега отговорихте на въпроси свързани с националната, етническата и религиозната Ви идентичност. Следва списък от 6 различни идентичности. Моля оценете всяка една от тях до каква степен е важна за Вас като използвате числата между ***1*** *най-значима* и ***6*** *най-малко значима*. Например ако половата идентичност е най-важна за Вас моля поставете числото 1 в квадратчето, което съответства на половата идентичност.			
Национална идентичност/Българин	*rank_national*	Numeric (1.0)	***1*** *- най-значима, ...,* ***6*** *- най-малко значима*
Етническа идентичност /Турчин/Ром	*rank_ethnic*	Numeric (1.0)	***1*** *- най-значима, ...,* ***6*** *- най-малко значима*
Религиозна идентичност	*rank_religious*	Numeric (1.0)	***1*** *- най-значима, ...,* ***6*** *- най-малко значима*
Полова идентичност	*rank_gender*	Numeric (1.0)	***1*** *- най-значима, ...,* ***6*** *- най-малко значима*
Европейска идентичност	*rank_european*	Numeric (1.0)	***1*** *- най-значима, ...,* ***6*** *- най-малко значима*
От конкретен град (на раждане, живеене и т. н.)	*rank_local*	Numeric (1.0)	***1*** *- най-значима, ...,* ***6*** *- най-малко значима*

Кодовата книга се създава в процеса на планиране на изследването, *преди* да започне събирането на данните. Това позволява фокусиране над това кои променливи с какъв вид статистически анализ ще бъдат обработени, как е необходимо да се дефинират и в

какъв вид да се въведат. Това облекчава провеждането на статистическия анализ и особено интерпретацията на резултатите от него. Обикновено въпросите от изследването са формулирани така, че един въпрос съответства на една променлива в матрицата. На всички въпроси от първата колона се задава по една променлива от втората колона, чийто тип се дефинира в третата колона. Стойностите на променливата са дефинирани в четвъртата колона.

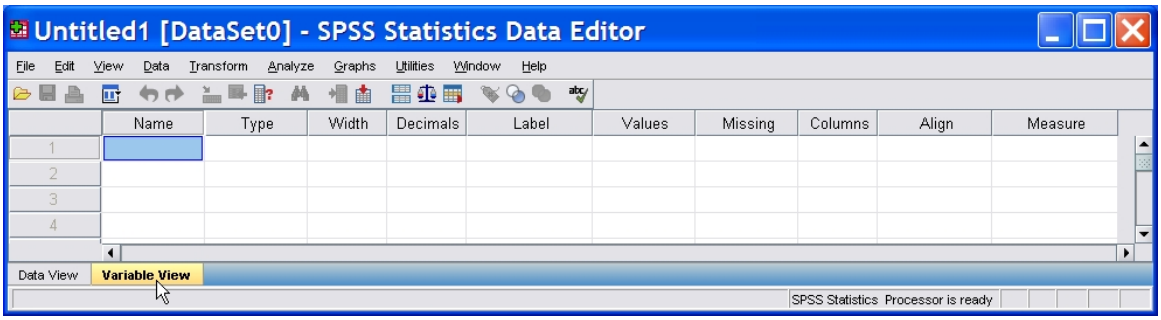
По-рядко се срещат формулирани въпроси, за които се налага да се въведат повече от една променлива в матрицата на изследването. Например в Таблица 4.2 е показана кодовата книга на един въпрос за ранжиране на 6 социални идентичности. Всъщност изследваното лице отговаря 6 пъти и затова се дефинират 6 различни променливи.

На практика *не всеки въпрос*, *а всеки даден отговор* се записва като променлива в матрицата на изследването и де факто в кодовата книга се съдържат кодовете за въвеждането на *отговорите* от анкетата.

4.4 СЪЗДАВАНЕ НА ФАЙЛ С ДАННИ: МАТРИЦА НА ИЗСЛЕДВАНЕ

Следващата стъпка след създаване на кодовата книга за изследването е създаване на празен файл за въвеждане на данните от изследването. В тази глава се разглежда създаването на променливи и задаването им на етикети.

След стартиране на IBM SPSS Statistics се появява екран, показан на Фигура 4.1. Ако се появи диалоговата кутия с надпис „Какво бихте искали да се направи (*What would you like to do?*)" се избира бутонът *Cancel* (Отмени). Избира се листът (страницата): Изглед на променливите (Variable View) като се кликва на него в долния ляв ъгъл (виж курсора на Фигура 4.1). В прозореца се виждат 10 колони, които позволяват да се въведе: **(а)** името на променливата **Name** (Име), **(б)** нейният тип **Type** (Тип), **(в)** размер и **(г)** колко знака има общо и колко от тях са след десетичната точка **Width** (Ширина) и **Decimals** (Дробна част), **(д)** етикетите на променливата **Label** (Етикет) и **(е)** на нейните стойности **Values** (Стойности), **(ж)** стойностите за липсващите данни **Missing** (Липсващи), **(з)** ширината на колоната **Columns** (Колони), **(и)** подравняването на данните в колона **Align** (Подравняване) и **(к)** видът на данните **Measure** (Измерване). По-подробно това е представено на Фигура 3.10 и коментарът към нея.



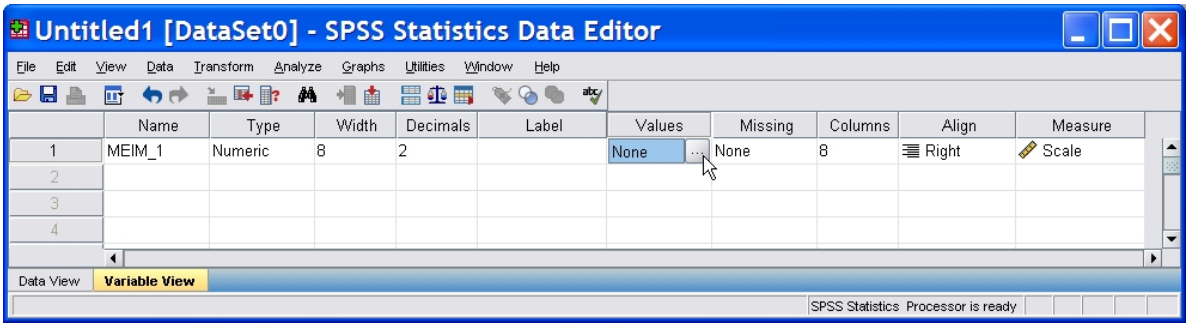
Фигура 4.1 Празен файл на Редактора на данните (Data Editor), лист: Изглед на променливите (Variable View)

4.4.1 ДЕФИНИРАНЕ И ПОСТАВЯНЕ НА ЕТИКЕТ НА ПРОМЕНЛИВА ВЪВ ФОРМАТ НА ЛИКЕРТ

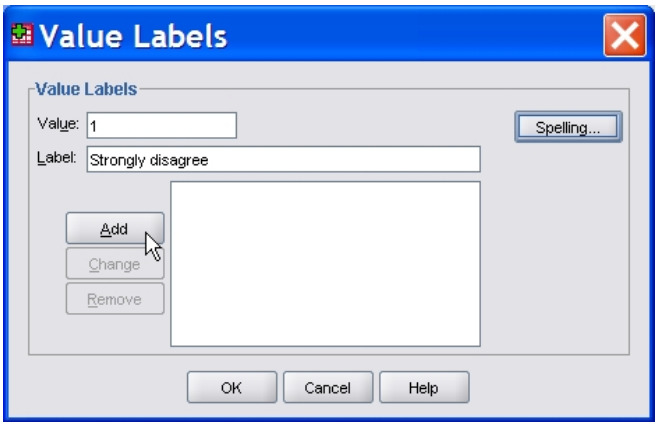
Създаването на **кодова книга** с помощта на IBM SPSS Statistics включва следните „стъпки":

- Кликва се на празната кутия непосредствено под **Name** (Име). На Фигура 4.1 тя е потъмнена, защото вече е избрана.
- Написва се името на променливата в клетката, например това е *MEIM_1* .
- Натиска се *Enter* на клавиатурата, с което приключва въвеждането на името и може да започне въвеждането на следващото име, т. е. да се пише в друга клетка.

- В зависимост от **зададените по подразбиране параметри** се вижда подобен на екрана от Фигура 4.2. Числото 1 в най-лявата колона става тъмно, което означава, че вече е създадена първата променлива. IBM SPSS Statistics автоматично задава информация за останалите полета (колони).
- Съгласно кодовата книга (Таблица 4.1, колона *Тип*) променливата *MEIM_1* е числова с размер 1,0 (*Numeric* (1.0)). Ето защо втората колона **Type** (Тип), в която е написано *Numeric*, в случая няма да се налага да се променя. В следващите две колони **Width** (Ширина) и **Decimals** (Дробна част) се въвеждат стойностите 1 и 0 (вместо 8 и 2). За колоните **Missing** (Липсващи), **Columns** (Колони), **Align** (Подравняване) и **Measure** (Измерване) стойностите, които са зададени по подразбиране се запазват.
- В колоната **Label** (Етикет) се поставя **етикет на променливата**, а не на нейните стойности. Етикетът може да е произволен текст, включително и на български език, който помага при ориентиране в "морето" от променливи. Възможно е да се напише като етикет зададеният въпрос от въпросника. В дадения пример е въведена част от въпроса: "Spend time to learn" (Отделено време за учене).
- Когато в колоната **Values** (Стойности) се кликне на думата "**None**" (Нито една) (виж курсора на Фигура 4.2) се появява малка сива кутийка с три точки.



Фигура 4.2 Файл с една променлива: *MEIM_1*



Фигура 4.3 Диалогова кутия за етикетите на стойностите за променливата

- При кликване в малката кутийка с три точки се появява нова диалогова кутия, представена на Фигура 4.3
- В този прозорец съгласно кодовата книга се въвеждат етикети за стойностите на всяка променлива.

  Например за променливата *MEIM_1*, която е във формат на Ликерт в последната колона на Таблица 4.1 се намират стойностите, които са: 1 – *напълно не съгласен,* 2 – *несъгласен,* 3 – *неутрално,* 4 – *съгласен,* 5 – *напълно съгласен*. Въпреки че IBM SPSS Statistics позволява да се въведе и на български език, понякога възникват проблеми с кирилизацията и вместо българския текст се появяват "маймунки". За да се избегнат подобни проблеми и за да е по-удобно при представяне на резултатите, е добре всички етикети да се въведат на английски език (*не* на "Методица" - български текст изписан с латински букви). В случая етикетите за стойностите са: 1 – *Strongly disagree,* 2 – *Disagree,* 3 – *Neutral,* 4 – *Agree,* 5 – *Strongly agree*.

- В полето **Value** (Стойности) на Фигура 4.3 се въвежда код 1.
- В полето **Label** (Етикет) се въвежда текст за кода съгласно кодовата таблица (Таблица 4.1): *Strongly disagree*. След това се кликва на бутона **Add** (Добави) (виж курсора на Фигура 4.3).
- Процедурата се повторя като се въвеждат и останалите кодове: 2, 3, 4 и 5 и съответните им етикети: *Disagree*, *Neutral*, *Agree* и *Strongly agree*.
- След това се кликва на бутона **OK**.

С това приключва въвеждането на информация за първата променлива *MEIM_1*.

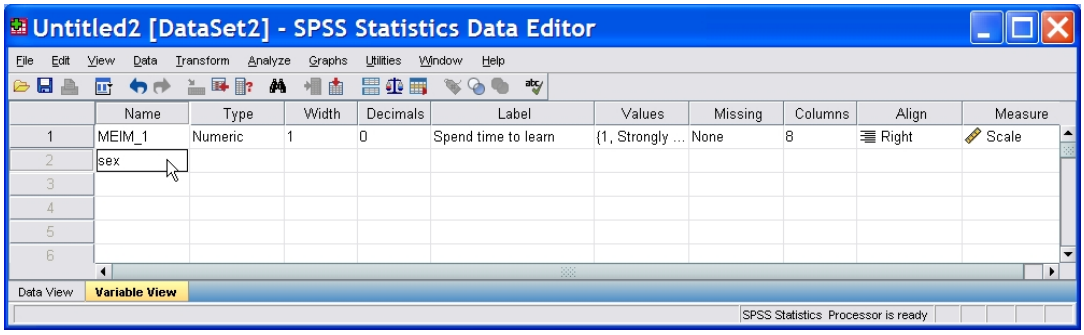
С всички изброени операции дотук *не е въведена* информацията от една цяла анкета, попълнена от изследваното лице, а *само е зададен видът* на една от променливите от матрицата на изследването.

Ако в горната процедура е допусната грешка при въвеждане тя се корегира с бутоните **Change** (Промени) и **Remove** (Премахни) на Фигура 4.3.

Зададени по подразбиране параметри са зададените предварително варианти на възможните отговори, които програмата автоматично установява в диалоговите прозорци ако изследователят не е направил друг избор за тях.

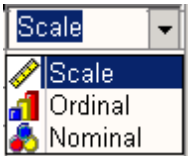
4.4.2 ДЕФИНИРАНЕ И ПОСТАВЯНЕ НА ЕТИКЕТ НА НОМИНАЛНА ПРОМЕНЛИВА

Въвеждането на информацията за номиналната променлива например *пол* от Таблица 4.1, наречена в матрицата променлива *sex* (виж Фигура 4.4) изисква изпълнението на следните „стъпки”:

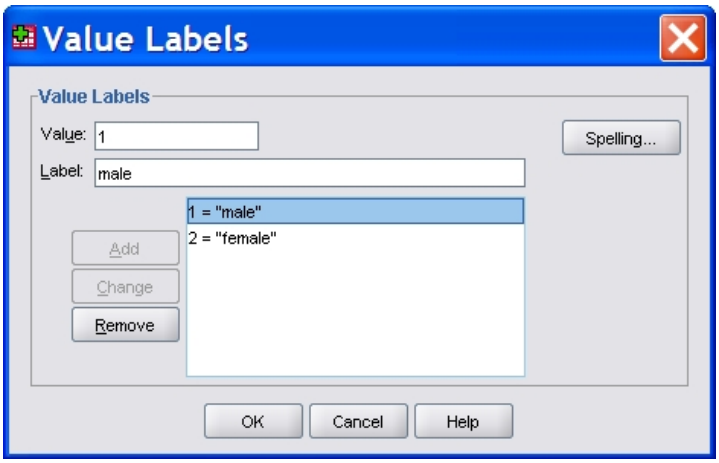


Фигура 4.4 Редактор на данни (Data Editor), лист: Изглед на променливи (Variable View), въвеждане на втора променлива *sex*.

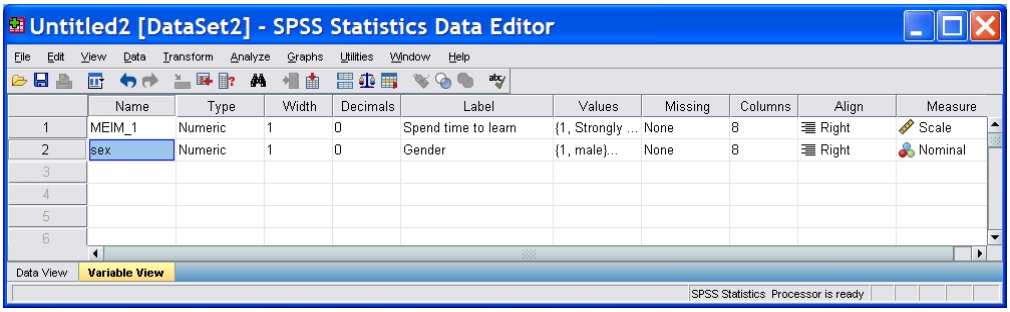
- Избира се отново клетката под **Name** (Име) и се написва в нея името на втората променлива *sex* (виж курсора на Фигура 4.4).
- Натиска се клавишът *Enter* (Въведи) на клавиатурата, което позволява да се пише в друга клетка.
- Колоната **Type** (Тип) остава непроменена.
- В колоните **Width** (Ширина) и **Decimals** (Дробна част) се въвеждат стойностите 1 и 0 съгласно кодовата книга (Таблица 4.1).
- В колоната **Label** (Етикет) се изписва следният етикет за променливата *sex*: **Gender**.
- Колоните **Missing** (Липсващи), **Columns** (Колони)и **Align** (Подравняване) остават без промяна.
- В последната колона **Measure** (Измерване) се кликва в дясно, за да се появи падащо меню с три опции за избор (Фигура 4.5).



Фигура 4.5 Избор на типа на променлива: интервална (Scale), ординална (Ordinal) или номинална (Nominal)



Фигура 4.6 Диалогова кутия за етикетите на стойностите за променливата *sex*



Фигура 4.7 Файл с две променливи: *MEIM_1* и *sex*

Таблица 4.3 Информация за променливите (в ляво) и за етикетите на техните стойности (в дясно)

Variable Information

Variable	Position	Label	Measurement Level	Column Width	Alignment	Print Format	Write Format
subjno	1	subject number	Nominal	6	Right	F3	F3
age	2	Age (in years)	Scale	6	Right	F2	F2
sex	3	Gender	Nominal	6	Right	F1	F1
ethnic_my	4	Ethnos: my ethnicity is	Nominal	13	Right	F1	F1
MEIM_1	5	Spend time to learn	Scale	8	Right	F1	F1
MEIM_2	6	Active in ethnical organizations	Scale	8	Right	F1	F1
MEIM_3	7	Clear sense of ethnic background	Scale	8	Right	F1	F1
MEIM_4	8	Think about group membership	Scale	8	Right	F1	F1
MEIM_5	9	Happy to be member	Scale	8	Right	F1	F1
MEIM_6	10	Sense of belonging to group	Scale	8	Right	F1	F1

Variables in the working file

Variable Values

Value		Label
sex	1	male
	2	female
ethnic_my	1	Bulgarian
	2	Turk
	3	Roma
	4	Jews
	5	Armenian
	6	Russian
	7	Pomak (Bulgarian musliums)
	8	Mixed
	9	other
MEIM_1	1	Strongly disagree
	2	Disagree
	3	Neutral
	4	Agree
	5	Strongly agree
MEIM_2	1	Strongly disagree
	2	Disagree
	3	Neutral
	4	Agree
	5	Strongly agree
MEIM_3	1	Strongly disagree
	2	Disagree
	3	Neutral
	4	Agree
	5	Strongly agree
MEIM_4	1	Strongly disagree
	2	Disagree
	3	Neutral
	4	Agree
	5	Strongly agree
MEIM_5	1	Strongly disagree
	2	Disagree
	3	Neutral
	4	Agree
	5	Strongly agree
MEIM_6	1	Strongly disagree
	2	Disagree
	3	Neutral
	4	Agree
	5	Strongly agree

- Избира се **Nominal** (Номинална), защото променливата *sex* е от този вид.
- Избира се колоната **Values** (Стойности). При кликване на името "None" (Нито една) се появява малка сива кутийка с три точки.
- При кликване в малката кутийка с три точки се появява нова диалогова кутия, представена на Фигура 4.6
- В полето **Value** (Стойности) се въвежда код **1**.
- В полето **Label** (Етикет) се въвежда съответния текст за този код съгласно кодовата таблица (Таблица 4.1): **male**. След това се натиска бутонът **Add** (Добави).
- В полето **Value** (Стойности) се въвежда код **2**.
- В полето **Label** (Етикет) се въвежда съответния текст за този код съгласно кодовата таблица (Таблица 4.1): **female**. След това се кликва на бутона **Add** (Добави). На Фигура 4.6 това вече е направено.
- След кликване на бутона **OK** се получава екранът, представен на Фигура 4.7.

4.4.3 ВИЗУАЛИЗАЦИЯ НА КОДОВАТА КНИГА

Матрицата на проведеното изследване е създадена след като се дефинират и въведат етикетите за всички променливи. За да се създаде матрица на изследването е необходима само кодовата книга, но *не* и самите данни. Ето защо е добре матрицата и кодовата книга да се създадат *преди* да започне събирането на данните.

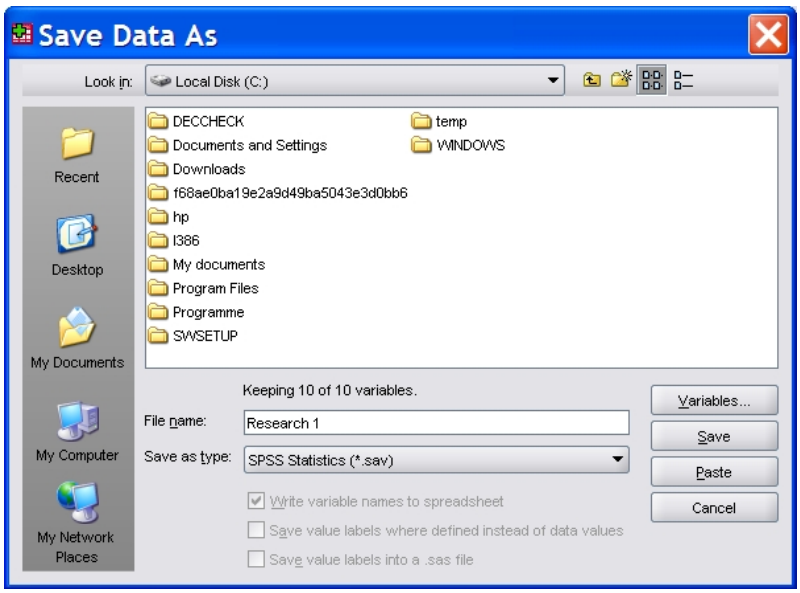
След като се създаде матрицата на изследването е хубаво да се разпечата. Информацията в кодовата книга и в матрицата на изследването трябва да е идентична. За това след като се разпечата е нужно тя да се провери.

По принцип в кодовата книга се съдържа първичната информация, така че ако има несъответствия трябва да се корегира **матрицата**, а не кодовата книга Докато не се получи пълно съответствие между информацията от кодовата книга и от матрицата въвеждането на данните не трябва да започва.

- Информация за матрицата може да се получи като се избере **File⇒Display Data File Information⇒Working File** (Файл⇒Покажи информацията за файла с данни⇒Работен файл) (виж Фигура 3.16).

Получават се двете таблици от Таблица 4.3. Информацията от тях е необходимо да се сравни с информацията от кодовата книга (Таблица 4.1). Това става най-лесно и бързо след като те се разпечатат и сравнят визуално.

4.4.4 ЗАПИСВАНЕ НА МАТРИЦАТА НА ИЗСЛЕДВАНЕТО



Фигура 4.8 Диалогова кутия за запис на текущ файл

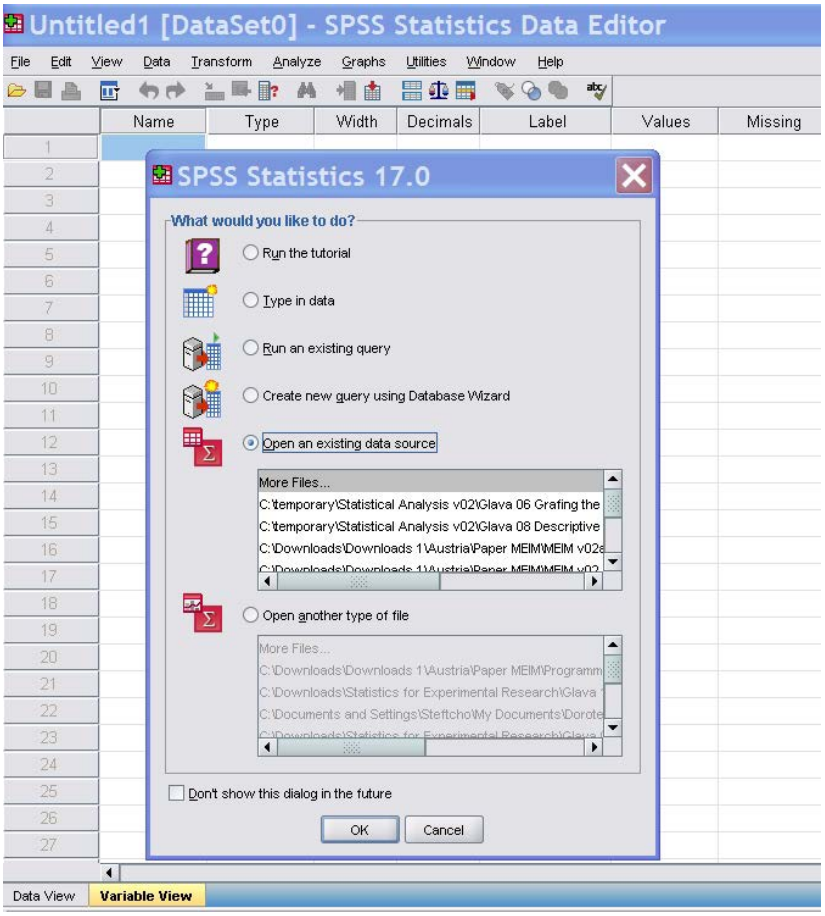
След като матрицата е създадена е необходимо тя да се запише под конкретно име, например *Research 1*, за да се извиква и в нея да се записват и добавят данни от съответното изследване. Това става като се изпълняват следните „стъпки":

- Избира се **File** ⇒ **Save as** (Файл ⇒ Запиши като) и се получава диалоговата кутия от Фигура 4.8.
- В раздела **Look in** (Погледни в) се избира директорията (папката), където е необходимо да се съхрани файлът с данни (матрицата на изследването).
- В кутията **File name** (Име на файла) се записва името на файла, в случая това е **Research 1**.
- След кликване на бутона **Save** (Запиши) матрицата се записва в тази директория.

4.4.5 ИЗВИКВАНЕ НА МАТРИЦАТА НА ИЗСЛЕДВАНЕТО

За да се работи с вече създадената матрица на изследването е необходимо тя да се извика, редактира като се добавя информация от нови изследвани лица и след това да се проведе статистически анализ с въведените данни. Има два начина да се извика вече създадената матрица *Research 1*.

1) Първият начин да се извика вече създаденият файл (матрица) включва следните „стъпки":



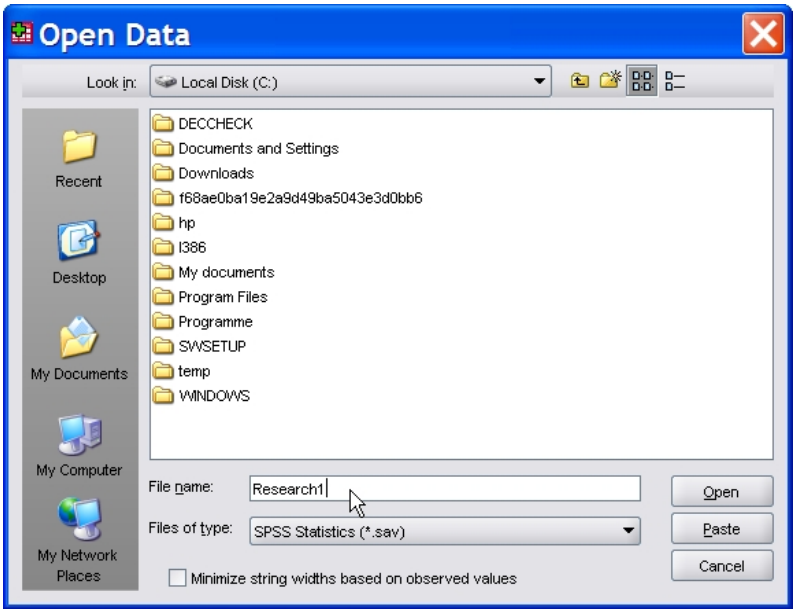
Фигура 4.9 Стартов прозорец на IBM SPSS Statistics

- Стартира се IBM SPSS Statistics и се появява диалогова кутия с надпис „***What would you like to do?***" (Какво бихте искали да направите?) (виж Фигура 4.9). Отива се в **Open an existing data source** (Отвори съществуващ източник на данни), където се намира списък на последните използвани от изследователя файлове.

- Ако е налице създаденият файл в списъка на последните файлове, с които изследователят е работил, файлът се селектира и се кликва на бутона **OK**, който се намира долу на екрана.
- Ако търсеният файл липсва в списъка се натиска бутонът **Cancel** (Отмени). В този случай се прилага другият метод за извикване на вече създадения файл.

2) Вторият начин да се извика вече създаденият файл (матрица) включва следните „стъпки":

- Стартира се IBM SPSS Statistics. Ако се появи диалогова кутия с надпис „***What would you like to do?***" (Какво бихте искали да направите?) се натиска бутонът **Cancel** (Отмени).
- Избира се **File** ⇒ **Open** ⇒ **Data** (Файл ⇒ Отвори ⇒ Данни) и се достига до диалоговата кутия от Фигура 4.10.
- В раздела **Look in** (Погледни в) се избира директорията (папката), в която е записан търсеният файл за работа.
- В кутията **File name** (Име на файла) се записва името на файла, в случая това е **Research 1**.
- В кутията файлът се селектира с бутона **Open** (Отвори).

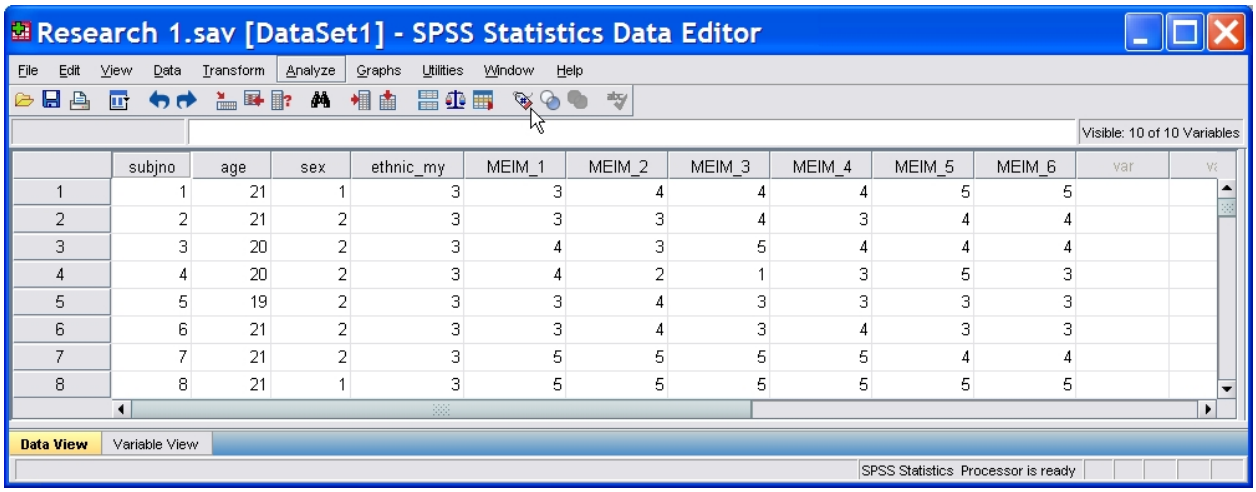


Фигура 4.10 Диалогова кутия за отваряне на вече създаден файл (матрица)

4.5 ВЪВЕЖДАНЕ НА ДАННИ ОТ ИЗСЛЕДВАНЕ

След като всички или част от анкетите са събрани започва въвеждането им във вече създадената матрица на изследването. За целта се извиква създаденият файл **Research 1** и се селектира листът: **Изглед на данните** (Data View) (виж Фигура 4.11).

На Фигура 4.11 са показани вече въведените данни за променливите на първите 8 изследвани лица. В Лентата с икони (Tool bar) *с курсор* е отбелязана иконата, в която може вместо числови стойности на променливите да се видят етикетите им. Другият начин това да се направи е като се избере долу в дясно листът: **Изглед на променливите** (Variable View). С иконата винаги може да се направи запис на текущия файл и изследователят да се върне към него по-късно. Времето, което е необходимо, за да се въведат събраните анкети зависи от обема информация, която съдържат. Опитът показва, че това на практика не става на един път, а обикновено отнема няколко дни. Работата по въвеждането на анкетите е доста бавна, трудоемка и изморителна, но и доста важна. Ако се допусне грешка на този етап, при въвеждането, ще се обработва грешна информация. Ето защо винаги след като данните са въведени е необходимо те да се проверят.



Фигура 4.11 Данни за първите 8 изследвани лица (респондента)

- В листа **Изглед на данните** (Data View) (Фигура 4.11) се въвеждат данните от изследването.
- В листа **Изглед на променливите** (Variable View) (Фигура 4.1–4.7) се въвежда информация за променливите, с които ще се описват данните.

4.6 ПРОВЕРКА НА ВЪВЕДЕНИТЕ ДАННИ

Преди да започне статистическият анализ, след като данните от изследването са въведени, е желателно да се провери дали са допуснати грешки при въвеждането. Понякога формалните грешки при въвеждане могат силно да изкривят резултатите от статистическия анализ. Например ако вместо 18 години са въведени 81. Това е класическа грешка при въвеждането, когато се разменят местата на двете цифри. При изчисляване на средната възраст на извадката тя ще се окаже силно завишена. Някои видове статистически анализи са много чувствителни към т. нар. *анормални*, т. е. *"откъснати" наблюдения*, които се откриват при проверка на данните. Ето защо е препоръчително, след като данните са въведени и матрицата на изследването е създадена, да се премине към тяхната проверка с цел да се открият, локализират и корегират грешките при въвеждането.

Анормалните наблюдения представляват екстремни наблюдения, на много голямо разстояние от другите наблюдения в разпределението.

Единственият начин да се проверят данните за допуснати грешки е те да се въведат два последователни пъти и след това двете матрици се сравнят. Ако двете матрици са идентични вероятността да се направи два пъти една и съща грешка е малка, възможно е да се твърди, че данните са въведени правилно. При малки извадки това е възможно да се направи, но на практика се използва рядко, защото е доста обемиста работа.

Друг от възможните подходи за относително бързо и лесно откриване на *някои* от грешките при въвеждане, но не и всички е следният. На практика той се прилага, защото е по-лесен начин за откриване на грешки при въвеждане на данните. Той е лимитиран до откриване на грешките, които са извън допустимия диапазон за всяка променлива. Проверката на въведените данни условно може да се раздели на **три етапа**:

1. **Проверка за грешки.** Необходимо е да се провери дали всяка от променливите се намира в допустимия диапазон (между минималната и максималната стойност). Например въведената променлива за пол *sex*, за която са зададени в кодовата книга и в матрицата: 1 - *male* 2 - *female*. Всяка друга стойност за *sex* освен 1 и 2 е грешка при въвеждането, т. е. ако има стойност 0 или 3. Ако обаче по погрешка вместо 1 е въведено 2 и/или е допусната обратната грешка, чрез анализ на

диапазона на променливата тя *не* може да се открие. Подобни грешки се откриват *само* ако се въведат отново данните и двете матрици се сравнят.

2. **Локализиране на грешка в матрицата на изследването (файла с данните).** След като е установено, че има грешка при въвеждането на данните, необходимо е да се открие точно къде се намира тя. При малки матрици, когато изследването се състои от няколко въпроса и извадката не е голяма, това е по-лесно да се направи. При извадка от 400 човека обаче и при анкета от 120 въпроса, матрицата се състои от 400 реда и от 120 колони или от $400 \times 120 = 48000$ клетки (елемента). В този случай задачата да се открие конкретно число между 48 000 числа не е толкова лесна.
3. **Корегиране на грешка в матрицата на изследването (файла с данните).** Това е крайната цел след като изследователят е разбрал, че има грешка при въвеждането (първи етап) и я е локализирал (втори етап).

Трите етапа са разгледани на практически пример, в който *умишлено* са допуснати грешки при въвеждане с цел да се: **(1)** идентифицират, **(2)** локализират и **(3)** корегират.

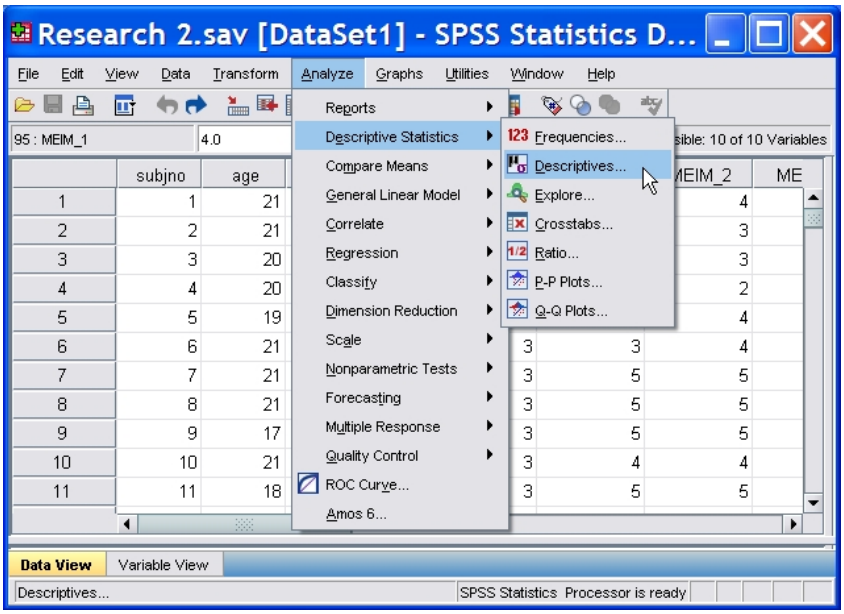
4.6.1 ПРОВЕРКА ЗА ГРЕШКИ ПРИ ВЪВЕЖДАНЕТО

За да се "усетят" данните, да се проверят за грешки при въвеждането или при попълването на въпросниците от изследваните лица е най-препоръчително да се използва командата **Descriptives** (Дескриптивна статистика) на IBM SPSS Statistics. Необходимо е да се премине през следните „стъпки":

ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДАТА DESCRIPTIVES (ДЕСКРИПТИВНА СТАТИСТИКА)

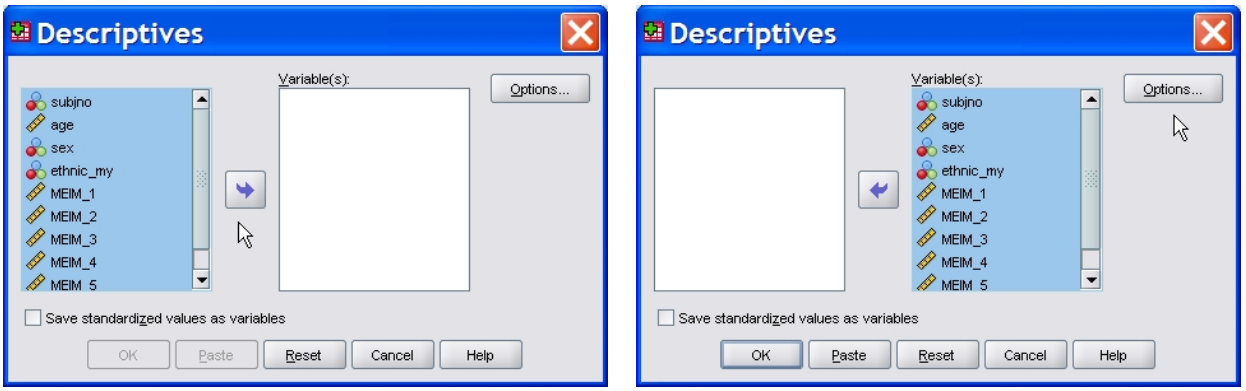
Процедурата за получаване на информация за матрицата на изследването с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- Избира се **Analyze** ⇒ **Descriptive Statistics** ⇒ **Descriptives** (Анализ ⇒ Дескриптивни Статистики ⇒ Дескриптивни статистики) (виж Фигура 4.12) и се появява диалоговата кутия от Фигура 4.13а.

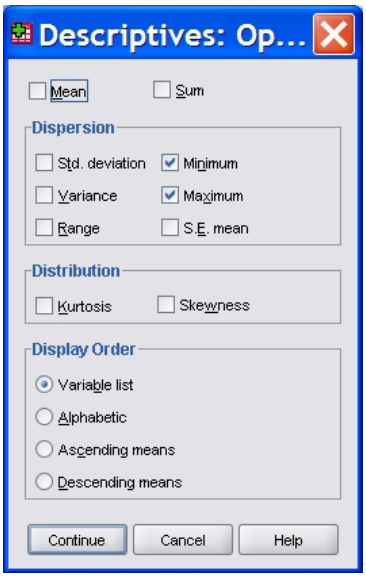


Фигура 4.12 Меню *Analyze* (Анализ) и избор на опцията *Descriptives* (Дескриптивни статистики)

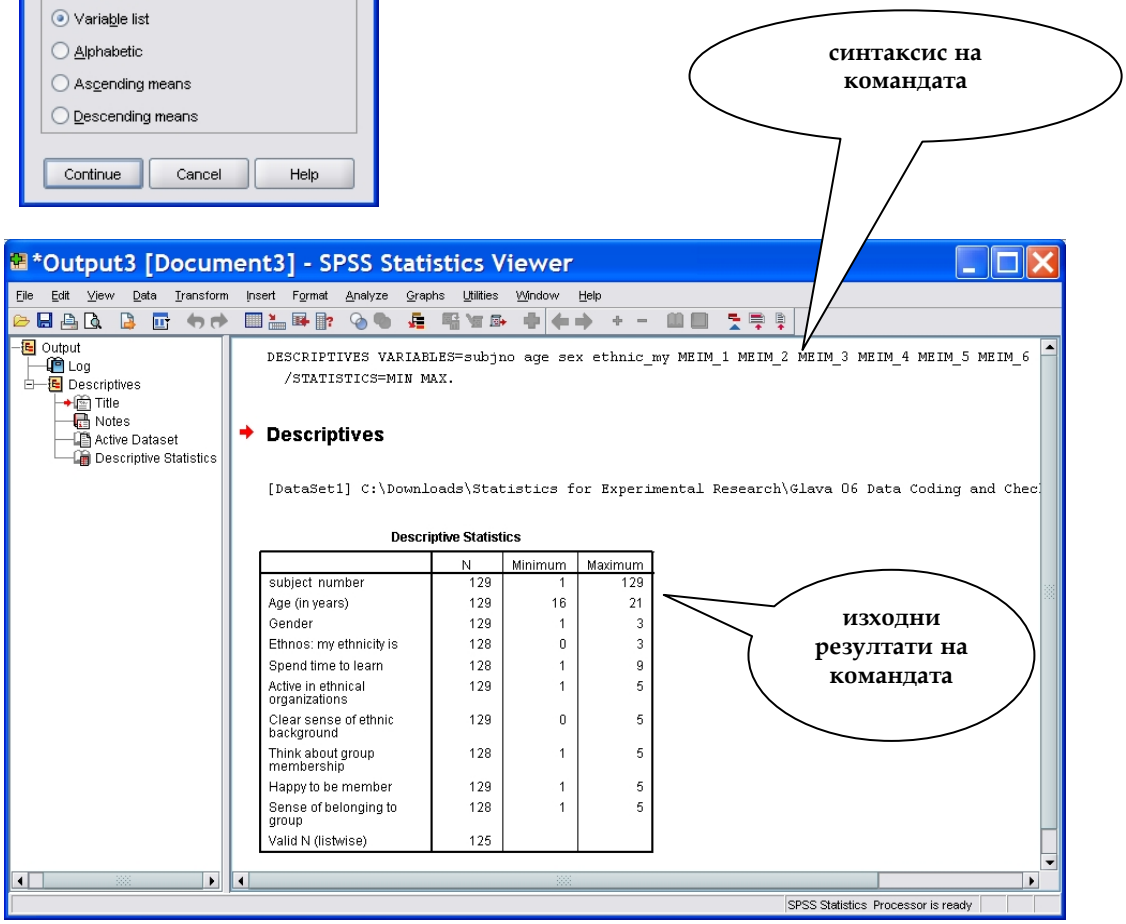
- Селектират се променливите, за които е необходимо да се проведе описателната (дескриптивната) статистика. Те се селектират една по една или едновременно, чрез потъмняване (highlight). За целта се отива най-горе в началото на лявата кутия с променливи и като се държи *левият* клавиш на мишката се придвижва надолу докато се *изберат* всички променливи от кутията (виж Фигура 4.13а).



Фигура 4.13 *Descriptives* (Дескриптивни статистики) **(а)** преди и **(б)** след селектиране на променливите за анализ



Фигура 4.14 *Descriptives*: *Options* (Дескриптивна статистика: Опции)



Фигура 4.15 Навигатор на резултати (Viewer) за *Descriptives* (Дескриптивни статистики)

- Кликва се на бутона със **стрелка**, която сочи надясно (виж курсора на Фигура 4.13а) и диалоговата кутия изглежда като представената на Фигура 4.13б.
- Необходимо е *всички* променливи да са преместени от левия прозорец в десния. Ако е трудно да се преместят едновременно може да се преместят една по една.
- Избира се бутонът **Options** (Опции), който е посочен с курсора на Фигура 4.13б. Достига се до нова диалогова кутия подобна на тази от Фигура 4.14.
- Деселектира се **Mean** (Средноаритметично) (най-горе) и от раздела *Dispersion* (Разсейване) **Std. deviation** (Стандартно отклонение). Това е необходимо, защото за номинални променливи, например *sex*, не се прилагат понятията като средна стойност и дисперсия. За тях те са безсмислени. В раздела *Display Order* (Ред на показване) се селектира балонът **Variable list** (Списък на променливите).
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) на Фигура 4.14 за връщане към диалоговата кутия от Фигура 4.13б.
- Кликва се на бутона **OK** на Фигура 4.13б и се изпълнява командата. Резултатът от нея е показан на Фигура 4.15, като в първата колона на таблицата са дадени етикетите на променливите. На практика обаче е по-практично да се разполага с информацията за имената на анализираните променливи, както е показано по-долу.

СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
DESCRIPTIVES VARIABLES = subjno age sex ethnic_my
                         MEIM_1 MEIM_2 MEIM_3 MEIM_4 MEIM_5 MEIM_6
   /STATISTICS=MIN MAX.
```

ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

Descriptive Statistics

	N	Minimum	Maximum
subjno	129	1	129
age	129	16	21
sex	129	1	3
ethnic_my	128	0	3
MEIM_1	128	1	9
MEIM_2	129	1	5
MEIM_3	129	0	5
MEIM_4	128	1	5
MEIM_5	129	1	5
MEIM_6	128	1	5
Valid N (listwise)	125		

брой на изследваните лица, за които няма липсващи данни

ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Резултатът от програмата е даден в таблицата **Descriptive Statistics** (Дескриптивни статистики). В нея се съдържа дескриптивната статистика на всички селектирани променливи, в случая десет. За всяка от тях е дадена следната информация:

- Първата колона съдържа информация за анализираните променливи. Най-долу е добавен редът с име **Valid N (listwise)** (Валиден брой), за който в следващата колона **N** (Брой) стои числото 125. Това е броят на анкетираните, за които има пълна информация. Те са отговорили на *всички* въпроси.
- В колоната **N** (Брой) е даден броят на изследваните лица, за които няма липсващи данни. Те са отговорили на зададения въпрос.
- Следващите две колони **Minimum** (Минимум) и **Maximum** (Максимум) дават информация за диапазона на изменение на всяка променлива и помагат да се открият грешките при въвеждане на данните. Двете числа се сравняват с информацията от кодовата книга (Таблица 4.1). Ако информацията съвпада няма очевидни грешки при въвеждането. За всяка променлива от изследването информацията е следната:
  - ☐ Променливата ***age*** е в диапазона от 16 до 21. Изследователят знае дали изследваните лица са в този възрастов диапазон или не.

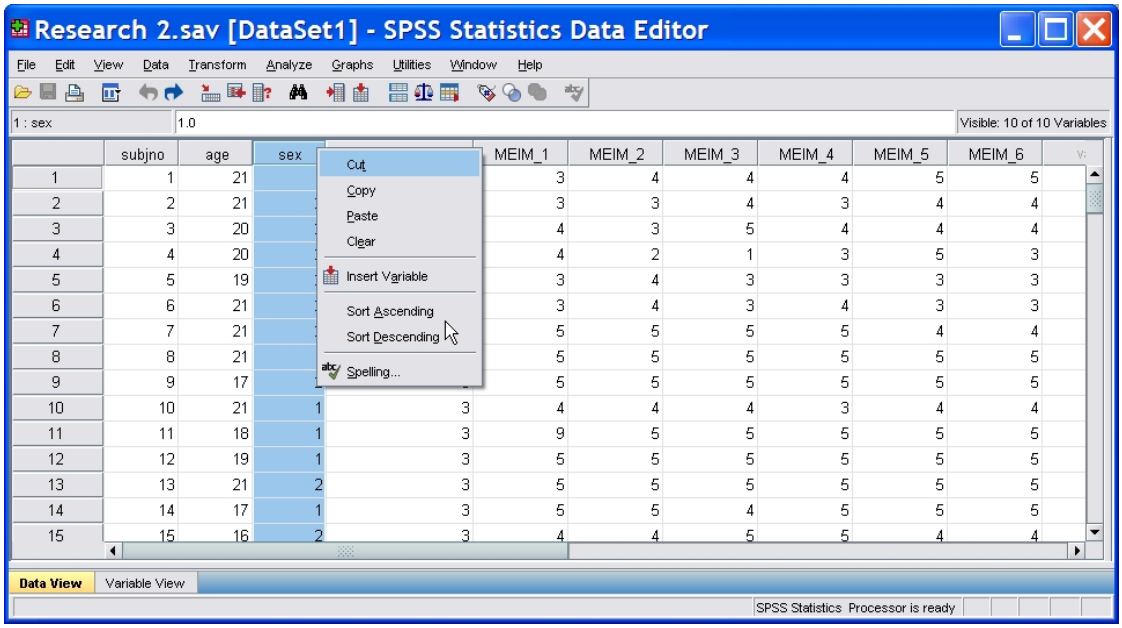
- ☐ Променливата ***sex*** е в диапазона от 1 до 3. Съгласно кодовата книга (Таблица 4.1) тя съдържа само две стойности: *1 - male 2 – female*. Това означава, че има въведена грешна стойност 3.
- ☐ Променливата ***ethnic_my*** е в диапазона от 0 до 3. Съгласно кодовата книга (Таблица 4.1) тя включва девет стойности: 1 - българин, 2 - турчин, 3 - ром, 4 - евреин, 5 - арменец, 6 - руснак, 7 - помак, 8 - смесена, 9 - друга. Това означава, че въведената в матрицата стойност 0 е грешна.
- ☐ За останалите 6 променливи от *MEIM_1* до *MEIM_6* съгласно кодовата книга (Таблица 4.1) допустимият диапазон е от 1 до 5. Съгласно таблицата обаче за *MEIM_1* е налице недопустима или грешна стойност 9, а за *MEIM_3* стойност 0. При останалите променливи не са допуснати грешки при въвеждането.

4.6.2 НАМИРАНЕ И КОРЕГИРАНЕ НА ГРЕШКИ ПРИ ВЪВЕЖДАНЕ

След като е открито, че има в матрицата на изследването отговори, които са извън допустимия диапазон, следващата стъпка е те да се локализират в самата матрица. При желание е възможно да се разгледа цялата матрица и да се направи опит за визуално откриване къде са грешните числа. Това обаче има смисъл при малки матрици и ако изследователят не е изморен. Има различни начини това да стане по-елегантно и надеждно. Един от начините за локализиране на стойност, която е извън диапазона с помощта на IBM SPSS Statistics е следният:

☐ Процедурата за локализиране на стойност, която е извън диапазона на зададените стойности включва следните „стъпки”:

- Отваря се матрицата на изследването на **Изгледа с данните** (Data View) на **Редактора на данните** (Data Editor) представен на Фигура 4.16.
- Кликва се на името на колоната (името на променливата), в която е необходимо да се редактира грешен запис. Нека това е променливата *sex*. Колоната автоматично се потъмнява.

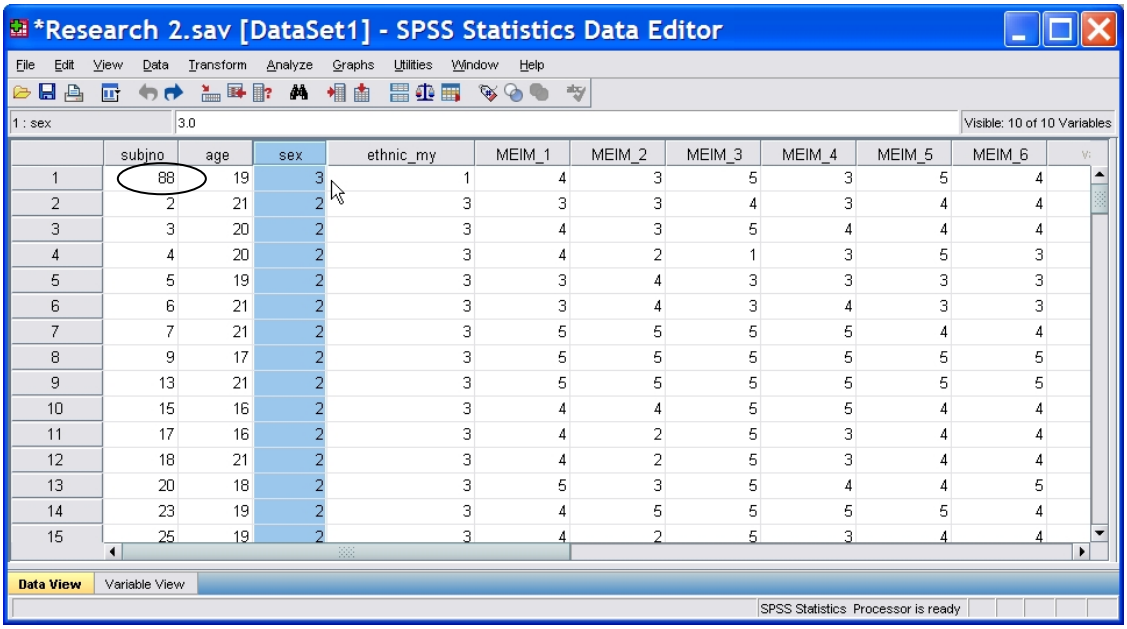


Фигура 4.16 Командата *Sort Descending* (Сортирай в низходящ ред) за променливата *sex*

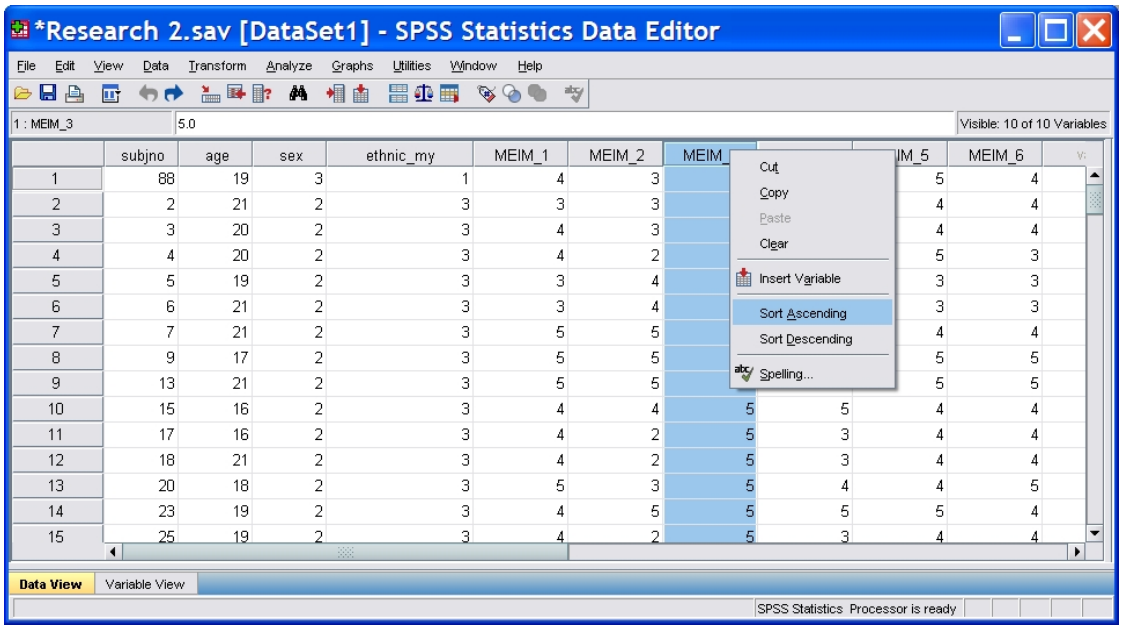
- Кликва се на десния клавиш на мишката и се появява падащо меню от Фигура 4.16. Използват се две опции: **Sort Ascending** (Сортирай във възходящ ред) и **Sort Descending** (Сортирай в низходящ ред) (виж курсора). Те позволяват да се сортира извадката в нарастващ или в намаляващ ред. Тъй като грешките при въвеждането са

в следствие на въведени стойности, които са извън допустимия диапазон, те са най-малките или най-големите числа и след сортирането са винаги най-горе на екрана.

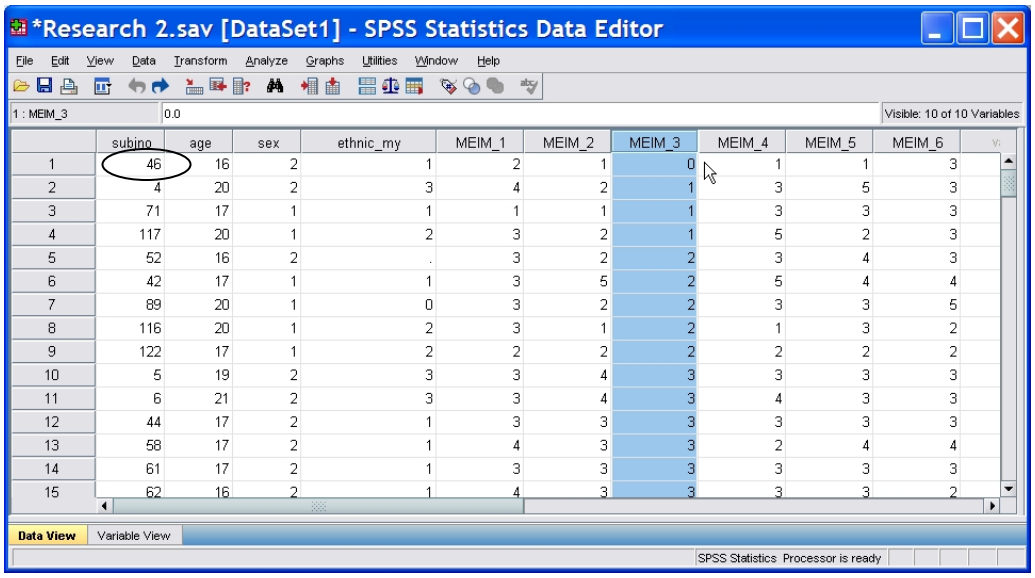
- За променливата *sex* е въведена стойност 3 при допустим диапазон 1 и 2. Числото 3 е най-голямото и затова се избира **Sort Descending** (Сортирай в низходящ ред) и се получава информацията, представена на Фигура 4.17.
- Открито е, че е допусната грешка при въвеждането в 88-ма анкета (числото в първата колона представлява поредния номер на изследваното лице), която на екрана е най-горе.
- След като проблемната анкета е идентифицирана трябва да се отвори самата анкета, която е на хартиен носител и да се види какъв е правилният код: 1 или 2 и след това да се въведе на мястото на грешния код 3 (виж курсора).



Фигура 4.17 Резултатът от изпълнението на командата *Sort Descending* (Сортирай в низходящ ред) за променливата *sex*



Фигура 4.18 Командата *Sort Ascending* (Сортирай във възходящ ред) за променливата *MEIM_3*



Фигура 4.19 Резултатът от изпълнението на командата *Sort Ascending* (Сортирай във възходящ ред) за променливата *MEIM_3*

Нека този път е необходимо да се корегира променливата *MEIM_3*. Това става като се следват следните „стъпки”:

- Съгласно кодовата книга допустимият диапазон е от 1 до 5, а реалният диапазон съгласно матрицата е от 0 до 3. Грешката при въвеждането е числото **0**, което е извън допустимия диапазон от 1 до 5.
- Повтарят се стъпките, които са направени за променливата ***sex***. Тъй като обаче числото 0 е най-малкото, се избира другата опция: **Sort Ascending** (Сортирай във възходящ ред), за да се появи наблюдението с код 0 най-отгоре на екрана (виж курсора). На Фигури 4.18 и 4.19 са показани екраните с получените резултати.
- Открито е, че грешката при въвеждането за променливата *MEIM_3* е в 46-та анкета (числото в първата колона, представлява поредния номер на изследваното лице), която на екрана е най-горе.
- След като проблемната анкета (46-та) е идентифицирана, трябва да се отвори самата анкета, която е на хартиен носител и да се види какъв е правилният код, който трябва да е между 1 и 5. След това е необходимо той да се въведе на мястото на грешния код 0.

4.7 ОБОБЩЕНИЕ

Подготовката на файла с данни за статистически анализ се състои от няколко части. *Първо* се създава файл с данни. След това се *въвеждат събраните данни* съгласно дефинираната от изследователя кодова книга. Следва *проверка за грешки*, тяхното локализиране и корегиране.

Преговор: ***Ключови думи и термини*** по азбучен ред, *виж*: Тълковния речник

анормални наблюдения	изглед на променливи	зададени по подразбиране параметри
база от данни	измерване	променлива
данни	кодиране	редактор на данни
дескриптивна статистика	кодова книга	стрингова променлива
диалогова кутия	липсващи стойности	числова променлива
етикет на стойност	матрица	
изглед на данни	матрица с данни	

5 Работа с база данни. Изчисляване на скала

5.1 Въведение 145
5.2 Видове променливи в IBM SPSS Statistics 146
5.3 Създаване на нови променливи 147
5.4 Изчисляване на скали 153
5.5 Обобщение 162

5.1 Въведение

В Глава 4 са разгледани основните стъпки при въвеждане на данни от хартиен носител в цифров вид, за да се създаде матрица на изследването за анализ от статистически пакет, в случая в IBM SPSS Statistics. След това настъпва най-творческият етап в изследването - провеждане на статистическия анализ на данните. За съжаление не винаги е възможно направо да се премине към него. Проблемът е в това на кои данни е необходимо да се проведе статистически анализ. Например ако е необходим анализ на променливата *sex*, която е разгледана в Глава 4 (виж Таблица 4.1 и Фигура 4.4), изследователят разполага с цялата информация за нея в матрицата на изследването и статистическият анализ може да се проведе. Ако обаче е необходимо да се проведе анализ на *скалата* за етническа идентичност това не е възможно, защото в матрицата не съществува такава променлива.

В матрицата на изследването е въведена т. нар. **първична, необработена информация** или **данни**, която се получава непосредствено при въвеждане на анкетите. На практика обаче научните хипотези са формулирани относно скрити променливи, които не се измерват непосредствено и съответно не се въвеждат непосредствено от анкетите, а е необходимо да бъдат създадени от изследователя. Това е т. нар. **вторична информация**, която се получава от обработката и преобразуванията на първичните данни.

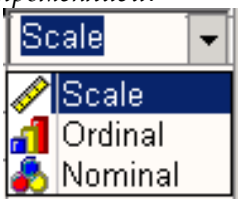
В тази глава са разгледани въпросите за създаване на нови, вторични променливи на основата на съществуващите променливи. Разгледано е как се създават най-често използваните при статистическия анализ нови променливи, които обикновено са променливи във формат на Ликерт и обединяват информацията от няколко въпроса във формат на Ликерт. Техниката за преобразуване на първични данни във вторични е известна като **работа с база данни** и понякога отнема доста време и изисква

математически и логически знания и умения. Ето защо са разгледани само базовите знания необходими, за да се създадат необходимите за проверка на научните хипотези нови променливи.

При създаването на новите променливи *няма* да се променя първичната информация. Само ще се създава и добавя нова вторична информация, която се получава от наличната първична информация. Командите за работа с данни в IBM SPSS Statistics се намират в менюто **Transform** (Преобразуване) (Фигура 3.20) на Лентата с инструменти за Редактора на статистическите данни.

5.2 ВИДОВЕ ПРОМЕНЛИВИ В IBM SPSS STATISTICS

За да се разбере или "усети духът" на дадена променлива е важно да се знае скалата, с която тя е измерена. В зависимост от **скалата на измерване** или **нивата на измерване** стойностите на променливата означават различни неща. Например числото **2** може да означава: **(а)** оценка на ученик от изпит, **(б)** изследваният ученик е момче или **(в)** изследваният ученик е на второ място в класа по успех. За да се направи разлика между трите смисъла на числото **2** е необходимо да се знае с каква скала е измерена съответната променлива. Общоприето е, че съществуват четири типа скали за измерване на променливи (Глава 1): **(a) номинални** скали, които са с най-малка точност на измерване, **(b) ординални**, наредени или рангови скали, **(c) интервални** скали и **(d) пропорционални** скали, които са с най-голяма точност на измерване. Променливите, измерени с номинална, ординална (рангова), интервална или пропорционална скали се наричат съответно *номинални, ординални (рангови), интервални* и *пропорционални променливи*.



Разгледаните *четири* традиционни скали обаче ***не*** съвпадат с тези, които IBM SPSS Statistics използва. Пакетът използва следните *три* термина за нивата или вида на измерване на променливите: **номинални**, **ординални** и **метрични променливи**.

Към **Scale** (Метрична) се отнасят всички променливи, които могат да се измерят с метър. Това са **интервалните** и **пропорционалните променливи**. Към **Ordinal** (Ординална) се отнасят всички променливи, които могат да се **степенуват**, както е нарисувано – висок, по-висок, най-висок. Към **Nominal** (Номинална) се отнасят тези променливи, които образуват **категории**, както е нарисувано – червен, син и зелен кръг (статистическият пакет е цветен).

Таблица 5.1 Нива на измерване или вид на променливи

Вид скала	*Дефиниция*	*Термин в IBM SPSS Statistics*	*Дефиниция в IBM SPSS Statistics*
номинална	две или повече неподредени категории	**номинална**	две или повече неподредени категории
ординална	подредени нива с различно разстояние между тях	**ординална**	подредени нива с не нормално разпределение
интервална *и* **пропорционална**	*интервални*: подредени нива с еднакво разстояние между тях, но няма истинска нула *пропорционални*: подредени нива с еднакво разстояние между тях и с истинска нула	**метрична**	поне 5 подредени нива (например: Ликерт-формат) с приблизително нормално разпределение

Когато се създава матрицата на изследването изследователят е необходимо да зададе един от тези три вида (нива) за всяка от променливите (виж Фигура 4.5). Правилният избор на вида на променливата помага в следващия етап на статистически анализ – в

избора на подходящ статистически тест. В Таблица 5.1 е дадена съпоставка между различните видове променливи.

5.3 СЪЗДАВАНЕ НА НОВИ ПРОМЕНЛИВИ

В раздела се разглежда как се съставя *нова* променлива (вторична информация) на основата на *вече съществуваща* променлива (първична информация) в матрицата на изследването. В следващия Раздел 5.4 е разгледано как се съставя *нова* променлива на основата на ***няколко*** *съществуващи* променливи в матрицата на изследването.

Един от най-често използваните начини за създаване на нова променлива е чрез промяна на кодовете на вече съществуваща променлива с командата **Recode** (Прекодирай) (Фигура 3.20). Най често това се налага при следните три случая:

- Когато променливата от скалата е кодирана в обратна последователност се налага създаването на ревърсна (по стойност) променлива.
- Когато е необходимо да се преобразува една интервална в ординална променлива.

  Например на основата на променливата *age* (възраст), която може да е в диапазона 14-21 е необходимо да се създаде нова променлива *agegroup* (възрастова група), която да има само две групи, непълнолетни (под 18 години) и пълнолетни (останалите ≥18 години).
- При промяна на кодовете на липсващите данни, например от код (.) на код 99.

5.3.1 СЪЗДАВАНЕ НА РЕВЪРСНА ПРОМЕНЛИВА ОТ ОБРАТНО-ФРАЗИРАН ВЪПРОС

В много от скалите за измерване на различни социални характеристики въпросите са зададени така, че респондентите да не се влияят от възможните им отговори, а да отговарят максимално правдоподобно. В някои скали, които се състоят от няколко въпроса се включват т. нар. **обратно-фразирани въпроси**. При изчисляването на скалите обаче обратно-фразираните въпроси имат негативна връзка или корелация (виж Глава 10) с останалите въпроси от скалата, което намалява нейната надеждност (виж Глава 8). Именно затова е необходимо да се създадат нови обърнати по стойност променливи като се следва моделът на другите въпроси от скалата. С цел да се извърши преобразуването се създава нова **ревърсна променлива** от обратно-фразирани въпроси. Тя се нарича още и ревърсна по стойност променлива. Обратно-фразираният въпрос представлява първична информация, от която се създава първичната променлива, а след това се изчислява ревърсната променлива, която по-късно се анализира.

- **Обратно-фразираният въпрос** има негативна корелация по отношение на другите въпроси, които формират скалата на измерване.
- Кодовете на **ревърсната променлива** са обратни по отношение на обратно-фразираната променлива (въпрос). За това тя се нарича също така и ревърсна по стойност променлива.
- ***Пример*:** нека *обратно-фразираната променлива* (въпрос) е във формат на Ликерт с 5 нива на отговор и има следните кодове: *1 – силно съгласен, 2 – съгласен, 3 – неутрален 4 – несъгласен и 5 – силно несъгласен*. Тогава *ревърсната променлива* ще има следните кодове: *1 – силно несъгласен, 2 – несъгласен, 3 – неутрален, 4 – съгласен и 5 – силно съгласен*.

  При нечетен брой кодове средният код (третият в този пример) не се променя.

Ревърсни променливи се създават в скалата за "*самооценка*" (self-esteem), която се състои от 10 въпроса и е разработена и апробирана от М. Розенберг (Rosenberg, 1965). Изследваните лица отговарят чрез 5-степенна скала във формат на Ликерт от: 1 – "силно несъгласен" до 5 – "силно съгласен". Тъй като въпросите (айтъмите) 3, 5, 8, 9 и 10 (виж Кутия 5.1) са обратно-фразирани е необходимо да се създадат нови ревърсни променливи, за да се изчисли скалата. Всеки въпрос е кодиран в матрицата по следния начин: първи въпрос: *SE_1*; втори въпрос: *SE_2*; ..., десети въпрос: *SE_10*. Това е

първичната информация. В примера е показано как от обратно-фразиран въпрос – *SE_3* се създава ревърсната променлива, която се обозначава като *SE_3R*. По аналогия е необходимо да се направят ревърсните въпроси и за останалите променливи (5, 8, 9 и 10) и след това да се изчислява скалата за самооценка.

Кутия 5.1 Ръководство за скала за *самооценка* (Ганева, 2010; Ganeva & Rastikova, 2013)

Измерване. Приложена е скалата за самооценка (self-esteem) (Rosenberg, 1965), която се състои от 10 въпроса от М. Розенберг. Изследваните лица отговарят чрез 5 – степенна скала във формат на Ликерт от: 1 – силно несъгласен до 5 – силно съгласен с 3 – неутрално мнение.

1		Чувствам, че съм човек с достойнство или поне съм равен с останалите.
2		Чувствам, че имам доста добри качества.
3	**[R]**	Като цяло съм принуден да чувствам, че съм се провалил.
4		Способен съм да правя неща толкова добре, колкото и повечето от другите хора.
5	**[R]**	Чувствам, че нямам много с какво да се гордея.
6		Имам положителна нагласа към себе си.
7		Като цяло се чувствам удовлетворен от себе си.
8	**[R]**	Бих искал да чувствам по-голямо уважение към себе си.
9	**[R]**	Понякога се чувствам безполезен.
10	**[R]**	Понякога мисля, че изобщо не се справям.

Отговорите на въпросите са кодирани като:
1 – силно несъгласен, 2 – несъгласен, 3 – неутрален, 4 – съгласен и 5 – силно съгласен
Тъй като въпроси 3, 5, 8, 9 и 10 са *обратно-фразирани* **[R]**, то техните *ревърсни по стойност променливи* се кодират в обратна последователност и за тях кодовете са:
1 – силно съгласен, 2 – съгласен, 3 – неутрален 4 – несъгласен и 5 – силно несъгласен

Изчисляване: Резултатът от скалата представлява сума от десетте отговора като за въпроси: 3, 5, 8, 9 и 10 се анализират ревърсните *(reverse)* **[R]** по стойност променливи (отговори). Сборът варира между 10 (минимум) и 50 (максимум).

Интерпретация: Ниските стойности (под 30) по скалата са индикатор за ниска самооценка. Резултати между 30 и 43 показват реална самооценка.

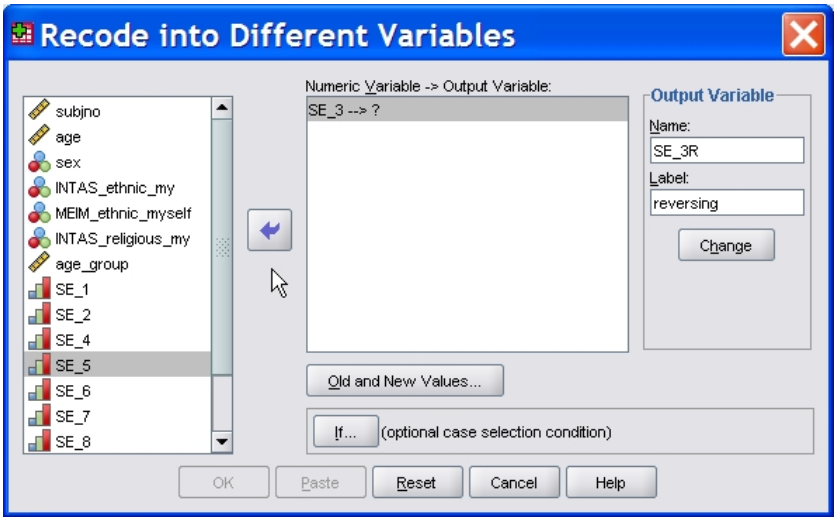
В Кутия 5.1 е дадено ръководството за скалата за *самооценка*, което включва: десетте въпроса, които я формират, информация за обратно-фразираните въпроси и инструкция как се изчислява и интерпретира тя.

ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДАТА RECODE INTO DIFFERENT VARIABLES (ПРЕКОДИРАЙ В ДРУГИ ПРОМЕНЛИВИ)

Процедурата за създаване на нова ревърсна променлива от обратно-фразирана променлива с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

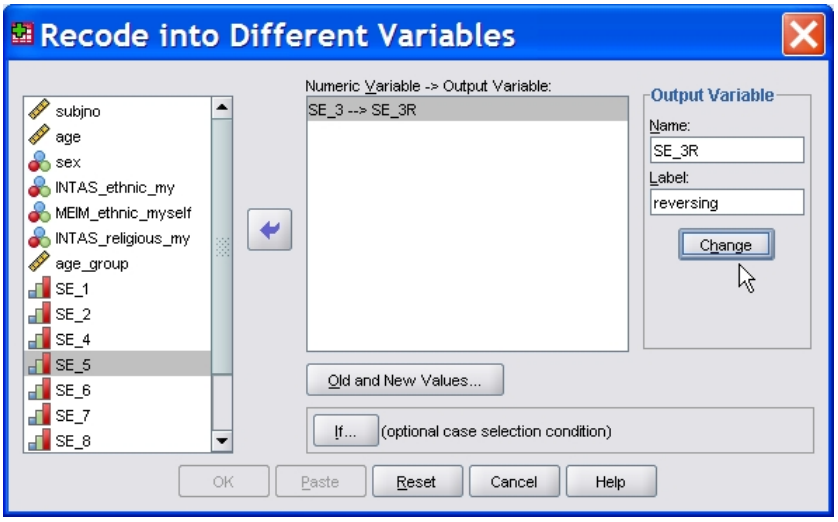
- Избира се **Transform ⇒ Recode into Different Variables** (Преобразуване ⇒ Прекодирай в други променливи) (Фигура 3.20) и се достига до диалоговата кутия от Фигура 5.1.
- Кликва се на променливата *SE_3* от списъка с променливи в матрицата, който е в лявата кутия и със стрелката в центъра на екрана (виж курсора) се премества в кутията *Numeric Variable → Output Variable:* (Числова променлива → Изходна променлива).
- Кликва се на променливата *SE_3*, която вече е в кутията и тя става сива на цвят. Тъй като на Фигура 5.1 тя вече е селектирана е в тъмен цвят.

- Кликва се на кутията *Name* (Име) от раздела *Output Variable* (Изходна променлива) в дясно на екрана и в нея се написва името на новата променлива: *SE_3R*. По правило името на новата променлива съвпада с името на първичната променлива, но накрая се добавя буквата *R* от английската дума *Reversing* (обратно).
- В кутията *Label* (Етикет) се написва етикетът (коментарът) към новата променлива, например *reversing*. (На Фигура 5.1 това вече е направено).



Фигура 5.1 Диалогова кутия на смяна на кодове за нова променлива на командата *Recode into Different Variables* (Прекодирай в други променливи)

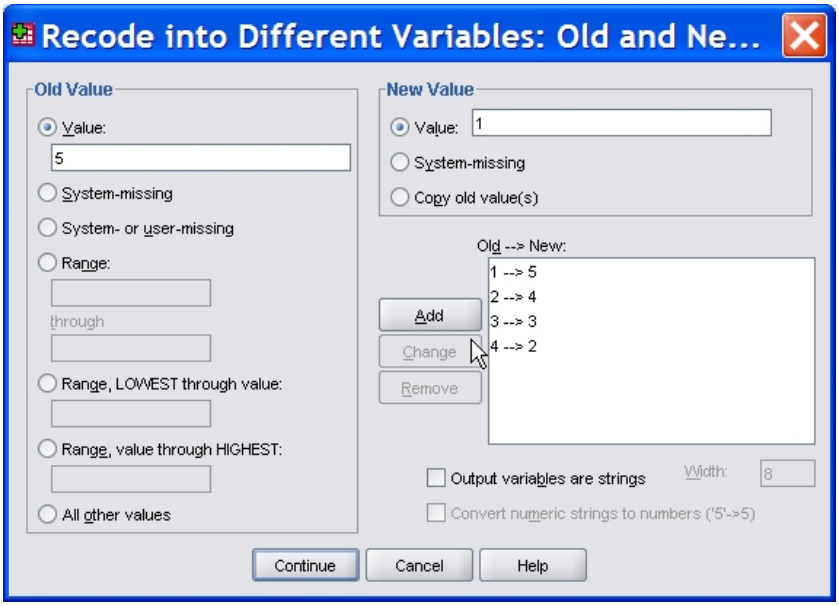
- Кликва се на бутона **Change** (Промени), който се намира непосредствено под кутията *Label* (Етикет) и се получава диалоговата кутия от Фигура 5.2.
- В кутията *Numeric Variable* → *Output Variable* (Числова променлива → Изходна променлива) вече е дефинирано името на новата променлива.



Фигура 5.2 Диалогова кутия на смяна на кодове за нова променлива на командата *Recode into Different Variables* (Прекодирай в други променливи) (Продължение)

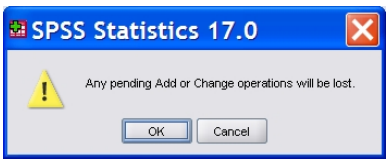
- Кликва се на бутона **Old and New Values** (Стари и нови стойности), който се намира непосредствено под кутията *Numeric Variable*→*Output Variable* (Числова променлива →Изходна променлива) и се получава диалоговата кутия от Фигура 5.3.
- От раздела *Old Value* (Стара стойност) се селектира балонът **Value** (Стойност) и в кутията под него се написва старият код **5**. За ревърсните променливи те са в обратна последователност (виж Кутия 5.1) и са следните (стар→нов): 5→1, 4→2, 3→3, 2→4 и 1→5.
- От раздела *New Value* (Нова стойност) се селектира балонът **Value** (Стойност) и в кутията под него се написва новият код **1**.
- Селектира се бутонът **Add** (Добави) (виж курсора) и в кутията *Old→New* (Стар→Нов) се появява 5→1.

- Горните стъпки се повтарят и за другите стойности. На Фигура 5.3 те вече са направени.



Фигура 5.3 Диалогова кутия на смяна на кодове за нова променлива на командата *Recode into Different Variables* (Прекодирай в други променливи) (Край)

- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) и се получава следното предупреждение.



- Кликва се на бутона **OK** за връщане към Фигура 5.2.
- Кликва се на бутона **OK** на Фигура 5.2 и се създава ревърсната променлива *SE_3R* в матрицата на изследването.

СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
RECODE SE_3 (1=5) (2=4) (3=3) (4=2) (5=1)INTO SE_3R.
   VARIABLE LABELS SE_3R 'reversing'.
EXECUTE.
```

5.3.2. СЪЗДАВАНЕ НА ОРДИНАЛНА ОТ ИНТЕРВАЛНА ПРОМЕНЛИВА

Друга много често срещана ситуация при статистическия анализ е, когато от една интервална променлива е необходимо да се създаде нова ординална променлива. Този случай е разгледан в следния пример.

Най-често срещаните дескриптивни въпроса във всяка анкета са за *пол* (момче, момиче) и *възраст* (години), които обикновено се кодират съответно като *sex* (или *gender*) и *age*. Нека към въпросника за скалата за самооценка (виж Кутия 5.1) е зададен и въпросът: "на колко сте години". В матрицата на изследването е създадена променливата *age*, която след въвеждането на анкетите се оказва, че е в диапазона от 16 до 21 години (виж Фигура 5.4). Нека една от научните хипотези е за две възрастови групи: *непълнолетни* (<18 години) и *пълнолетни* (≥18 години). За да се провери научната хипотеза чрез информацията от интервалната променлива *age* е необходимо да се преобразува чрез създаване на нова променлива *agegroup*. Тя съдържа само две групи, непълнолетни (<18 години) и пълнолетни (≥18 години). Новата променлива е ординална. Това е класически случай за създаване на нова ординална променлива на основата на съществуваща интервална променлива.

age

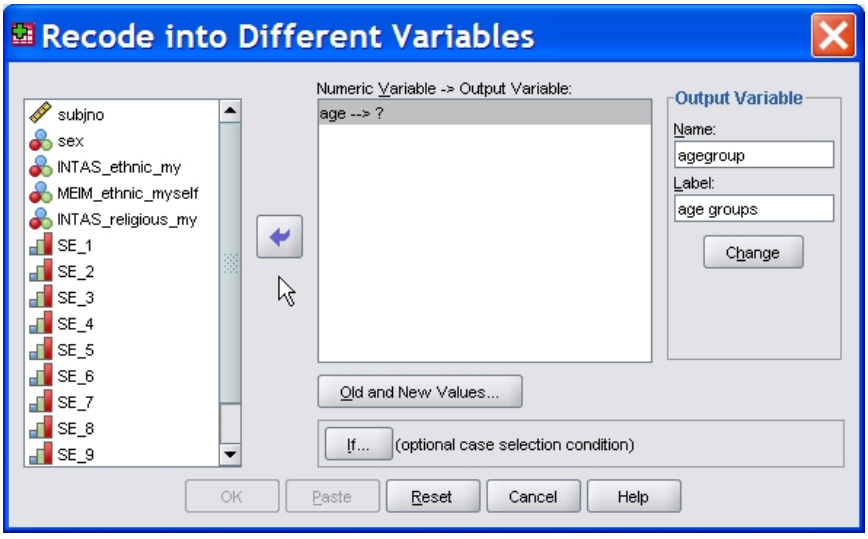
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	16	84	23.7	23.7	23.7
	17	89	25.1	25.1	48.7
	18	38	10.7	10.7	59.4
	19	51	14.4	14.4	73.8
	20	41	11.5	11.5	85.4
	21	52	14.6	14.6	100.0
	Total	355	100.0	100.0	

Фигура 5.4 Възраст (първа колона) (в години) и брой на изследвани лица (втора колона)

ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДАТА RECODE INTO DIFFERENT VARIABLES (ПРЕКОДИРАЙ В ДРУГИ ПРОМЕНЛИВИ)

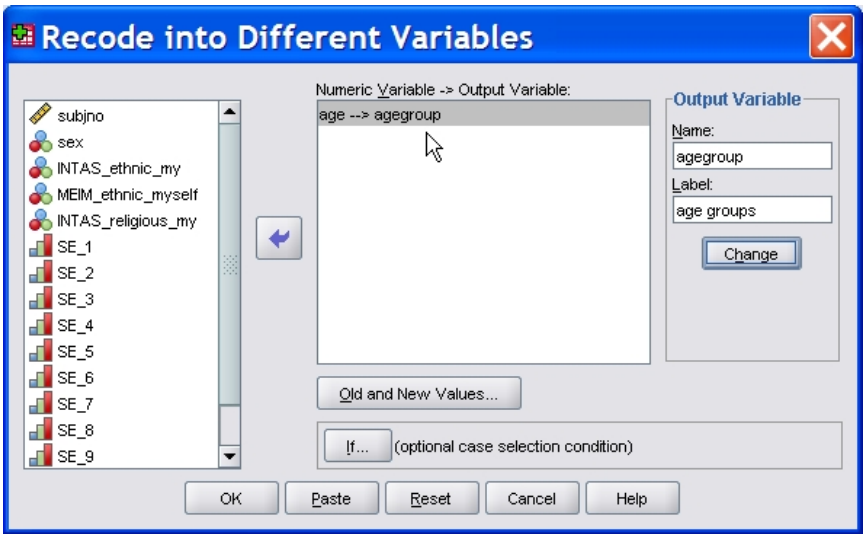
Процедурата за създаване на нова ординална променлива от съществуваща интервална променлива с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- Избира се **Transform ⇒ Recode into Different Variables** (Преобразуване ⇒ Прекодирай в други променливи) (Фигура 3.20) и се получава диалоговата кутия от Фигура 5.5.
- Кликва се на променливата *age* от списъка с променливите в матрицата (в лявата кутия) и със стрелката в центъра на екрана (виж курсора) се премества в кутията *Numeric Variable → Output Variable:* (Числова променлива → Изходна променлива).
- Кликва се на променливата *age*, която вече е в кутията и тя става сива на цвят. Тъй като на Фигура 5.5 тя вече е селектирана е в тъмен цвят.

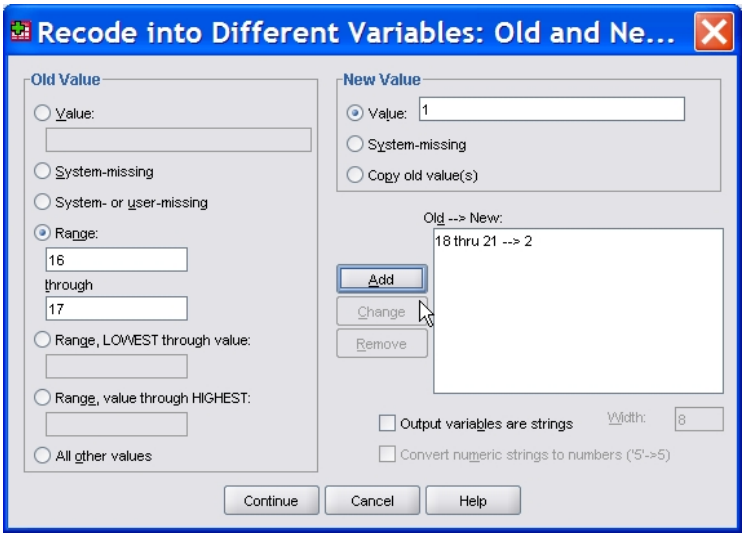


Фигура 5.5 Диалогова кутия за задаване на нова променлива на командата *Recode into Different Variables* (Прекодирай в други променливи)

- В кутията *Name* (Име) от раздела *Output Variable* (Изходна променлива) в дясно на екрана се написва името на новата променлива: *agegroup*.
- В кутията *Label* (Етикет) се написва етикетът (коментарът) към новата променлива, например: *age groups*.
- Кликва се на бутона **Change** (Промени), който се намира непосредствено под кутията *Label* (Етикет) и се получава диалоговата кутия от Фигура 5.6, където в кутията *Numeric Variable → Output Variable* (Числова променлива → Изходна променлива) вече е дефинирано името на новата променлива *agegroup* (виж курсора).
- Кликва се на бутона **Old and New Values** (Стари и нови стойности), който се намира непосредствено под кутията *Numeric Variable → Output Variable* (Числова променлива → Изходна променлива) и се достига до диалоговата кутия от Фигура 5.7.
- Селектира се най-горният в ляво под надписа *Old Value* (Стара стойност) балон **Range** (Обсег) и в първата кутия под него се написва **16**. От Фигура 5.4 се вижда, че непълнолетните са 16 и 17-годишните, а пълнолетните са 18, 19, 20 и 21-годишните.

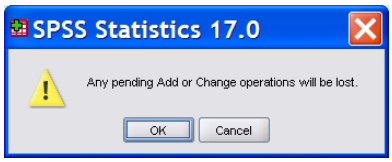


Фигура 5.6 Диалогова кутия за задаване на нова променлива на командата *Recode into Different Variables* (Прекодирай в други променливи) (Продължение)



Фигура 5.7 Диалогова кутия за задаване на нова променлива на командата *Recode into Different Variables* (Прекодирай в други променливи) (Край)

- В по-долната кутия **through** (до) се написва **17**.
- Селектира се най-горният в дясно под надписа *New Value* (Нова стойност) балон **Value** (Стойност) и в кутията под него се написва код **1**. Това е кодът за непълнолетните за новата променлива *agegroup*.
- Селектира се бутонът **Add** (Добави) (виж курсора) и в кутията *Old→New* (Стара→Нова) се появява 16 thru 17→1.
- Горните стъпки се повтарят като се задават стойностите 18 и 21 и в кутията *Old→New* се появява 18 thru 21→2. На Фигура 5.7 това вече е направено.
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) и се получава следното предупреждение.



- Кликва се на бутона **OK** за връщане към Фигура 5.6.
- Кликва се на бутона **OK** на Фигура 5.6 и се създава ординалната променлива *agegroup* в матрицата на изследването.

СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
RECODE
   age
   (18 thru 21=2)  (16 thru 17=1)  INTO  agegroup .
   VARIABLE LABELS agegroup 'age groups'.
EXECUTE .
```

5.4 ИЗЧИСЛЯВАНЕ НА СКАЛИ

Всяка скала за измерване, за да се прилага е необходимо да се знае как да бъде изчислена и интерпретирана правилно. Всеки научен работник, когато предлага на научната общност нова скала за измерване на определена социална характеристика, например *оптимизъм*, той задължително изготвя научен доклад с инструкции, които се наричат **Ръководство за скала**.

Ръководството за скалата представлява набор от инструкции, които най-често са докладвани от нейния автор в научна статия. В него се съдържа информация за: **(1)** вида на въпросите, които формират скалата и възможните им отговори, **(2)** кои са *обратно-фразираните въпроси* и *дистракторите* ако има такива, **(3)** как се изчислява скалата: сума или средна стойност; **(4)** скалата съдържа ли подскали и как се изчисляват те и **(5)** как се интерпретират резултатите от подскалите и от скалата.

Без ръководството скалата е невъзможно да се изчисли и анализира. Ето защо преди да започне всяко изследване е необходимо да е налице достъп до ръководството на скалата, с която се работи.

Ръководството за скалата за *самооценка* (Кутия 5.1), което е дадено от автора ѝ М. Розенберг, съдържа следната информация: *Първо* дадени са десетте въпроса, които я образуват. *Второ* посочени са петте обратно-фразирани въпроса. *Трето* обяснено е как се изчислява тя - като сума на десетте въпроса. *Четвърто* посочено е, че скалата няма подскали и *пето* има инструкция как да се интерпретират получените резултати.

В оригиналната авторова скала е дадена инструкция как е конструирана скалата. Ако *не* е възможно да се изчисли скалата *не* е възможно да се проведе по-нататъшен статистически анализ.

Най-често срещаните случаи за формиране на скала са:

- брой: колко пъти е отговорено по определен начин. (Раздел 5.4.1)
- сума: сумата на отговорите на определени въпроси от скалата. (Раздел 5.4.2)
- средноаритметична стойност: средната аритметична стойност на отговорите на определени въпроси от скалата. (Раздел 5.4.3)
- претеглена средноаритметична стойност. (Раздел 5.4.4)

Изчисляването на скалата означава създаване на нова променлива от променливите, които я формират. Най-често въпросите, които формират скала са във формат на Ликерт и затова новата променлива е **интервална**, а в матрицата на изследването е зададена като **метрична** (виж Таблица 5.1).

Ето как се изчисляват най-често срещаните три вида скали: **брой**, **сума** и **средна аритметична стойност**.

5.4.1 ИЗЧИСЛЯВАНЕ НА СКАЛА: БРОЙ

Когато научната хипотеза е относно *колко пъти* респондентът е отговорил на набор от въпроси *по един и същи начин*, например, че е: съгласен или несъгласен, тогава се конструира нова променлива, която дава *броя* отговори.

Пример за това е въпросникът на Мартин Барет (Barrett, 2007), който е описан в Ганева (2009), стр. 140. На анкетираните деца от турски етнос се задават следните 7

въпроса, на които отговорите са идентични: "*да, не знам* и *не*." Въпросите със съответните имена на променливите в матрицата на изследването и кодовете са следните:

"Смятате ли, че българите са:"

- чисти (променлива *bulclean*, отговори: да - 3, не знам - 2, не - 1).
- приятели (променлива *bulfrie*, отговори: да - 3, не знам - 2, не - 1).
- умни (променлива *bulcle*, отговори: да - 3, не знам - 2, не - 1).
- трудолюбиви (променлива *bulhard*, отговори: да - 3, не знам - 2, не - 1).
- щастливи (променлива *bulhappy*, отговори: да - 3, не знам - 2, не - 1).
- честни (променлива *bulhon*, отговори: да - 3, не знам - 2, не - 1).
- миролюбиви (променлива *bulpaci*, отговори: да - 3, не знам - 2, не - 1).

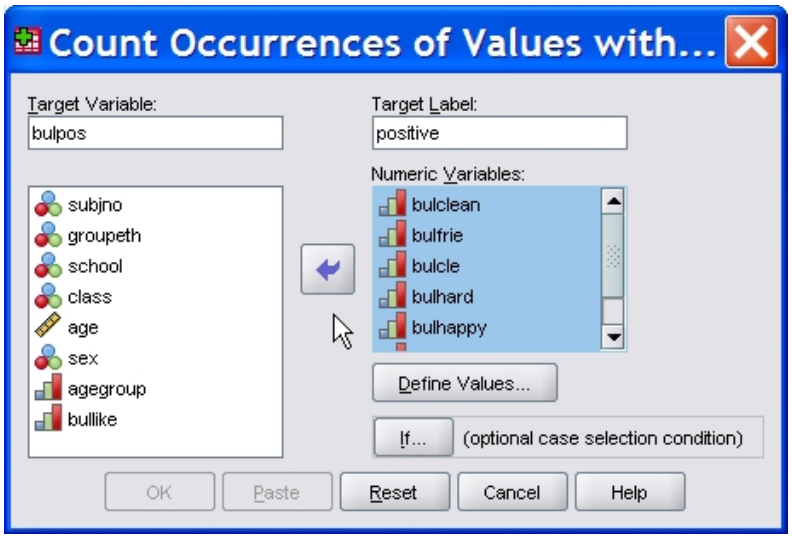
От седемте въпроса се изчисляват *две* нови променливи. Съставят се:

1. Скала за *позитивни нагласи* на турците към българите, която се изчислява като брой на дадените позитивни отговори: "да – с код 3". Скалата е с диапазон от 0 - нито един път не е отговорено с "да" до 7 - всички седем пъти е отговорено с "да". Новата променлива в матрицата на изследването е наречена *bulpos* (bulgarian positive).
2. Скала за *негативни нагласи* на турците към българите, която се изчислява като брой на дадените негативни отговори: "не - 1". Скалата е с диапазон от 0 - нито един път не е отговорено с "не" до 7 - всички седем пъти е отговорено с "не". Новата променлива в матрицата на изследването е наречена *bulneg* (bulgarian negative).

ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДАТА COUNT VALUES WITHIN CASES (ПРЕБРОЙ СТОЙНОСТИ В НАБЛЮДЕНИЯТА)

Процедурата за създаване на новата променлива – **скала: брой** с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

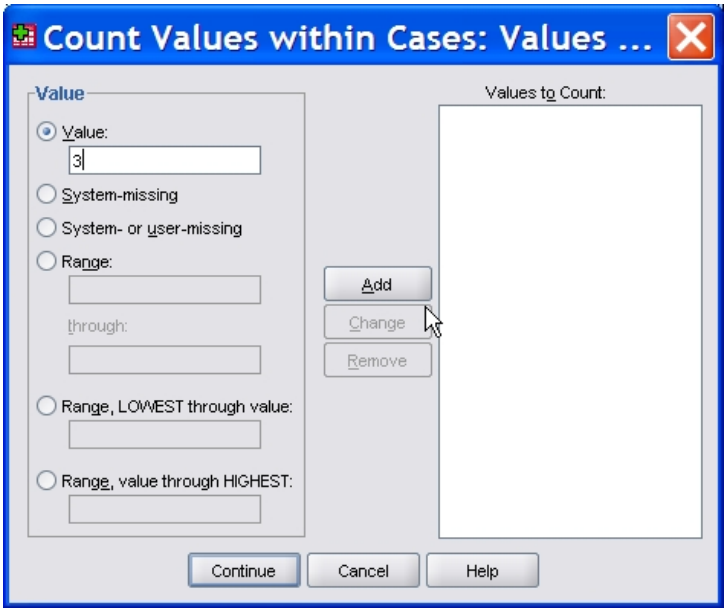
- Избира се **Transform ⇒ Count Values within Cases** (Преобразуване ⇒ Преброй стойности в наблюденията) (Фигура 3.20) и се получава диалоговата кутия от Фигура 5.8.



Фигура 5.8 Диалогова кутия за задаване на променливи на командата *Count Values within Cases* (Преброй стойности в наблюденията)

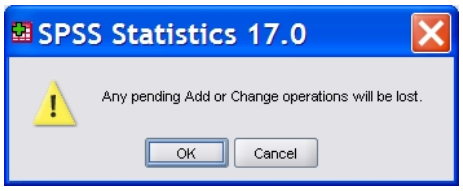
- В кутията **Target Variable** (Планирана променлива) се написва името на новата променлива *bulpos*.
- В кутията **Target Label** (Планиран етикет) се написва етикетът (коментарът) на новата променлива *positive*.
- Селектират се променливите *bulclean*, *bulfrie*, *bulcle*, *bulhard*, *bulhappy*, *bulhon* и *bulpaci* от лявата кутия и със стрелката в средата на екрана (виж курсора) се преместват в дясната кутия с надпис *Numeric Variables* (Числови променливи) (на Фигурата 5.8 те вече са преместени).

- Кликва се на бутона **Define Values** (Дефиниране на стойности) и се появява новият прозорец от Фигура 5.9.



Фигура 5.9 Диалогова кутия на *Define Values* (Дефиниране на стойности) на командата *Count Values within Cases* (Преброй стойности в наблюденията)

- Селектира се най-горният в ляво балон **Value** (Стойност) и в кутията под него се написва код **3** (с код 3 са кодирани отговорите „да").
- Кликва се на бутона **Add** (Добави), който е в средата на екрана (виж курсора) и тази стойност се прехвърля в десния прозорец *Values to Count* (Стойности за преброяване).
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) и се получава следното предупреждение:



- Кликва се на бутона **OK** за връщане към Фигура 5.8.
- Кликва се на бутона **OK** на Фигура 5.8 и се създава променлива *bulpos* в матрицата на изследването.

СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
COUNT bulpos=  bulclean bulfrie bulcle bulhard bulhappy
               bulhon bulpaci (3).
   VARIABLE LABELS  bulpos 'positive'.
EXECUTE.
```

Аналогично се създава новата променлива за скалата за негативни нагласи – *bulneg*, като вместо код 3 (виж Фигура 5.9) се въвежда код 1, с който са кодирани отговорите „не".

5.4.2. ИЗЧИСЛЯВАНЕ НА СКАЛА: СУМА

Скалата "*Ориентация в живота*" (*Life Orientation Test* (LOT–R); Scheier, Carver & Bridges, 1994), разгледана в Ганева (2010), стр. 201 е подходящ пример за изчисляване на сумата на въпросите, които я формират. В Кутия 5.2 са дадени десетте въпроса, които я формират и инструкцията как да се изчислява. От десетте въпроса 4 са ***дистрактори***, т. е. въпроси, които не се анализират при изчисляване на скалата и 3 са обратно-фразирани въпроса (виж Раздел 5.3.1). Всички десет въпроса са във формат на Ликерт и

възможните им отговори са от *1 – "силно несъгласен"* до *5 – "силно съгласен"*. Променливите в матрицата на изследването за въпросите са съответно: за първи въпрос: *LOT_1*, за втори въпрос: *LOT_2*,..., за десети въпрос: *LOT_10*.

В Кутия 5.2 е дадено ръководството за скалата за *ориентация в живота*. То включва: десетте въпроса, които я формират, информация за обратно-фразираните въпроси и инструкция как се изчислява и интерпретира скалата.

Кутия 5.2 Ръководство за скала за *ориентация в живота* (Ганева, 2010; Ganeva & Rasticova, 2011)

Измерване. Скалата за *ориентация в живота* (Scheier, Carver & Bridges, 1994) има две подскали: за оптимизъм и песимизъм. Към подскали за оптимизъм се отнасят три въпроса, към подскали за песимизъм се отнасят също три въпроса, като освен тези 6 въпроса са включени и 4 дистрактора (fillers), които не се обработват. Изследваните лица отговарят чрез 5 – степенна скала във формат на Ликерт: *1 – "силно несъгласен"* до *5 – "силно съгласен"* с *3 – "неутрално мнение"*.

1		В ситуация на неопределеност обикновено очаквам най-доброто.	*Оптимизъм*
2		[*Лесно се отпускам и си почивам.*]	*Дистрактор*
3	**[R]**	Ако нещо може да се обърка то задължително ще се обърка.	*Песимизъм*
4		Винаги съм оптимист по отношение на моето бъдеще.	*Оптимизъм*
5		[*Много се радвам на моите приятели.*]	*Дистрактор*
6		[*За мен е важно да бъда зает.*]	*Дистрактор*
7	**[R]**	Изобщо не очаквам нещата да станат така както на мен ми се иска.	*Песимизъм*
8		[*Не се гневя особено лесно.*]	*Дистрактор*
9	**[R]**	Рядко обръщам внимание на добрите неща, които ми се случват.	*Песимизъм*
10		Като цяло очаквам да ми се случат повече добри неща от лоши.	*Оптимизъм*

Изчисляване. Дистракторите (въпроси 2, 5, 6 и 8) не се изчисляват и не се отчитат при изчисляването на скалата.

Резултатът от скалата представлява сума от останалите 6 дадени отговори като въпрос 3, 7 и 9 са ревърсни *(reverse)* **[R]** по стойност и за тях кодовете са: *5 – "силно несъгласен",…, 1 – "силно съгласен"*. Сборът на шестте въпроса (трите директни и трите ревърсни) варира между 6 (минимум) и 30 (максимум).

Подскалата за *оптимизъм* се изчислява като сума на въпроси 1, 4 и 10.

Подскалата за *песимизъм* се изчислява като сума на въпроси 3, 7 и 9, а не на техните ревърсни.

Интерпретация: Високите стойности (около 30) по скалата са индикатор за високи нива на оптимизъм.

Процедурата за създаване на новата променлива – **скала: сума** с помощта на IBM SPSS Statistics се състои от две части:

1. Ако има обратно-фразирани въпроси първо трябва да се създадат техните ревърсни (по стойност) променливи (в разгледания пример има такива).
2. Изчисляване на скалата: сума.

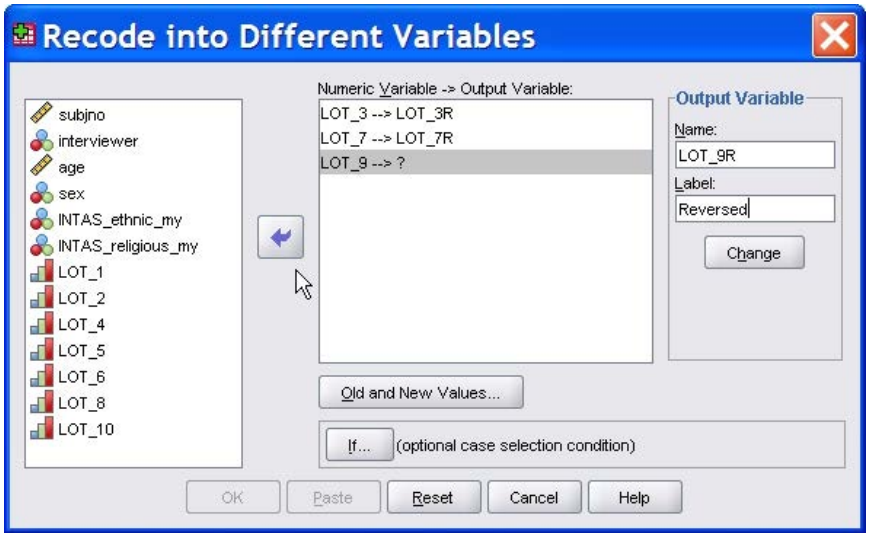
ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДАТА RECODE INTO DIFFERENT VARIABLES (ПРЕКОДИРАЙ В ДРУГИ ПРОМЕНЛИВИ)

Тъй като в разгледаният пример има обратно-фразирани въпроси първо трябва да се създадат техните ревърсни променливи:

- Избира се **Transform⇒Recode into Different Variables** (Преобразуване⇒ Прекодирай в други променливи) и се получава диалоговата кутия от Фигура 5.10.
- Кликва се на променливите *LOT_3*, *LOT_7* и *LOT_9* от списъка с променливите в матрицата в ляво и със стрелката в центъра на екрана (виж курсора) се преместват в

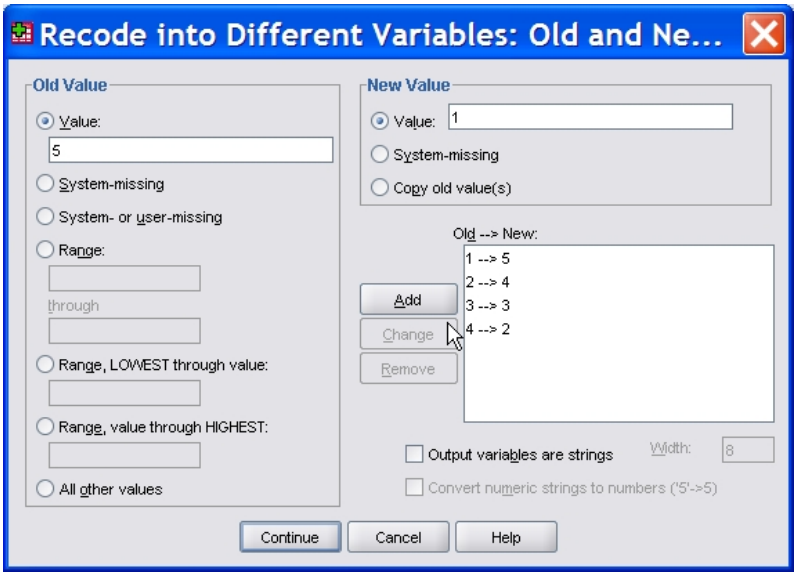
кутията *Numeric Variable* → *Output Variable* (Числова променлива → Изходна променлива).

- Кликва се последователно на всяка от трите променливи, например първо на *LOT_9*, която вече е в кутията и тя става сива на цвят. Тъй като на Фигура 5.10 тя вече е селектирана е в тъмен цвят.
- Кликва се на кутията **Name** (Име), която се намира в раздела *Output Variable* (Изходна променлива) в дясно на екрана и в нея се написва името на новата променлива *LOT_9R*. Обикновено името на новата променлива е името на старата, но е добавена накрая буквата *R* от английската дума *Reversed* (обратно).
- В кутията *Label* (Етикет) се написва етикетът (коментарът) към новата променлива, например *Reversed*.



Фигура 5.10 Диалогова кутия за дефиниране на нови променливи за командата *Recode into Different Variables* (Прекодирай в други променливи)

- Кликва се на бутона **Change** (Промени), който се намира непосредствено под кутията *Label* (Етикет) и променливата вече е дефинирана. На Фигура 5.10 в кутията *Numeric Variable* → *Output Variable* (Числова променлива → Изходна променлива) се виждат имената на новите променливи: *LOT_3R* и *LOT_7R*.
- Кликва се на бутона **Old and New Values** (Стари и нови стойности), който се намира непосредствено под кутията *Numeric Variable* → *Output Variable* (Числова променлива → Изходна променлива) и се получава диалоговата кутия от Фигура 5.11.



Фигура 5.11 Диалогова кутия на *Old and New Values* (Стари и нови стойности) на командата *Recode into Different Variables* (Прекодирай в други променливи)

- Селектира се най-горният в ляво под надписа *Old Value* (Стара стойност) балон **Value** (Стойност) и в кутията под него се написва старият код **5**. За ревърсните променливи

тези кодове са в обратна последователност. За дадения пример в Кутия 5.2 са следните (стар → нов): 5 → 1, 4 → 2, 3 → 3, 2 → 4 и 1 → 5.

- Селектира се най-горният в дясно под надписа *New Value* (Нова стойност) балон **Value** (Стойност) и в кутията под него се написва новият код **1**.
- Селектира се бутонът **Add** (Добави) (виж курсора) и в кутията *Old* → *New* (Стара → Нова) се появява 5 → 1.
- Горните стъпки се повтарят и за другите стойности. На Фигура 5.11 те вече са направени.
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към Фигура 5.10.
- Кликва се на бутона **OK** на Фигура 5.10 и се създават ревърсните променливи *LOT_3R*, *LOT_7R* и *LOT_9R* в матрицата на изследването.

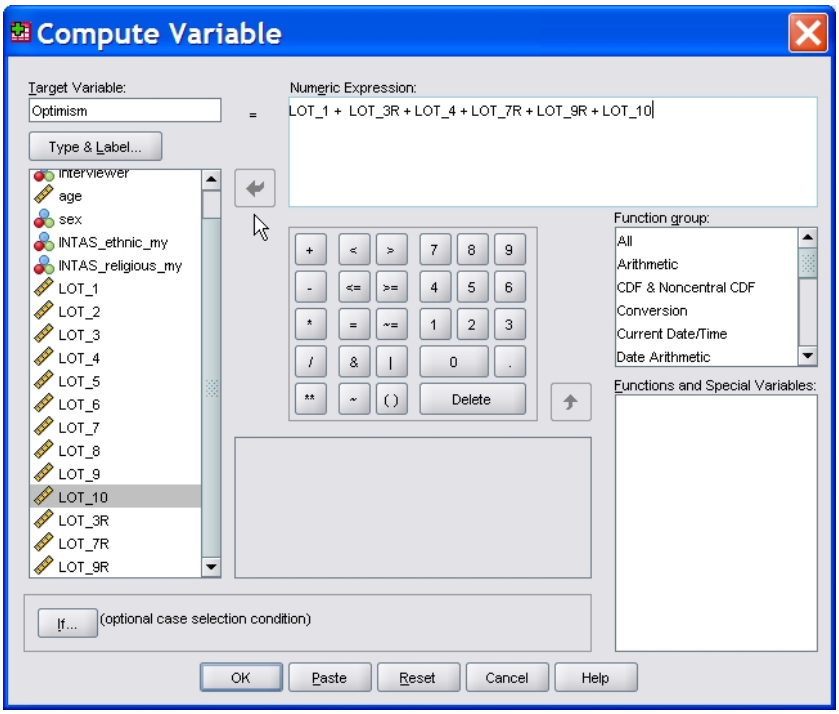
СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
RECODE   LOT_3 LOT_7 LOT_9 (1=5) (2=4) (3=3) (4=2) (5=1)
   INTO  LOT_3R LOT_7R LOT_9R.
VARIABLE LABELS LOT_3R 'reversed'
              /LOT_7R 'reversed'
              /LOT_9R 'reversed'.
EXECUTE.
```

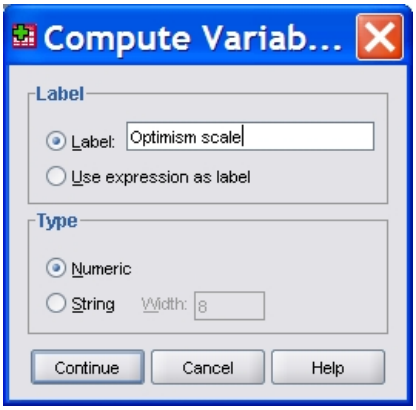
След като са създадени ревърсните по стойност променливи може да се пристъпи към изчисляване на скалата като сума от кодове (числа) от отговорите на въпросите, които я формират.

ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДАТА COMPUTE VARIABLE (ИЗЧИСЛИ ПРОМЕНЛИВА)

- Селектира се **Transform** ⇒ **Compute Variable** (Преобразуване ⇒ Изчисли променлива) (Фигура 3.20) и се получава диалоговата кутия от Фигура 5.12.



Фигура 5.12 Диалогова кутия за задаване на нова променлива скала: сума



Фигура 5.13 Диалогова кутия за задаване на етикет на променлива скала: сума

- В кутията най-горе в ляво **Target Variable** (Планирана променлива) се написва името на скалата: *Optimism*.
- Кликва се на бутона **Type & Label** (Тип и етикет) и се получава новата диалогова кутия от Фигура 5.13.
- В раздела *Label* (Етикет) се селектира балона **Label** (Етикет) и се написва етикетът (коментарът) на новата променлива *Optimism*, например *Optimism scale*.
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към прозореца, показан на Фигура 5.12.
- В кутията **Numeric Expression** (Числов израз) се написва уравнението, с което се изчислява новата променлива: *LOT_1 + LOT_3R + LOT_4 + LOT_7R + LOT_9R + LOT_10*. Важно е да не се допуска правописна грешка в имената на променливите.
- Кликва се на бутона **OK** и се създава интервалната променлива *Optimism* в матрицата на изследването.

СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
COMPUTE
   Optimism=LOT_1 + LOT_3R + LOT_4 + LOT_7R + LOT_9R + LOT_10.
   VARIABLE LABELS  Optimism 'Optimism scale'.
EXECUTE.
```

5.4.3. ИЗЧИСЛЯВАНЕ НА СКАЛА: СРЕДНОАРИТМЕТИЧНА СТОЙНОСТ

Скалата за измерване на *етническа идентичност* на Джейн Фини (Multigroup Ethnic Identity Measure - Revised *(MEIM-R)*, Phinney & Ong, 2007), разгледана подробно в Phinney & Ganeva, (2010) и Ганева (2010) стр. 143 е подходящ пример за създаване на скала, която е дефинирана като средноаритметична стойност на въпросите, които я формират. В Кутия 5.3 са дадени шестте въпроса, които изграждат скалата и инструкция как се изчислява тя. Изследваните лица отговарят чрез 5-степенна скала във формат на Ликерт от: *1 – "силно несъгласен"* до *5 – "силно съгласен"*. Всеки въпрос е кодиран в матрицата по следния начин: първи въпрос: *MEIM_1*, втори въпрос: *MEIM_2*,..., шести въпрос: *MEIM_6*.

Кутия 5.3 Ръководство за скала за *етническа идентичност* (Phinney & Ganeva, 2010; Ганева, 2010)

Измерване. Етническата идентичност (Phinney & Ong, 2007) е измерена със следната скала от 6 въпроса. Изследваните лица отговарят чрез 5-степенна скала във формат на Ликерт от: *1 – "силно несъгласен"* до *5 – "силно съгласен"* с *3 – "неутрално мнение"*.

1. Отделих време, за да разбера повече за собствената ми етническа група, като например нейната история, традиции и обичаи.
2. Имам силно чувство за принадлежност към собствената ми етническа група.
3. Разбирам доста добре какво означава за мен принадлежността ми към етническата група в аспект как да се отнасям към хора от моята и другите етнически групи.
4. Често правя неща, които ми помагат да разбера по-добре историята на моята етническа група.
5. Често говоря с хората с цел да науча повече неща за моята етническа група.
6. Чувствам силна привързаност към собствената ми етническа група.

Изчисляване: Резултатът от скалата представлява *средноаритметична стойност* от всички дадени отговори.

Подскалата за измерване на *желанието за изследване на собствената етническа група* се състои от три въпроса: 1, 4 и 5. Подскалата се изчислява като *средноаритметична стойност* от трите дадени отговора.

Подскалата за измерване на *степента на обвързаност с етническата идентичност* се състои също от три въпроса: 2, 3 и 6. Подскалата се изчислява като *средноаритметична стойност* от трите дадени отговора.

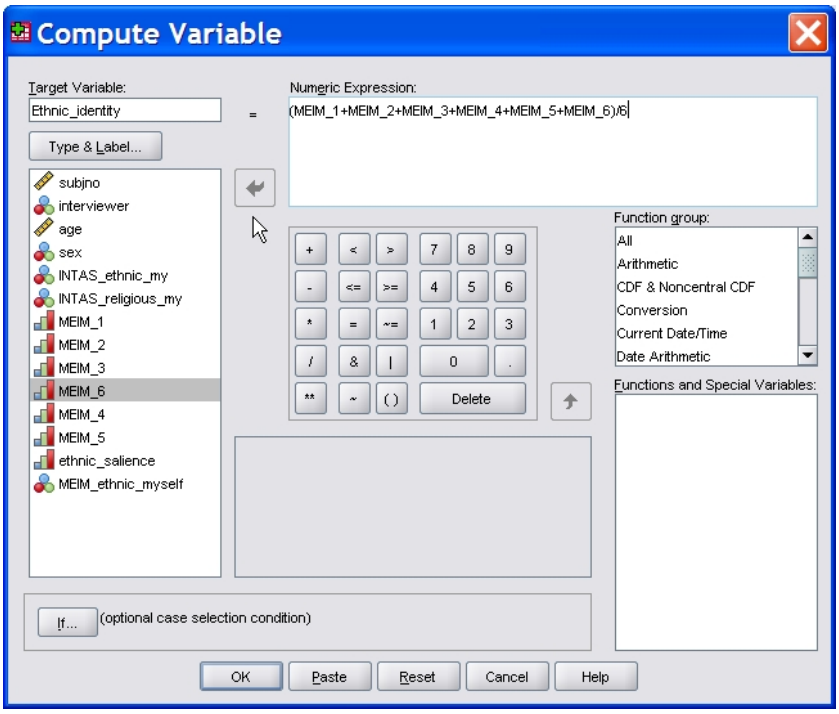
В Кутия 5.3 е дадено ръководството за скалата за измерване на *етническата идентичност*, което включва: шестте въпроса, които я формират, нейните две подскали и инструкция как се изчисляват те.

Процедурата за създаване на новата променлива – **скала: средноаритметична стойност** с помощта на IBM SPSS Statistics се състои от две части:

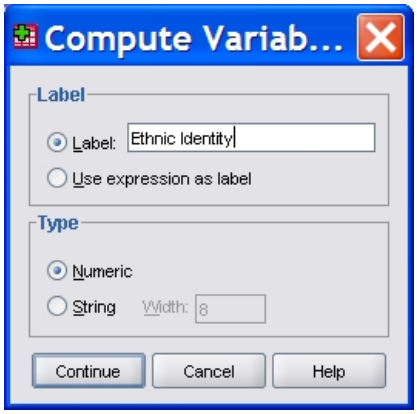
1. Ако има обратно-фразирани въпроси първо трябва да се създадат техните ревърсни (по стойност) променливи (в разгледанията пример няма такива).
2. Изчисляване на скалата: сума.

ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДАТА COMPUTE VARIABLE (ИЗЧИСЛИ ПРОМЕНЛИВА)

- Избира се **Transform**⇒**Compute Variable** (Преобразуване⇒Изчисли променлива) (Фигура 3.20) и се получава диалоговата кутия от Фигура 5.14.



Фигура 5.14 Диалогова кутия за дефиниране на новата променлива скала: средноаритметична стойност



Фигура 5.15 Диалогова кутия за задаване на етикет на променлива скала: средноаритметична стойност

- В кутията най-горе в ляво **Target Variable** (Планирана променлива) се написва името на скалата: *Ethnic_Identity*.
- Кликва се на бутона **Type & Label** (Тип и етикет) и се появява нова малка диалогова кутия представена на Фигура 5.15.
- В раздела *Label* (Етикет) се селектира балона **Label** (Етикет) и се написва етикетът (коментарът) на новата променлива *Ethnic_Identity*, например *Ethnic Identity* или *Ethnic Identity scale*.
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане отново към прозореца от Фигура 5.14.
- В кутията **Numeric Expression** (Числов израз) се написва уравнението, с което се изчислява новата променлива: (*MEIM_1+MEIM_2+MEIM_3+MEIM_4+MEIM_5+ +MEIM_6*)/6. Важно е да не се допуска правописна грешка в имената на променливите.
- Кликва се на бутона **OK** и се създава интервалната променлива *Ethnic_Identity* в матрицата на изследването.

СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
COMPUTE
   Ethnic_identity=(MEIM_1+MEIM_2+MEIM_3+MEIM_4+MEIM_5+MEIM_6)/6.
   VARIABLE LABELS  Ethnic_identity 'Ethnic  scale'.
EXECUTE.
```

5.4.4. ИЗЧИСЛЯВАНЕ НА СКАЛА: ПРЕТЕГЛЕНА СРЕДНОАРИТМЕТИЧНА СТОЙНОСТ

Един от основните недостатъци на средноаритметичната стойност е, че всички променливи имат еднакво тегло. Ето защо понякога се използват допълнителни тегла за всяка променлива, при които се отчита различната тежест на всяка от променливите в средноаритметичната стойност. В този случай обаче се удвоява необходимата информация за обработка, което води до проблеми при нейното събиране. Например в предишния пример новата променлива *Ethnic_identity* се изчислява като средноаритметичната стойност на шест променливи. За да се намери претеглената средноаритметична стойност за всяка от 6-те променливи трябва да е събрана информация за тяхното тегло, т. е. да има още 6 променливи или общо са необходими 12 променливи.

Скалата за измерване на стереотипите към дадена етническа група (Campbell, 1971; Esses et al., 1993), разгледана подробно в Ганева, 2012б; Ganeva, 2015 е подходящ пример за създаване на скала, която е дефинирана като претеглена средноаритметична стойност на въпросите, които я формират (виж Кутия 5.4).

Кутия 5.4 Скала за измерване на стереотипите към дадена етническа група (Ганева, 2012б; Ганева, 2016; Ganeva, 2015)

Измерване

Стереотипи. След като изследваните лица напишат първите пет характеристики, за които се сетят за разглежданите групи (българи, турци, роми и евреи), те посочват процента, в който членовете на групите притежават дадената характеристика, оценяват я чрез 5-степенна скала и се изработва индекс на стереотипност. Той представлява сумата от вероятността даден етнос да притежава дадена характеристика (P_{ig}), умножена по ценността (V_{ig}), разделена на броя (n) на посочените характеристики: ($\Sigma(P_{ig} \times V_{ig})/n$). Той приема стойности от -1.0 (максимални негативни стереотипи) до +1.0 (максимално позитивни стереотипи) със средна точка 0.0 (неутрални стереотипи) (по-подробно в Esses, Haddock, & Zanna, 1993).

ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДАТА COMPUTE VARIABLE (ИЗЧИСЛИ ПРОМЕНЛИВА)

Процедурата за създаване на нова променлива – **скала: претеглена средноаритметична стойност** с помощта на IBM SPSS Statistics е аналогична на тази за средноаритметичната стойност (Раздел 5.4.3), като разликата е само в текста, който се въвежда в кутията **Numeric Expression** (Числов израз) (Фигура 5.14).

СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА (Ганева, 2009, с. 189)

```
do if (balla EQ 5).
    compute ballaes=(((bla1*(proa1/100))+(bla2*(proa2/100))+(bla3*(proa3/100))+
                     (bla4*(proa4/100))+(bla5*(proa5/100)))/5).
else if (balla EQ 4).
    compute ballaes=(((bla1*(proa1/100))+(bla2*(proa2/100))+(bla3*(proa3/100))+
                     (bla4*(proa4/100)))/4).
else if (balla EQ 3).
    comput  ballaes=(((bla1*(proa1/100))+(bla2*(proa2/100))+(bla3*(proa3/100)))/3).
else if (balla EQ 2).
    compute ballaes=(((bla1*(proa1/100))+(bla2*(proa2/100)))/2).
end if.
```

5.5 ОБОБЩЕНИЕ

В Глава 1 и Глава 2 е разгледано, че научното изследване започва с идентифициране на изследователските проблеми и на тяхната основа формулиране на изследователски въпроси и научни хипотези. Също е отбелязано, че изследователският дизайн се планира преди да започне събирането на данните. Отбелязано е, че винаги е за препоръчване ако има възможност да се проведе предварително пилотно изследване, което показва дали някои от въпросите трябва да отпаднат, а други да се добавят.

Следващата стъпка в изследователския процес е събирането на данните, което отнема седмици и дори месеци. Проверката на данните (въпросниците) започва още с първите попълнени анкети. Това включва проверка дали респондентът е отговорил правилно на въпросите. Ако вместо един има два отговора на даден въпрос то изследователят трябва да изработи "правило" (например: използвай "средното"), което трябва винаги да се прилага. По този начин той "изчиства" данните и е сигурен, че те са ясни, еднозначни и четабилни, преди да започне да ги въвежда в матрицата (Глава 4).

След като данните от научното изследване са въведени и са проверени за грешки (това е разгледано в Глава 4), следващата стъпка е създаването на *нови променливи* от съществуващата първична информация. Те се анализират статистически с цел проверка на издигнатите от изследователя научни хипотези. Създаването на нови променливи често изисква много време особено в случаите, когато въпросникът е дълъг и се комбинират много променливи, за да се изчисли новата променлива, която се анализира статистически.

В тази глава са разгледани трите най-често използвани техники за преобразуване на изходни данни:

а. **Count** (Преброй);
б. **Recode** (Прекодирай) и
в. три различни начина на използване на **Compute** (Изчисли) за изчисляване на нова променлива, която е сума, средноаритметична стойност на няколко първични променливи или претеглена средноаритметична стойност.

Основните стъпки, които изследователят прави **след** като е събрал данните и **преди** да започне статистически да ги анализира с цел да отговори на формулираните от него изследователски въпроси или да тества (проверява) научните хипотези са следните:

1. Да създаде кодова книга на изследването.
2. Да провери данните (т. е. попълнените въпросници) с цел да установи дали отговорите могат да бъдат кодирани еднозначно.
3. Да се дефинират и да се сложат етикети (коментари) за променливите.
4. Да се въведат данните.
5. Да се проверят данните за грешки при въвеждането и ако има такива да се отстранят.
6. Да се създадат нови променливи.

Преговор: ***Ключови думи и термини*** по азбучен ред, *виж*: Тълковния речник

база от данни	Ликерт скала	първични данни
данни	номинална скала	ревърсна променлива
дистрактори	обратно-фразиран въпрос	ръководство за скала
етикет на стойност	ординална скала	скали за измерване
интервална скала	променлива	средноаритметично
Ликерт въпрос	пропорционална скала	числова променлива

6 Графиката като средство за опознаване на данни

6.1 Въведение 163
6.2 Листовидна графика 165
6.3 Хистограма 168
6.4 Стълбовидна графика 170
6.5 Графика на разсейване 174
6.6 Графика-кутия 176
6.7 Линейна графика 179
6.8 Секторна (кръгова) графика 180
6.9 Обобщение 182

6.1 Въведение

Пословицата, че “една картина може да се оцени в хиляда думи” може да се перифразира за статистиката, че: “графиката има стойност в хиляда думи”.

Графичното представяне на информацията (графиката) е добро средство за идентифициране на проблеми в базата от данни (матрицата на изследването) и за откриване на тенденции в данните. Графиките са удобно средство за представяне на резултати от проведено изследване. Те се използват като алтернатива на таблиците. Когато таблиците съдържат много данни тяхното разбиране се затруднява и тогава е по-добре да се използват графики с цел онагледяване на получените резултати.

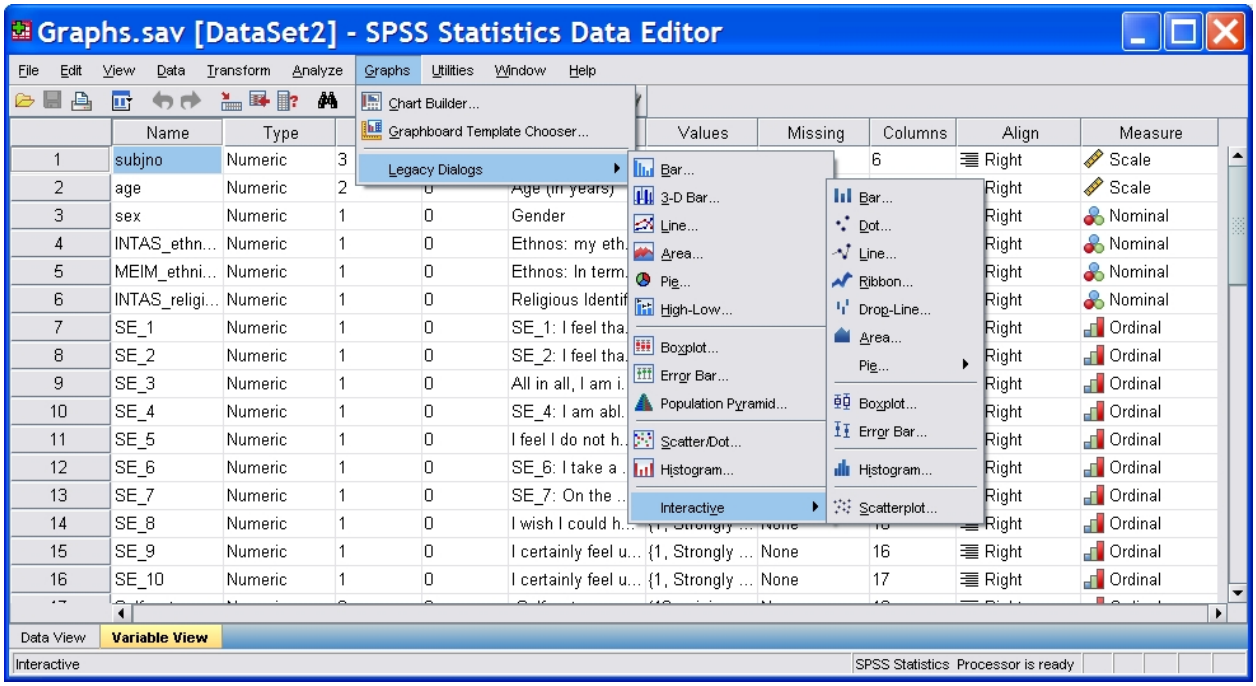
Графиката е визуално изображение на данни. Обикновено се използва, за да се илюстрира **връзката** между независимата и зависимата променлива.

Основните **принципи** при използването и представянето на графиките са:

1. Да се използва максимално опростена графика. Да се избягват сложните, например с три димензии графики, защото е по-вероятно те да затруднят възприемането на посланието към читателите отколкото да го онагледят.
2. Да се слагат ясни и еднозначни етикети (имена) на всички оси на графиките.

3. Осите да започват с нула ако тя е истинска (реална) нула за данните. В противен случай да се използва минималната стойност на данните като минимална стойност на оста.
4. Когато се създават две или повече графики, които се съпоставят или комбинират, желателно е размерността на осите им да е еднаква.
5. Интервалите на оста да са равни.
6. Желателно е да се използва стълбовидната графика, в която информацията се представя в стълбове, вместо кръговата, секторната графика, защото единственото нещо, което е по-лошо от секторната диаграма, това е няколко от този вид.
7. Желателно е придържане към стандартните графики, когато това е възможно. Да се направи опит да се избягват комплексните графики, в които се отправят *едновременно* няколко послания към читателите.

Визуалното представяне на данните позволява да се открият интересни аспекти от тях, които при разглеждане в числов вид е трудно да се усетят. Статистическият пакет IBM SPSS Statistics позволява да се получават различни видове графични изображения на данните. Повечето от процедурите се получават чрез менюто **Graphs** (Графики) (виж Фигура 6.1).



Фигура 6.1 Меню Graphs (Графики) на Лента с менюта (Menu Bar) за Редактор на данните (Data Editor)

Основните графики, които се използват в учебника за илюстриране на различните видове данни са следните:

1. **Листовидната графика** се използва за онагледяване на разпределението на една ординална, интервална или пропорционална (в термините на IBM SPSS Statistics: метрична (scale)) променлива. Формата на графиката е стъбло и листа.
2. **Хистограма** се използва за онагледяване на разпределението на една интервална или пропорционална променлива. Графичното представяне на информацията е във вид на стълбове.
3. **Стълбовидната графика** се използва при две и повече променливи, от които едната е номинална, а другата/другите са интервални или пропорционални. Графичното представяне на информацията е във вид на стълбове.
4. **Графика на разсейване** обикновено се използва за онагледяване на връзката между две интервални или пропорционални променливи. Графичното

представяне на информацията е във вид на точки в двумерна координатна система.

5. **Графика-кутия** се използва при онагледяване на сравнението на *разпределението* на интервална или пропорционална променлива за различни групи.
6. **Линейна графика** се използва при онагледяване на средната стойност на една интервална или пропорционална променлива по отношение на една друга номинална променлива.
7. **Кръговата, секторната графика** се използва при онагледяване на честотното и процентното разпределение за дискретни променливи, когато са показани всички техни категории. Тя илюстрира как всяка от категориите се отнася към цялото множество от категории.

Като неписано правило: **(а)** за номинални променливи се използва графика-кутия и кръгова, секторна графика, а **(б)** за ординални, интервални и пропорционални променливи – листовидна графика, хистограма, линейна и графика на разсейване.

6.2 ЛИСТОВИДНА ГРАФИКА

Листовидната графика е една от най-добрите стратегии при изследване на честотното разпределението на променливата. Нека например се създаде листовидна графика от данните от скалата за изследване на етническата идентичност(MEIM-R), предложена от Джейн Фини (Phinney & Ong, 2007; Ганева, 2010), описана в Кутия 5.3. Скалата се изчислява като средноаритметична стойност на 6 въпроси във формат на Ликерт и затова тя е интервална скала/променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6).

Листовидна графика се използва за онагледяване на честотното разпределението на една променлива, която трябва да е ординална, интервална или пропорционална. Формата на графиката е стъбло и листа.

Таблица 6.1 Нива и честота на измерване на скалата за *етническа идентичност* (Phinney & Ong, 2007; Ганева, 2010)

стойности на MEIM-R етническа идентичност	*Честота*		*общо броя*
	момчета	*момичета*	
1.67	1	0	1
2.00	0	1	1
2.33	0	1	1
2.50	0	2	2
2.67	1	2	3
2.83	1	1	2
3.00	0	4	4
3.17	2	3	5
3.33	3	3	6
3.50	0	3	3
3.67	6	3	9
3.83	2	0	2
4.00	1	1	2
4.17	2	2	4
4.33	4	3	7
4.50	2	0	2
4.67	0	2	2
4.83	1	0	1
5.00	1	1	2
Общо	**27**	**32**	**59**

В случая изследването включва 27 момчета и 32 момичета или общо 59 респондента. *Етническата идентичност* е обозначена в матрицата като *MEIM_6_Ethnic_Identity* и нейните стойности могат да варират от: 1.00 (минимум) до 5.00 (максимум). В Таблица 6.1 са показани стойностите от матрицата на изследването за етническата идентичност (те са в диапазона 1.67, 5.00) и колко пъти всяка стойност е измерена за момчетата, момичетата и общо за всички.

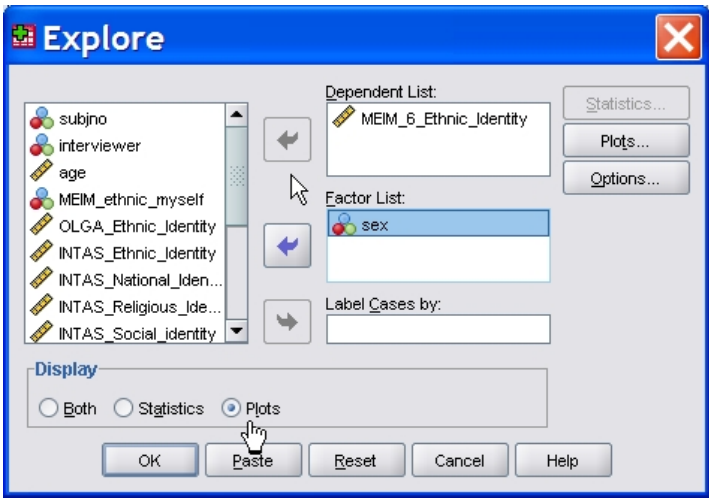
ПРОЦЕДУРА ЗА СЪЗДАВАНЕ НА ЛИСТОВИДНА ГРАФИКА: КОМАНДА EXPLORE (ИЗСЛЕДВАЙ)

Процедурата за създаване на листовидна графика с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

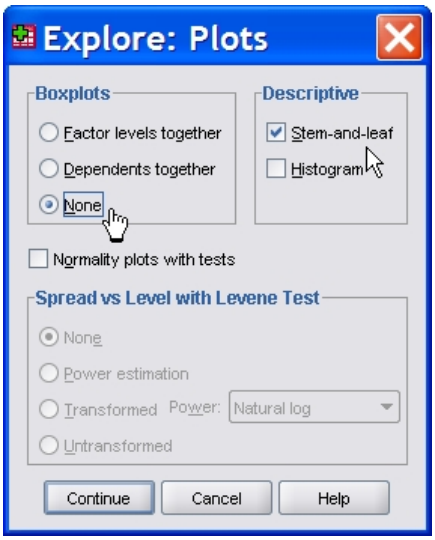
- Избира се **Analyze** ⇒ **Descriptive Statistics** ⇒ **Explore** (Анализ ⇒ Дескриптивни статистики ⇒ Изследвай) (Фигура 3.21) и се получава диалоговата кутия от Фигура 6.2.
- От кутията в ляво със списъка на всички променливи в матрицата се избира интервалната променлива – скала *MEIM_6_Ethnic_Identity* и със съответната стрелка (виж курсора) се премества в кутията **Dependent List** (Зависима променлива). На Фигура 6.2 това вече е направено.

  Ако е необходимо да се анализират едновременно няколко променливи, то всички те се преместват в същата кутия.
- Избира се номиналната променлива *sex*, по която се разделя извадката на групи и се премества със съответната стрелка в кутията **Factor List** (Независима променлива).

  Ако е необходимо да се направи проверка за цялата извадка тогава не се избира променлива и тази кутията остава празна.

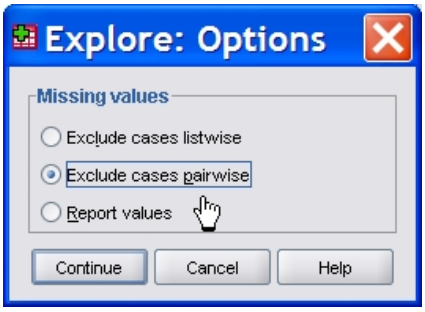


Фигура 6.2 Диалогова кутия на командата *Explore* (Изследвай)



Фигура 6.3 Диалогова кутия *Plots* (Графики) на командата *Explore* (Изследвай)

- В раздел *Display* (Покажи) се избира балонът **Plots** (Графики) (виж ръчичката). По този начин се избира да се получи само интересуващата графика.
- В десния горен ъгъл се намират три бутона. След натискане на средния **Plots** (Графики) се появява нова диалогова кутия, подобна на тази на Фигура 6.3.
- В раздел *Descriptive* (Дескриптивни статистики) се избира **Stem-and-leaf** (Листовидна графика) (виж курсора).
- В раздел *Boxplots* (График-кутии) се избира балонът **None** (Нито една) (виж ръчичката).
- Избира се **Continue** (Продължи) за връщане към Фигура 6.2.
- Избира се бутонът **Options** (Опции), който се намира под бутона **Plots** (Графики) и се появява нова диалогова кутия от Фигура 6.4.



Фигура 6.4 Диалогова кутия *Options* (Опции) на командата *Explore* (Изследвай)

- В раздела *Missing Values* (Липсващи стойности) се селектира **Exclude cases pairwise** (Изключване на наблюденията по двойки). Този въпрос е представен в Глава 9, Раздел 9.9.
- Избира се **Continue** (Продължи) за връщане към Фигура 6.2.
- Кликва се на бутона **OK** и се получава следният резултат от изпълнението на командата.

СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
EXAMINE VARIABLES=MEIM_6_Ethnic_Identity BY sex
   /PLOT STEMLEAF
   /STATISTICS NONE
   /CINTERVAL 95
   /MISSING PAIRWISE
   /NOTOTAL.
```

ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ

Explore

```
MEIM 6-items scale: Ethnic Identity Stem-and-Leaf Plot for sex= male

 Frequency    Stem &  Leaf

     1.00 Extremes    (=<1.7)
     2.00        2 .  68
     5.00        3 .  11333
     8.00        3 .  66666688
     7.00        4 .  0113333
     3.00        4 .  558
     1.00        5 .  0

Stem width:      1.00
 Each leaf:       1 case(s)

MEIM 6-items scale: Ethnic Identity Stem-and-Leaf Plot for sex= female

 Frequency    Stem &  Leaf
     2.00        2 .  03
     5.00        2 .  55668
    10.00        3 .  0000111333
     6.00        3 .  555666
     6.00        4 .  011333
     2.00        4 .  66
     1.00        5 .  0

 Stem width:      1.00
 Each leaf:       1 case(s)
```

ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА РЕЗУЛТАТИТЕ

Листовидната графика **Stem-and-Leaf Plot** (Листовидна графика) е метод за онагледяване на данните в хистограмен формат, при който се запазва информацията за истинските им стойности. Всяко наблюдение е представено в стъбло като лист. Всяка от двете графики се състои от три колони. Първата дава честотата **Frequency** (Честота), втората е стъблото **Stem** (Стъбло), а третата - листото **Leaf** (Листо). След всяка графика има "**Stem width**" (Ширина на стъблото), което показва всяка стойност от графиката по какво число трябва да се умножи, за да се получи истинската стойност. "**Each leaf**" (Всяко листо) показва колко са наблюденията за всяко листо. В примера стойностите им са 1.

Първата листовидна графика е за мъже, а втората е за жени. От Таблица 6.1 от колоната *момичета* се вижда, че са включени 32 момичета и съответните им стойности за етническата им идентичност. Листовидната графика за жени е разпределила изследваните 32 стойности за момичета в 7 групи. Първата група включва стойностите от 2.00 до 2.49, които са два листа (наблюдения). От Таблица 6.1 за момичетата се вижда, че има две стойности от 2.00 до 2.49: това са **2.**00 и **2.**33. Удебелените числа (**2.**) формират стъблото за първия ред, а подчертаните числа (0, и 3) съответния лист. В първата колона (Frequency) е даден броят на числата в диапазона: 2.

За втория лист (ред) от листовидната графика за момичета са включени числата от 2.50 до 2.99. Съгласно Таблица 6.1 те са следните: **2.**50, **2.**50, **2.**67, **2.**67 и **2.**83. Удебелените числа (**2.**) формират стъблото за втория лист (ред), а подчертаните числа (5, 5, 6, 6 и 8) съответния лист. В първата колона (Frequency) е даден броят на числата в диапазона: 5.

Примерът илюстрира не сложна графика, която се състои само от 7 листа. Ефективността на тази техника се ограничава от относително малката извадка, за която може да се приложи. Този вид графики се използва само при предварителния анализ на данните и практически чрез тях никога не се представят резултати от проведено изследване.

6.3 ХИСТОГРАМА

Хистограмата се използва, за да се визуализира разпределението на една ординална, интервална (скала във формат на Ликерт) или пропорционална променлива. Тя показва колко пъти дадена стойност се среща в определена променлива. С помощта на хистограма се прави визуална проверка на нормалното разпределение на променливата, което е една от предпоставките за използване на параметричните тестове.

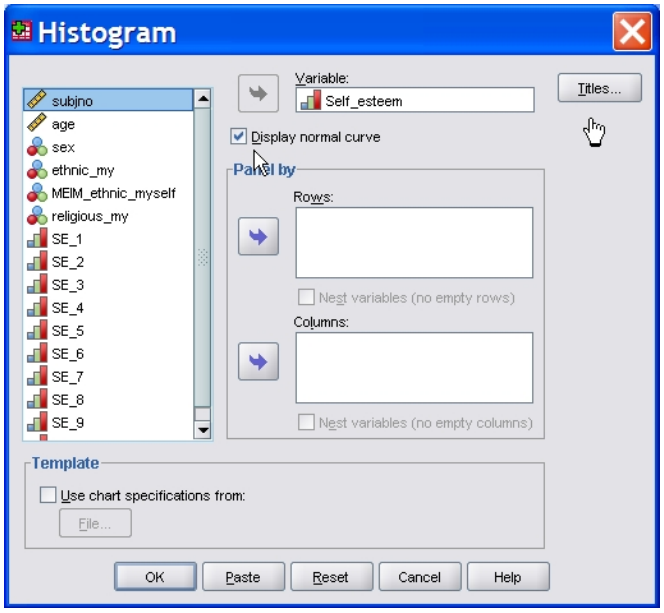
Хистограма се използва, за да се онагледи разпределението на една променлива във вид на стълбове.

С цел да се провери *визуално* дали скалата за "*самооценка*" (self-esteem), разработена и апробирана от М. Розенберг (Rosenberg, 1965; Ганева, 2010), описана в Кутия 5.1 има нормално разпределение се създава хистограма. Скалата се изчислява като сума на 10 въпроса във формат на Ликерт и затова тя е интервална скала/променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). Разглежданата извадка включва 355 респондента. Променливата *самооценка* е обозначена в матрицата на изследването като *Self_esteem* и приема стойности от 10 до 50.

ПРОЦЕДУРА НА СЪЗДАВАНЕ НА ХИСТОГРАМА: КОМАНДА HISTOGRAM (ХИСТОГРАМА)

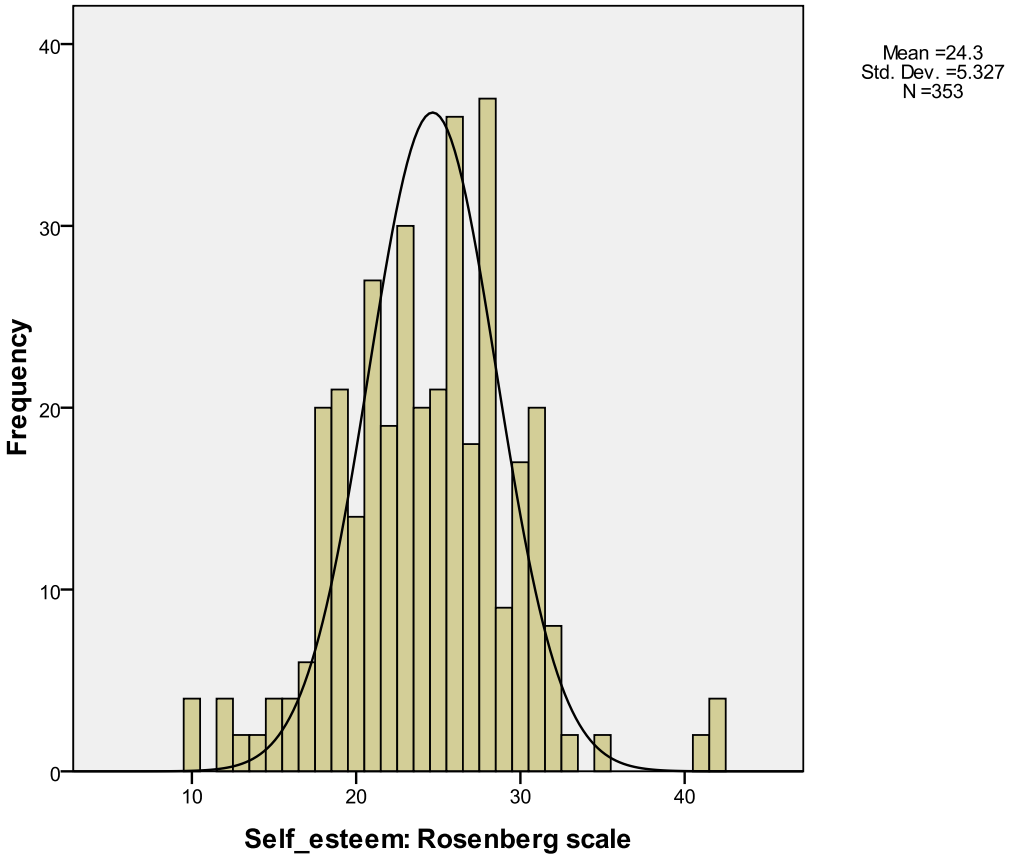
Процедурата за създаване на хистограма с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- От Лента с менюта (Menu Bar) се избира **Graphs**⇒**Legacy Dialogs**⇒**Histogram** (Графики⇒Традиционни диалози⇒Хистограма) (виж Фигура 6.1) и се получава диалоговата кутия от Фигура 6.5.



Фигура 6.5 Диалогова кутия на командата *Histogram* (Хистограма)

- От кутията в ляво със списъка на всички променливи в матрицата се избира интервалната променлива-скала *Self_esteem* и със стрелката се премества в кутията **Variable** (Променлива).
- Избира се прозорецът **Display normal curve** (Покажи кривата на нормалното разпределение) (виж курсора).
- За да се зададе име на графиката се избира бутонът **Titles** (Заглавия) (виж ръчичката).
- Кликва се на бутона **OK** и се получава следният резултат от изпълнението на командата.



СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
GRAPH
  /HISTOGRAM(NORMAL)=Self_esteem.
```

ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ

Изходната графика е показана на предишната страница.

ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА РЕЗУЛТАТИТЕ

От хистограмата се получава визуална представа за честотата на стойностите на изследваната променлива. Освен това е възможно да се проведе т. нар. визуална проверка дали променливата има разпределение близко да нормалното.

Всяко листо на листовидната графика за разлика от хистограмата посочва стойности, което осигурява повече информация за изходните данни в сравнение с хистограмата.

6.4 СТЪЛБОВИДНА ГРАФИКА

Стълбовидните графики могат да бъдат както много сложни така и опростени. Тяхната сложност се определя от броя на променливите, които се визуализират едновременно в една и съща графика. Те най-често се прилагат с две променливи като зависимата е скала, а независимата е номинална. Ако обаче и двете променливи, зависимата и независимата, са номинални, тогава този вид графика е единствено възможната да се приложи.

Стълбовидна графика се използва при онагледяване на връзката между две и повече променливи, когато независимата е *номинална*.

Има два възможни случая, при които се създават стълбовидни графики за променливи.

1. Променливите се разглеждат като независими и се изобразяват на графиката едновременно.
2. При необходимост от визуализиране на разпределението на една зависима променлива в зависимост от различните стойности на други независими променливи.

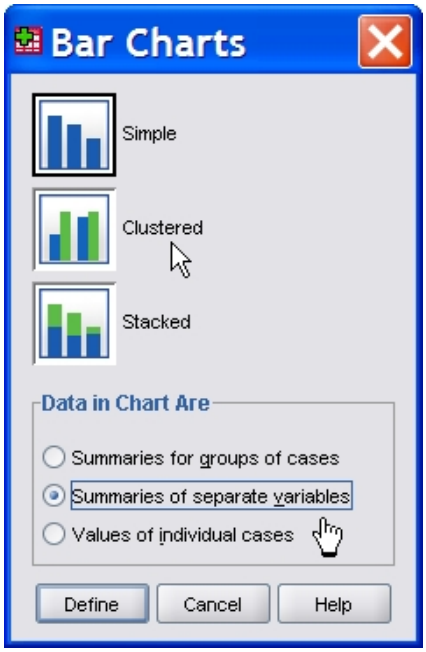
Тъй като двата случая се използват често при графичното изображение на данните те са разгледани.

6.4.1 СТЪЛБОВИДНА ГРАФИКА НА НЕЗАВИСИМИ ПРОМЕНЛИВИ: КОМАНДА BAR (СТЪЛБОВИДНА ГРАФИКА)

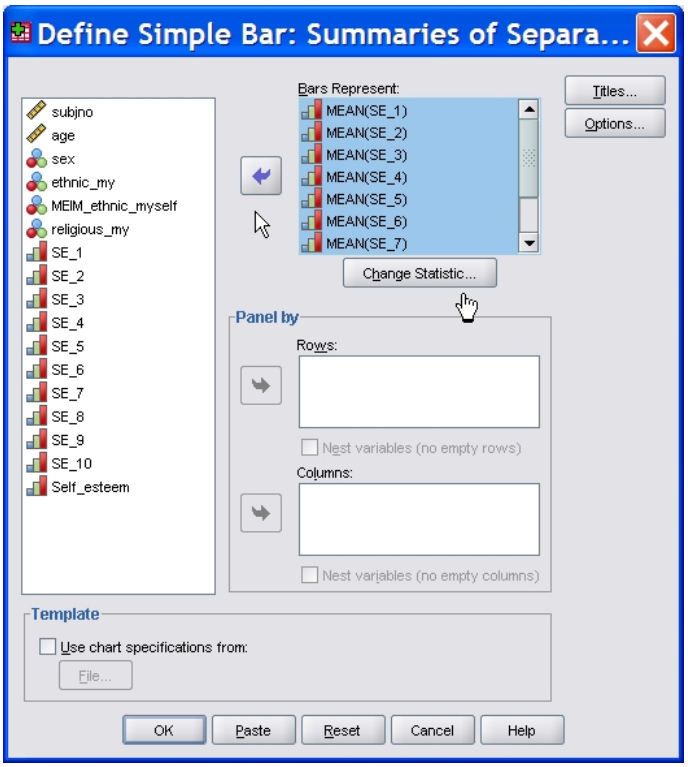
Процедурата за създаване на стълбовидна графика с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- От Лентата с менюта (Menu Bar) се избира **Graphs**⇒**Legacy Dialogs**⇒**Bar** (Графики ⇒Традиционни диалози⇒Стълбовидна графика) (виж Фигура 6.1) и се получава диалогова кутия от Фигура 6.6.
- Избира се **Clustered** (Групирани) (виж курсора).
- Избира се балона **Summaries of separate variables** (Обобщаване на отделните променливи) (виж ръчичката), който се намира в раздела *Data in Chart Are* (Данните в диаграмата са).
- Кликва се на бутона **Define** (Дефинирай) и се получава новата диалогова кутия от Фигура 6.7.

- Избират се променливи от списъка в ляво и със стрелката (виж курсора) се преместват в кутията *Bars Represent* (Формиращите стълбовидната графика). В примера са избрани десетте променливи, които образуват скалата за "*самооценка*" (self-esteem) от *SE_1* до *SE_10*.
- С бутона **Change statistic** (Промени статистиката) се задава вида на статистиката, която се прилага. В примера е зададена средноаритметична стойност (mean).
- Кликва се на бутона **OK** и се получава следният резултат от изпълнението на командата.



Фигура 6.6 Диалогова кутия на командата *Bar* (Стълбовидна графика)



Фигура 6.7 Диалогова кутия *Define* (Дефинирай) на командата *Bar: Summaries of separate variables* (Стълбовидна графика: Обобщаване на отделните променливи)

СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

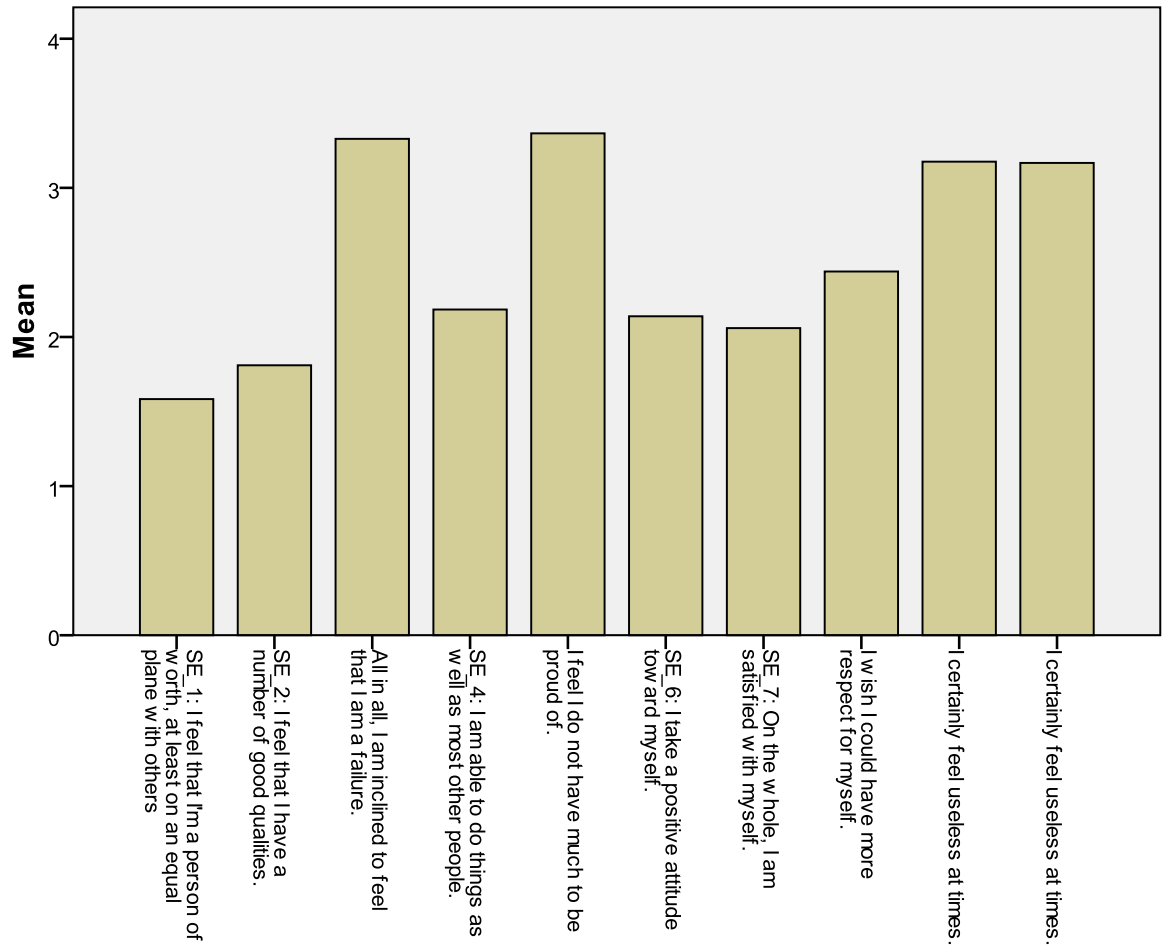
```
GRAPH
   /BAR(SIMPLE)=  MEAN(SE_1) MEAN(SE_2) MEAN(SE_3) MEAN(SE_4)
                  MEAN(SE_5) MEAN(SE_6) MEAN(SE_7) MEAN(SE_8)
                  MEAN(SE_9) MEAN(SE_10)
   /MISSING=LISTWISE.
```

ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ

Изходната графика е показана на следващата страница.

ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА РЕЗУЛТАТИТЕ

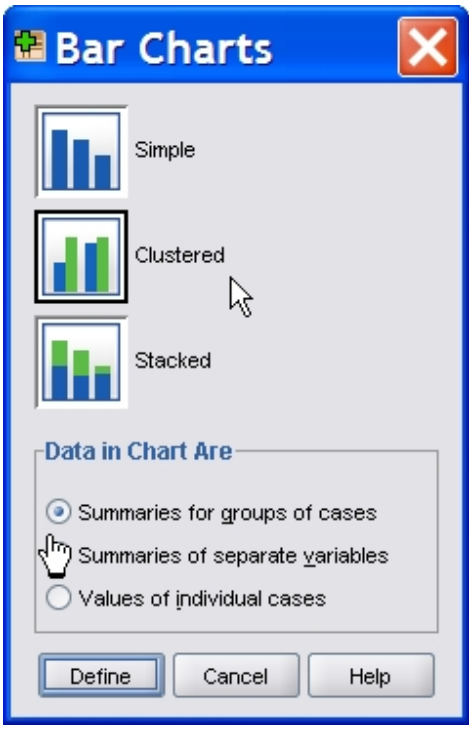
От хистограмата се получава обобщена информация за разпределението на десетте променливи които формират скалата *самооценка* (Rosenberg, 1965).



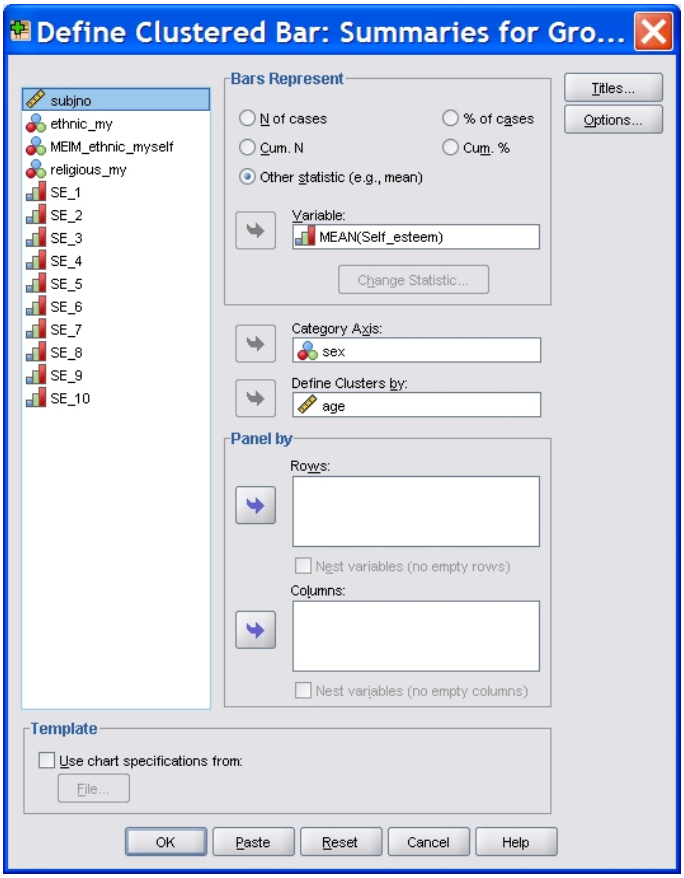
6.4.2 СТЪЛБОВИДНА ГРАФИКА НА ЗАВИСИМА И НЕЗАВИСИМИ ПРОМЕНЛИВИ: КОМАНДАТА BAR (СТЪЛБОВИДНА ГРАФИКА)

Процедурата за създаване на стълбовидна графика на една променлива в зависимост от стойностите на други променливи с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- От Лентата с менюта (Menu Bar) се избира **Graphs**⇒**Legacy Dialogs**⇒**Bar** (Графики ⇒Традиционни диалози⇒Стълбовидна графика) (виж Фигура 6.1) и се получава диалоговата кутия от Фигура 6.8.
- Избира се **Clustered** (Групирани) (виж курсора).
- Избира се балона **Summaries for groups of cases** (Обобщаване за групи от наблюдения) (виж ръчичката), който се намира в раздела *Data in Chart Are* (Данните в диаграмата са).
- Кликва се на бутона **Define** (Дефинирай) и се получава новата диалогова кутия от Фигура 6.9.
- В кутията *Bars Represent* (Формиращите стълбовидната графика) се избира балонът **Other statistic (e.g., mean)** (Други статистики (например средноаритметично)).
- От кутията в ляво със списъка на всички променливи в матрицата се избира зависимата променлива *Self_esteem* и със съответната стрелка се премества в кутията *Variable* (Променлива).
- Избира се независима променлива за графиката, например *sex*, която е номинална с две нива (дихотомна), описана е в Таблица 6.1 и се премества в кутията *Category Axis* (Категория за осовата линия).
- Избира се независима променлива за графиката, например *age*, която е интервална и се премества в кутията *Define Clusters by:* (Дефинирай групите по:).

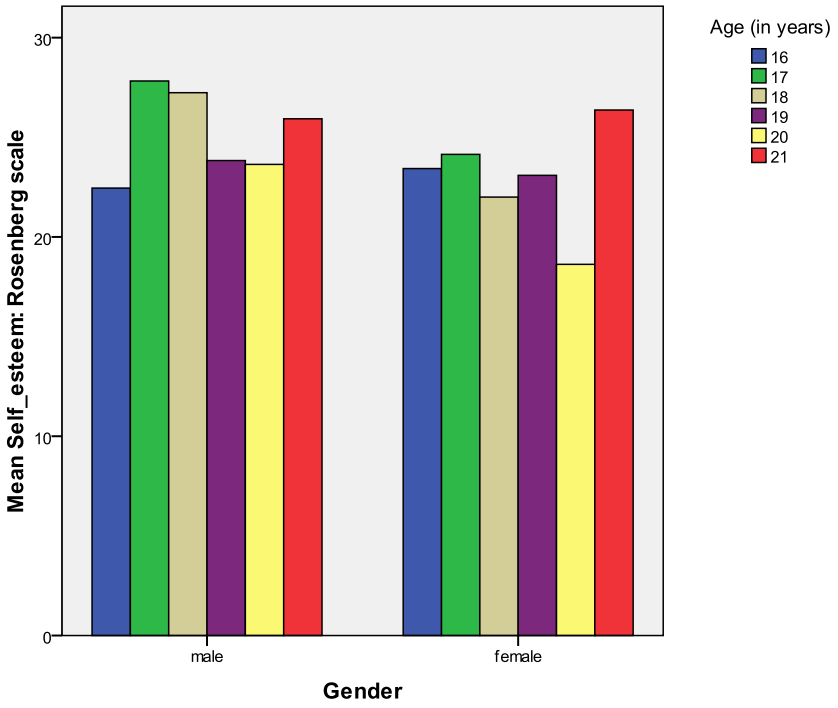


Фигура 6.8 Диалогова кутия на командата *Bar* (Стълбовидна графика)



Фигура 6.9 Диалогова кутия *Define* (Дефинирай) на командата *Bar: Summaries for groups of cases* (Стълбовидна графика: Обобщаване за групи от наблюдения)

- Кликва се на бутона **OK** и се получава следният резултат от изпълнението на командата.



СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
GRAPH
   /BAR(GROUPED)=MEAN(Self_esteem) BY sex BY age.
```

ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ

Изходната графика е показана на предишната страница.

ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА РЕЗУЛТАТИТЕ

От хистограмата се получава информация за разпределението на *самооценката*, измерена със скалата на Розенберг (Rosenberg, 1965; Ганева, 2010) за момчета и момичета на различни възрасти.

6.5 ГРАФИКА НА РАЗСЕЙВАНЕ

Графиката на разсейване обикновено се използва при визуализация на връзката между две количествени променливи, най-често интервални или пропорционални. Ако връзката се изследва със статистически тестове, например корелационен анализ (Глава 10), е добра идея първо да се създаде и анализира графика на тяхното разсейване, която позволява ориентация в корелацията между променливите.

Този вид графика дава отговор на следните въпросите, дали връзката между две изследвани променливи е:

- Приблизително линейна или не.
- Позитивна (с увеличаването на едната и другата се увеличава) или негативна (с увеличаването на едната другата намалява) ли е зависимостта между двете изследвани променливи.
- Каква е силата на зависимостта между променливите: слаба или силна.

Графиката на разсейване онагледява връзката между две количествени променливи (скали).

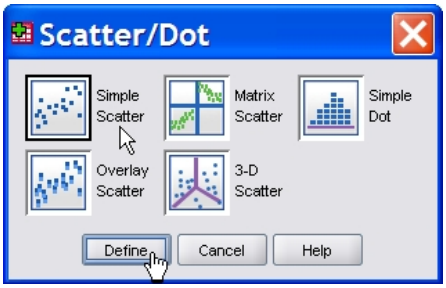
Графиката на разсейване се създава за:

- скалата за *самооценка* (self-esteem) (Rosenberg, 1965; Ганева, 2010), която е описана в Кутия 5.1. Скалата се изчислява като сума от 10 въпроса във формат на Ликерт и затова тя е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). Променливата *самооценка* е обозначена в матрицата на изследването като *Self_esteem* и приема стойности от 10 до 50.
- скалата за *степен на оптимизъм и песимизъм* (Scheier, Carver & Bridges, 1994; Ganeva & Rasticova, 2011; Ганева, 2010), която е описана в Кутия 5.2. Скалата се изчислява като сума на 6 въпроса във формат на Ликерт и затова тя е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). Променливата *степен на оптимизъм и песимизъм* е обозначена в матрицата на изследването като *optimism* и приема стойности от 6 до 30.

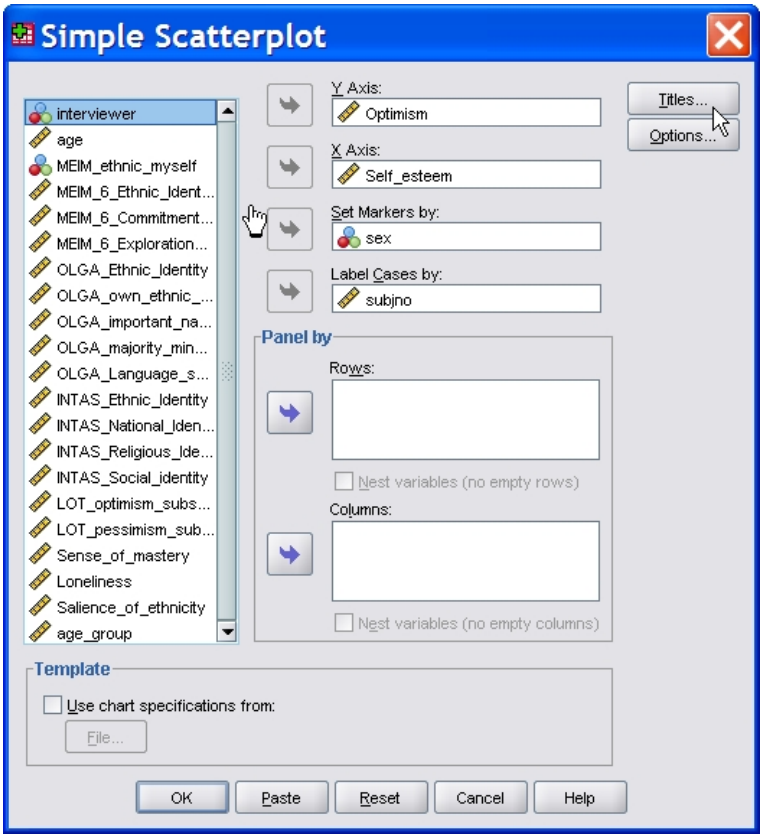
ПРОЦЕДУРА ЗА СЪЗДАВАНЕ НА ГРАФИКА НА РАЗСЕЙВАНЕ: КОМАНДА SCATTER/DOT (ГРАФИКА НА РАЗСЕЙВАНЕ)

Процедурата за създаване на графика на разсейване с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- От Лентата с менюта (Menu Bar) се избира **Graphs**⇒**Legacy Dialogs**⇒**Scatter/Dot** (Графики⇒Традиционни диалози⇒Графика на разсейване) (виж Фигура 6.1) и се получава диалоговата кутия от Фигура 6.10.
- Избира се **Simple Scatter** (Обикновена графика на разсейване) (виж курсора).
- Кликва се на бутона **Define** (Дефинирай) (виж ръчичката) и се получава Фигура 6.11.



Фигура 6.10 Диалогова кутия на командата *Scatter/Dot* (Графика на разсейване)



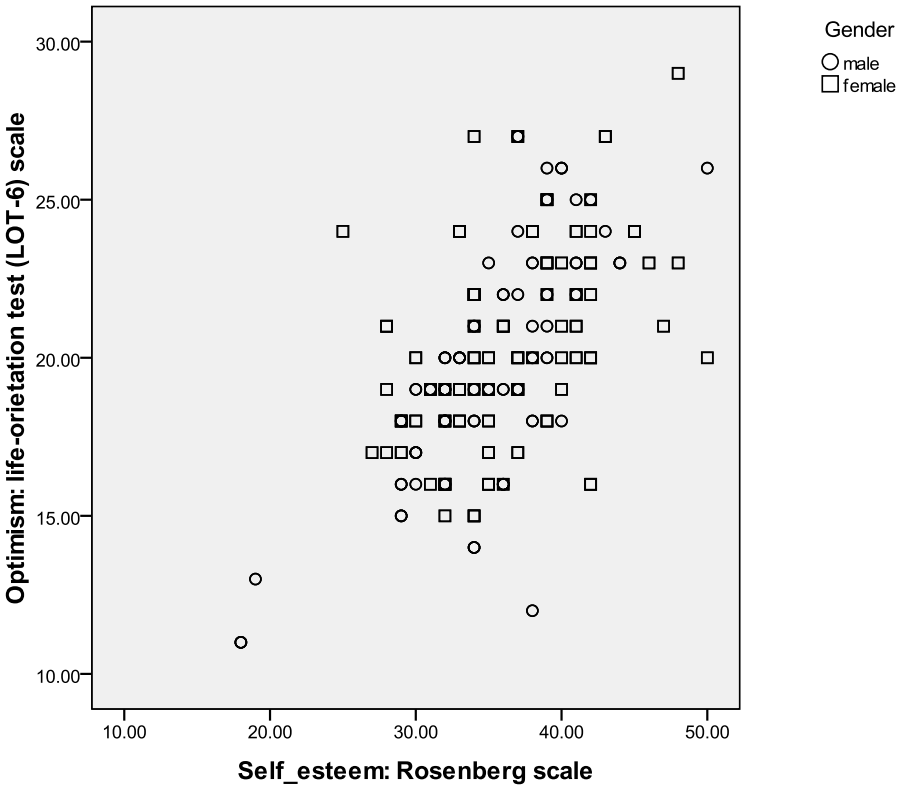
Фигура 6.11 Диалогова кутия *Define* (Дефинирай) на командата *Scatter/Dot*: *Simple Scatter* (Графика на разсейване: Обикновена графика на разсейване)

- Избира се първата променлива, която условно се смята за зависима, тя е по вертикалната ос и със съответната стрелка (виж ръчичката) се премества в кутията **Y Axis:** (Ос: Y). В примера това е променливата *Optimism*.
- Избира се втората променлива, която условно се смята за независима, тя е по хоризонталната ос и със съответната стрелка (виж ръчичката) се премества в кутията **X Axis:** (Ос: X). В примера това е променливата *Self_esteem*.
- Ако е необходимо може да се зададе в графиката да се вижда всяка стойност към каква друга номинална променлива (например: *пол* - момчета и момичета) принадлежи. За целта се избира номиналната променлива и се премества със съответната стрелка в кутията **Set Markers by:** (Установи маркерите с). В примера това е променливата *sex*.
- Променливата *subjno* се премества в кутията **Label Cases by:** (Разграничаване на наблюденията по) със съответната стрелка. Това позволява да се идентифицират в графиката ако има анормални наблюдения.
- Заглавието на графиката се задава като се избере бутонът **Titles** (Заглавия) (виж курсора) и в новата диалогова кутия се попълни необходимият текст.
- Чрез бутона **Options** (Опции) (виж курсора) се достига до нова диалогова кутия, в която се задава как да се отчитат липсващите данни в матрицата (Глава 9, Раздел 9.9).
- Кликва се на бутона **OK** и се получава следният резултат от изпълнението на командата.

СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
GRAPH
  /SCATTERPLOT(BIVAR)=Self_esteem WITH Optimism BY sex BY subjno
(IDENTIFY)
  /MISSING=LISTWISE.
```

ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ



ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА РЕЗУЛТАТИТЕ

От получената графика може да се направи изводът, че съществува средна положителна линейна корелация между двете променливи: скалата за *самооценка* и скалата за *степен на оптимизъм и песимизъм* за цялата извадка. Липсва нелинейна зависимост. Ето защо е подходящо да се използва коефициентът на Пирсън (Pearson correlation), за да се изчисли линейната корелация между двете променливи: *Self_esteem* и *Optimism*.

Корелационният анализ е разгледан в Глава 10.

6.6 ГРАФИКА-КУТИЯ

Графиките-кутии се използват *най-често* при сравнение на разпределението на две интервални или пропорционални променливи и за откриване на анормални наблюдения в матрицата на изследването.

Графиките-кутии се използват при сравнение на разпределението на интервалната или пропорционална променлива за различни групи.

Графики-кутии се създават за:

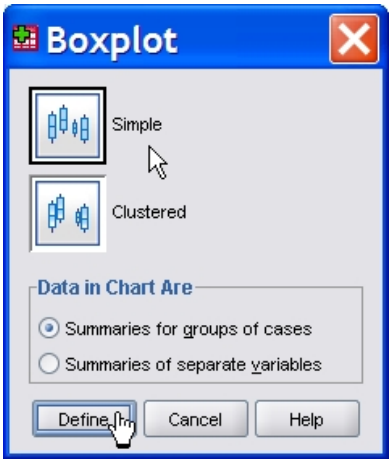
- скалата за *самооценка* (self-esteem) (Rosenberg, 1965; Ганева, 2010). Тя е описана в Кутия 5.1 Тази скала се изчислява като сума от 10 въпроса във формат на Ликерт и затова тя е интервална скала/променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). Променливата *самооценка* е обозначена в матрицата на изследването като *Self_esteem* и приема стойности от 10 до 50.
- променливата *възрастова група*, която има две стойности: 1 – пълнолетни и 2– непълнолетни. Тя е ординална (виж Глава 1, Раздел 1.6.2) и е обозначена в матрицата на изследването като *age_group*.

Разгледан е и начинът за идентифициране на анормални наблюдения, ако те съществуват, в матрицата на изследването.

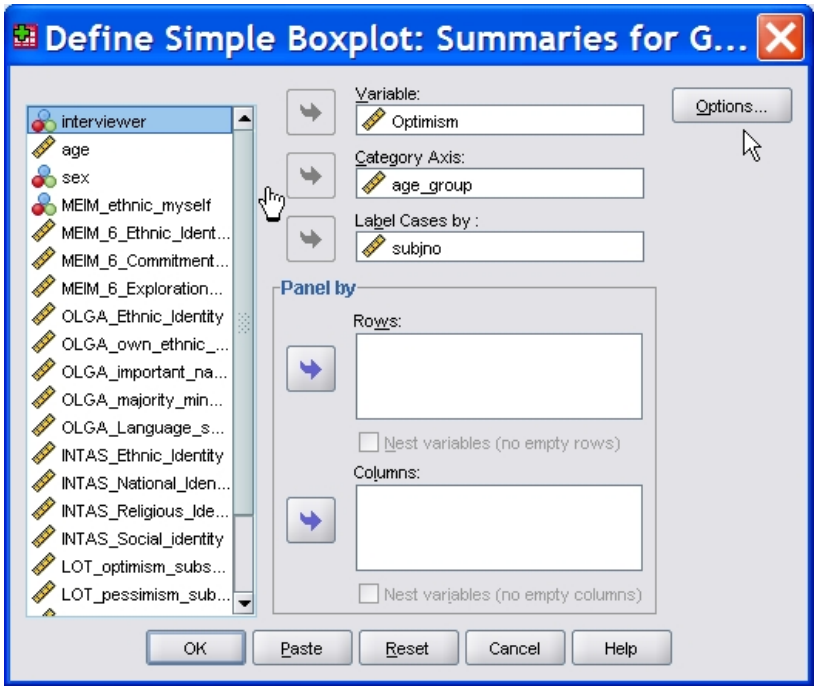
ПРОЦЕДУРА ЗА СЪЗДАВАНЕ НА ГРАФИКА-КУТИЯ: КОМАНДА BOXPLOT (ГРАФИКА-КУТИЯ)

Процедурата за създаване на графика-кутия с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- От Лентата с менюта (Menu Bar) се избира **Graphs**⇒**Legacy Dialogs**⇒**Boxplot** (Графики⇒Традиционни диалози⇒Графика-кутия) (виж Фигура 6.1) и се получава диалоговата кутия от Фигура 6.12.



Фигура 6.12 Диалогова кутия на командата *Boxplot* (Графика-кутия)



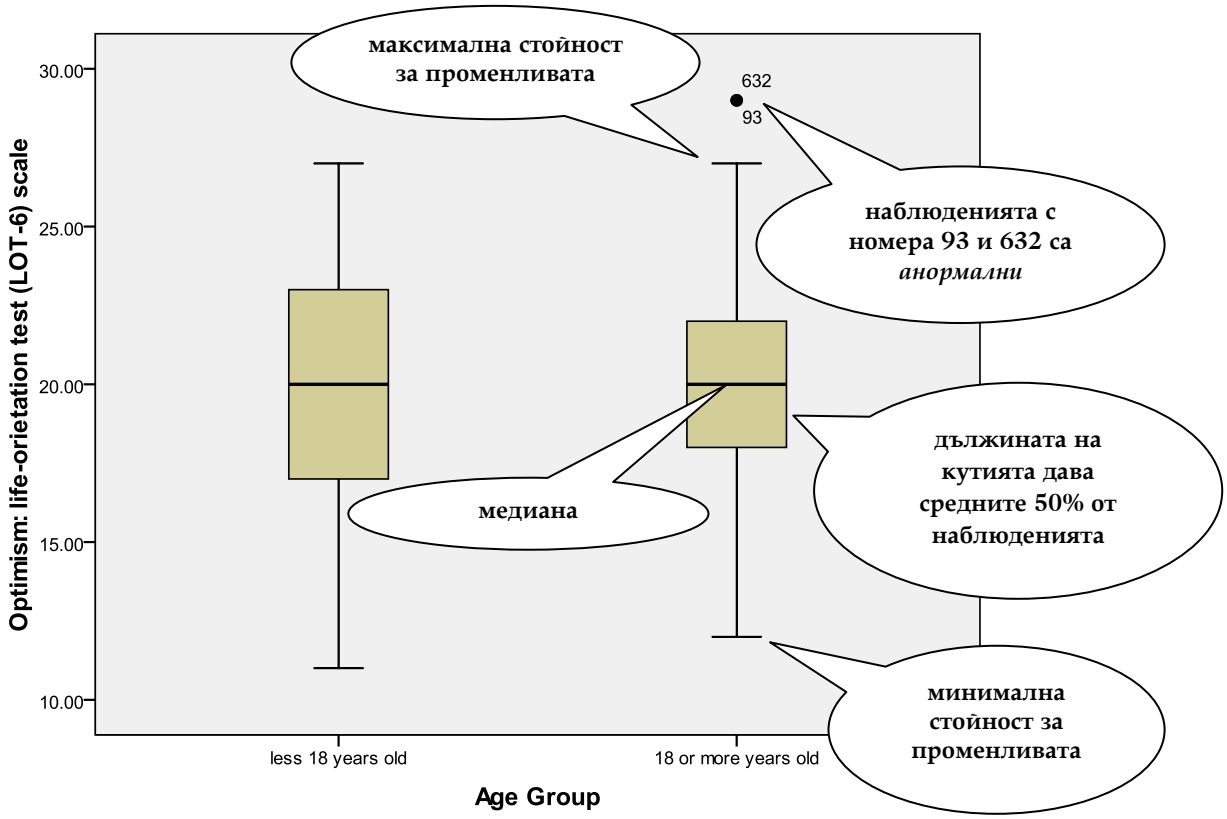
Фигура 6.13 Диалогова кутия *Define* (Дефинирай) на командата *Boxplot*: *Simple* (Графика-кутия: Обикновена)

- Избира се **Simple** (Обикновен) (виж курсора).
- Избира се балонът **Summaries for groups of cases** (Обобщаване за групи от наблюдения), който се намира в раздела *Data in Chart Are* (Данните в диаграмата са).
- Кликва се на бутона **Define** (Дефинирай) (виж ръчичката) и се получава Фигура 6.13.
- Избира се интервалната променлива *Optimism* и със съответната стрелка (виж ръчичката) се премества в кутията **Variable**: (Променлива).
- Избира се ординалната променлива *age_group* и се премества със съответната стрелка в кутията **Category Axis**: (Категории за осите).
- Променливата *subjno* се премества със съответната стрелка в кутията **Label Cases by:** (Разграничаване на наблюденията по). По този начин ако има се онагледяват на графиката номерата на анормалните наблюдения.
- От бутона **Options** (Опции) (виж курсора) се появява нова диалогова кутия, в която се задава начинът за отчитане на липсващи данни в матрицата (Глава 9, Раздел 9.9).
- Кликва се на бутона **OK** и се получава следният резултат от изпълнението на командата.

СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
EXAMINE VARIABLES=Optimism BY age_group
   /PLOT=BOXPLOT
   /STATISTICS=NONE
   /NOTOTAL
   /ID=subjno.
```

ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ



ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА РЕЗУЛТАТИТЕ

Графиката от този вид дава сравнително голям обем от информация за променливите:

- Всяко от двете разпределения е онагледено чрез кутия и две стърчащи линии, които се наричат *мустаци*. Дължината на кутията обхваща 50 процентила от наблюденията за променливата (от 25 до 75) като удебелената черта в кутията е стойността на медианата. Мустаците свързват кутията с минималната и максималната стойност на променливата.
- Всяко наблюдение, което може да се сметне за *анормално* се появява на графиката като малко кръгче със съответен идентификационен номер (номер на наблюдението или на реда в матрицата с наблюдения). **Анормално** наблюдение е всяко наблюдение, което е доста различно от останалите. IBM SPSS Statistics класифицира (и отбелязва с кръгче) като анормално всяко наблюдение, което е на разстояние по-голямо от 1.5 дължини на кутията от нейният горен или долен край. В примера са налице две анормални наблюдения с номера: 93 и 632. Като **екстремално** наблюдение IBM SPSS Statistics класифицира (и отбелязва със звездичка *) всяко наблюдение, което е поне на три дължини на кутията от нейния горен или долен край. В примера липсват екстремални наблюдения.
- Може да се направи визуално сравнение на разпределението за двете групи: непълнолетни и пълнолетни. В случая пълнолетните са по-компактни (по малка е тяхната кутия) като средните стойности за двете групи са доста близки.

6.7 ЛИНЕЙНА ГРАФИКА

Линейната графика, която още се нарича *честотна графика* или *честотен полигон* е най-често срещаният начин за визуално изображение на данните, въпреки че в статистическия анализ тя не е най-използвания метод. Чрез нея се проверява как някои от параметрите на ординалните променливи и променливите – скали, обикновено средната аритметична стойност и дисперсията се разпределят за различните нива на номиналната променлива. Тя често се прилага при дисперсионния анализ.

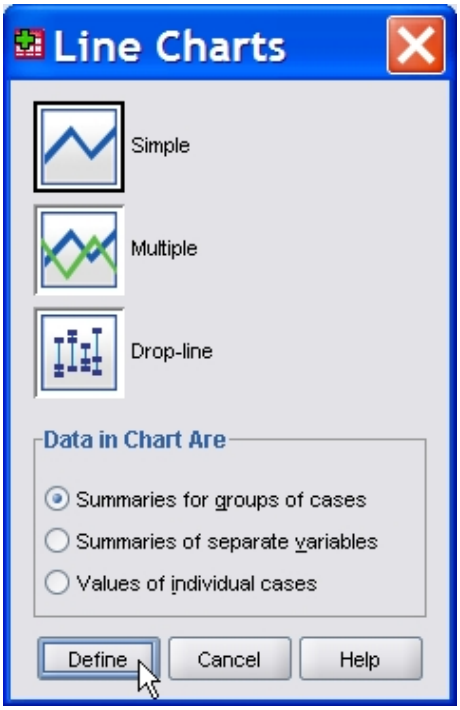
Линейната графика съединява точките с данните с права линия, за да онагледи връзката между две променливи.

Линейна графика се създава за:

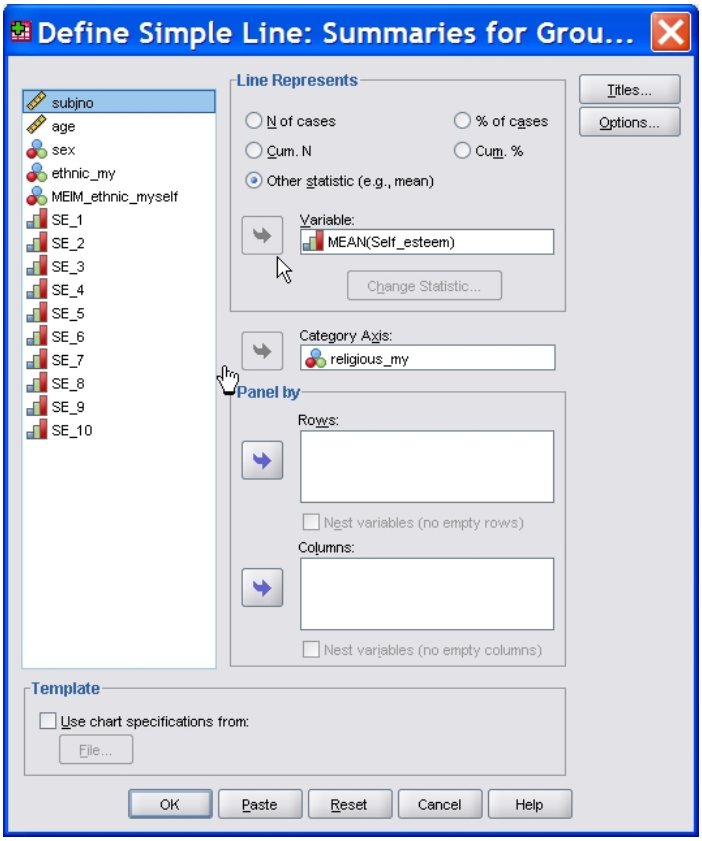
- Скалата за "*самооценка*" (self-esteem), която се състои от 10 въпроса и е разработена и апробирана от М. Розенберг (Rosenberg, 1965; Ганева, 2010). Тя е описана в Кутия 5.1. Скалата се изчислява като сумата от 10 въпроса във формат на Ликерт и затова тя е интервална скала/променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). Променливата *самооценка* е обозначена в матрицата на изследването като *Self_esteem* и приема стойности от 10 до 50.
- Променливата *религиозна група*, която има шест стойности: 1 – *Християнин*, 2 – *Мюсюлманин*, 3 – *Юдеи*, 4 – *Агностик*, 5 – *Атеист* и 6 – *Друго*. Тя е номинална (виж Глава 1, Раздел 1.6.1) и е обозначена в матрицата на изследването като *religious_my*.

ПРОЦЕДУРА ЗА СЪЗДАВАНЕ НА ЛИНЕЙНА ГРАФИКА: КОМАНДА LINE (ЛИНЕЙНА ГРАФИКА)

Процедурата за създаване на линейна графика с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:



Фигура 6.14 Диалогова кутия на командата *Line* (Линейна графика)



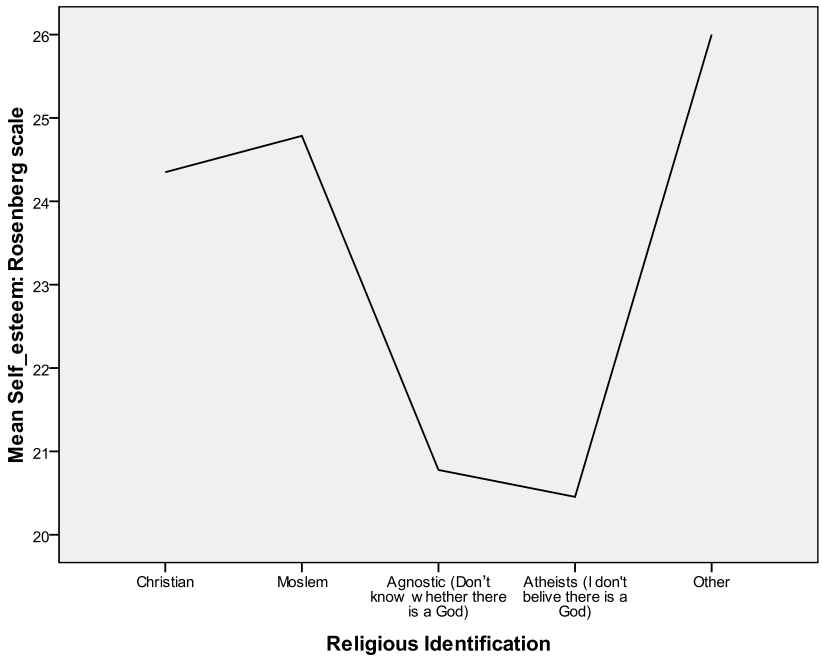
Фигура 6.15 Диалогова кутия *Define* (Дефинирай) на командата *Line* (Линейна графика)

- От Лентата с менюта (Menu Bar) се избира **Graphs**⇒**Legacy Dialogs**⇒**Line** (Графики ⇒Традиционни диалози⇒Линейна графика) (виж Фигура 6.1) и се получава диалоговата кутия от Фигура 6.14.
- Избира се балонът **Summaries for groups of cases** (Обобщаване за групи от наблюдения), който се намира в раздела *Data in Chart Are* (Данните в диаграмата са).
- Кликва се на бутона **Define** (Дефинирай) (виж курсора) и се получава диалоговата кутия от Фигура 6.15.
- В кутията *Line Represents* (Формиращи линейната графика) се избира балонът **Other statistic (e.g., mean)** (Други статистики (например средноаритметично)).
- От кутията в ляво със списъка на всички променливи в матрицата се избира променливата *Self_esteem* и със стрелката (виж курсора) се премества в кутията **Variable** (Променлива). Автоматично там тя се появява като MEAN (*Self_esteem*), което означава, че нейната средна стойност се онагледява за различните групи, които се дефинират чрез следващата променлива.
- Избира се другата променлива за графиката *religious_my* и се премества със съответната стрелка (виж ръчичката) в кутията **Category Axis**: (Категории за осите).
- Кликва се на бутона **OK** и се получава следният резултат от изпълнението на командата.

СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
GRAPH
   /LINE(SIMPLE)=MEAN(Self_esteem) BY religious_my.
```

ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ



ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА РЕЗУЛТАТИТЕ

От графиката се вижда как *религиозната идентичност* влияе на *самооценката* (self-esteem), измерена със скалата на М. Розенберг (Rosenberg, 1965).

6.8 СЕКТОРНА (КРЪГОВА) ГРАФИКА

Кръговата или секторната графика се използва при онагледяване на категорийни данни, но само ако на нея са изобразени всички категории. Тя дава визуална представа как всяка отделна категория се отнася към цялото. В нея по-големият сектор показва по-

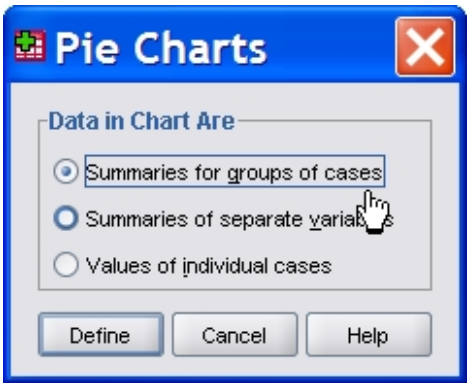
голямо честотно разпределение. Ако на графиката не са изобразени всички категории се получава грешна представа за честотното им разпределение. Тя може да се използва за представяне на номинални данни ако изследователят по някакви причини не желае да използва стълбовидната графика, която винаги е за предпочитане.

Кръговата (секторната) графика е разделена на сектори, пропорционални на количеството, което онагледяват.

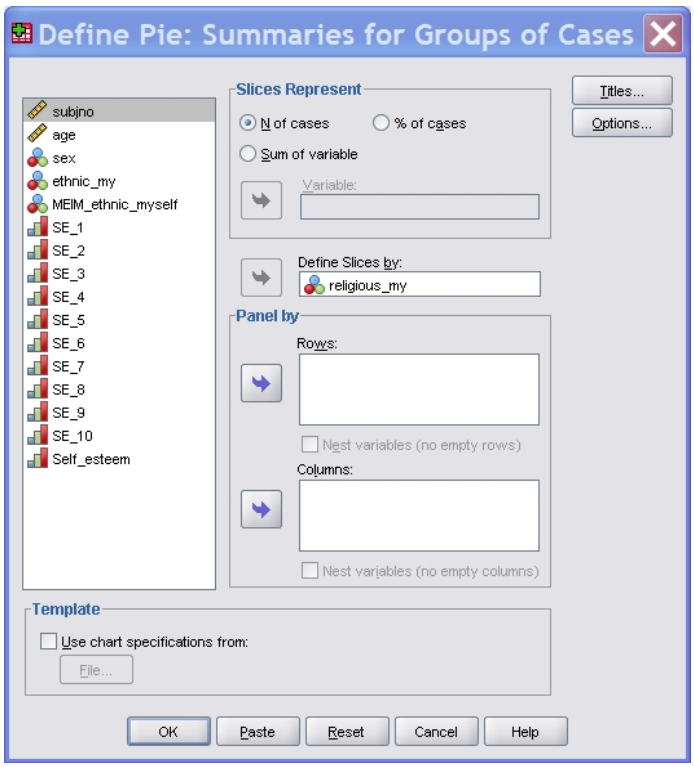
Секторна графика се създава от анализа на променливата *религиозна група*, която има шест стойности: 1 – *Християнин*, 2 – *Мюсюлманин*, 3 – *Юдеи*, 4 – *Агностик*, 5 – *Атеист* и 6 – *Друго*. Тя е номинална и е обозначена в матрицата на изследването като *religious_my*.

ПРОЦЕДУРА НА СЪЗДАВАНЕ НА СЕКТОРНА (КРЪГОВА) ГРАФИКА: КОМАНДА PIE (КРЪГОВА ГРАФИКА)

Процедурата за създаване на кръгова (секторна) графика с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:



Фигура 6.16 Диалогова кутията командата *Pie Charts* (Кръгова графика)



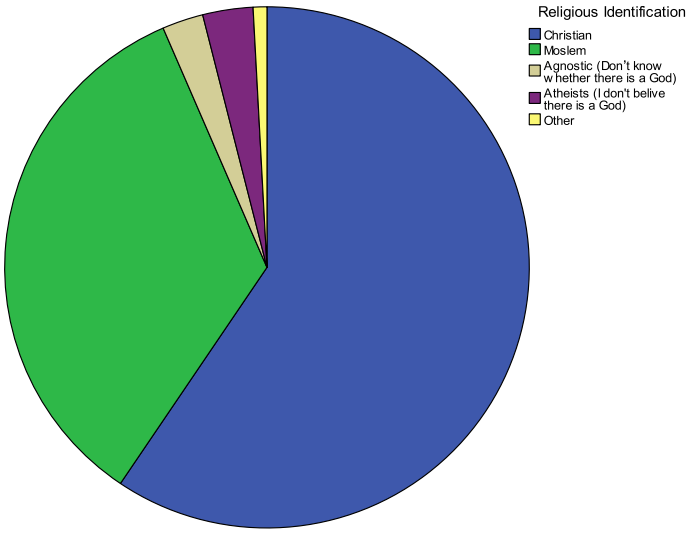
Фигура 6.17 Диалогова кутия *Define* (Дефинирай) на командата *Pie Charts* (Кръгова графика)

- От Лентата с менюта (Menu Bar) се избира **Graphs**⇒**Legacy Dialogs**⇒**Pie** (Графики ⇒Традиционни диалози⇒Кръгова графика) (виж Фигура 6.1) и се получава диалоговата кутия от Фигура 6.16.
- Кликва се на балона **Summaries for groups of cases** (Обобщаване за групи от наблюдения) (виж ръчичката).
- Кликва се на бутона **Define** (Дефинирай) и се получава кутията от Фигура 6.17.
- От кутията в ляво със списъка на всички променливи в матрицата се избира променливата *religious_my*. Тя е номинална с шест нива и е описана в Таблица 6.1. Със стрелката тя се премества в кутията **Define Slices by** (Дефинирай секциите чрез) както е показано на Фигура 6.17.
- Кликва се на бутона **OK** и се получава следният резултат от изпълнението на командата.

СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
GRAPH
   /PIE=COUNT BY religious_my.
```

ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ



ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА РЕЗУЛТАТИТЕ

От графиката се вижда, че християните са преобладаващото мнозинство от извадката, следвани от мюсюлманите.

6.9 ОБОБЩЕНИЕ

За да се разбират и интерпретират по-лесно резултатите от проведеното изследване е необходимо те да се онагледяват чрез графики. Те дават визуална представа за данните и илюстрират връзката между две променливи. Сред неписаните правила при съставяне на графики са, че независимата променлива обикновено е изобразена по хоризонталната ос X , а зависимата променлива по вертикалната ос Y . За да се избегне деформацията на графиката е прието оста Y да е приблизително три четвърти от дължината на оста X .

Ако независимата променлива е номинална е подходящо да се направи стълбовидна графика. Ако са налице измервания по двойки за две интервални или пропорционални променливи може да се използва графиката на разсейване. Хистограмата се прилага при илюстрация на честотното разпределение, от чиято форма се съди дали променливата има нормално разпределение.

Преговор: ***Ключови думи и термини*** по азбучен ред, *виж*: Тълковния речник

аномални наблюдения	категорийна променлива	нормално разпределение
база от данни	количествени променливи	променлива
графика	кръгова, секторна графика	пропорционална променлива
графика на разсейване	Ликерт скала	процентил
графика-кутия	линейна графика	стълбовидна графика
данни	листовидна графика	хистограма
дескриптивна статистика	матрица с данни	честота
зависима променлива	независима променлива	честотна графика (полигон)
интервална променлива	номинална променлива	

7 Дескриптивна статистика. Нормално разпределение. Точкова и интервална оценка

7.1	Въведение	183
7.2	Мерки на централната тенденция (средни величини) на разпределението	184
7.3	Мерки за разсейване на разпределението	188
7.4	Графична илюстрация на мерките на централната тенденция (средни величини) и на мерките за разсейването	190
7.5	Дескриптивна статистика за качествени данни	191
7.6	Дескриптивна статистика за количествени данни	199
7.7	Стандартизирани или нормирани стойности	201
7.8	Нормално разпределение	202
7.9	Интервална оценка	213
7.10	Обобщение	216
7.11	Упражнения	217

7.1 Въведение

Най-често използваните методи за обобщение на данни са дескриптивната статистика и онагледяването чрез графики. Независимо какви дедуктивни статистически процедури са планирани да се проведат с данните, например дисперсионен или регресионен анализ, винаги се започва с преглеждане и запознаване с данните. Тези първоначални стъпки помагат да се определи какъв статистически анализ е подходящ да се приложи, за да се отговори на поставените пред изследването изследователски въпроси и научни хипотези. На практика процесът на предварителен анализ на данните често разкрива неочаквана информация: може да се открият високи или ниски стойности за данните. Вероятно т. нар. “анормални” наблюдения са следствие от неправилно кодиране на данните или те показват нови аспекти от данните или от изследваните лица, за които изследователят не е предполагал. Възможно е да се установи, че данните нямат нормално разпределение, че хистограмата има два пика, което показва, че има разлика между половете, например. Подобни интуитивни изводи често са възможни при

подходящо използване на дескриптивната статистика за предварителен анализ на първичната информация. В тази глава са разгледани най-често използваните *тактики* за разбиране на данните с цел да се представят или подготвят за по-нататъшен статистически анализ.

Дескриптивната статистика включва всички методи, които се използват за класификация на данните и за получаване на обобщените им характеристики. Тя описва данните.

Дескриптивната статистика включва техники, които *описват* характеристиките (параметрите) на дадено множество от данни (извадка).

Когато се броят наблюденията на изследваните лица се получава *честотата* за тази група. Когато преброяването се разшири до всички групи за променливата, която се изследва, се получава нейното *честотно разпределение*, което се онагледява чрез таблици и графики. Честотното разпределение е в основата на приложението на дескриптивната статистика. Графиките и таблиците са най-честата форма за представяне на дескриптивната статистика като техният избор зависи от вида на скалата, с която е измерена променливата.

Описването на честотното разпределение се състои в определяне на неговата **(а)** форма, **(б)** средни стойности и **(в)** разсейване. **Графиката** онагледява формата, измерването на **средните величини** (централната тенденция) показва средните стойности, а **разсейването** показва колко широко в разпределението от средните величини са разпръснати точките.

7.2 МЕРКИ НА ЦЕНТРАЛНАТА ТЕНДЕНЦИЯ (СРЕДНИ ВЕЛИЧИНИ) НА РАЗПРЕДЕЛЕНИЕТО

Когато се говори за разположението на наблюденията за едномерни разпределения се подразбира точката, която е разположена между най-малката и най-голямата стойност за дадена променлива и която най-добре показва нейния "център". Инструментът **централна тенденция** или т. нар. *средни величини* (*стойности*) *на разпределението* е конструиран да дава информация за типичното или средното наблюдение за обикновено голямо множество от наблюдения. Най-често се използват следните три метода за централната тенденция, които представляват индекси: **мода**, **медиана** и **средноаритметичната стойност** или средното значение. При правилното им използване дават възможно най-точната оценка за типичното наблюдение. Понякога изборът на подходящ метод е доста сложен.

Централната тенденция или средните величини на разпределението са централните точки в скалата на разпределение. Те се намират между екстремалните точки, около които са разпределени наблюденията.

7.2.1 МОДА

Модата е най-простият индекс за средните величини на разпределението и се обозначава с **Мо** (от английската дума *mode*). Тя се дефинира като най-често срещаната стойност в извадката. Тя се изчислява като се прегледат и се преброят данните и се намери стойността, която се среща най-често. Модата *не* се изчислява! Тя е елементарна оценка за средната стойност на разпределението, която дава малко информация и тъй като не се получава посредством математически операции има малко приложение в статистическия анализ. При големи извадки обаче модата може да се използва заедно с другите оценки при описанието на разпределението.

Модата се определя най-лесно и нейната интерпретация е най-елементарна. Тя винаги е равна на стойността на някое от наблюденията. При непрекъснатата променлива много често се наблюдават няколко моди, никоя от които не показва "типичното" наблюдение. Ако има няколко моди статистическият пакет IBM SPSS

Statistics дава само тази с най-малка стойност. Ето защо е препоръчително да се използва модата като мярка за средната величина (централната тенденция) на разпределението само за **номинални данни** (променливи).

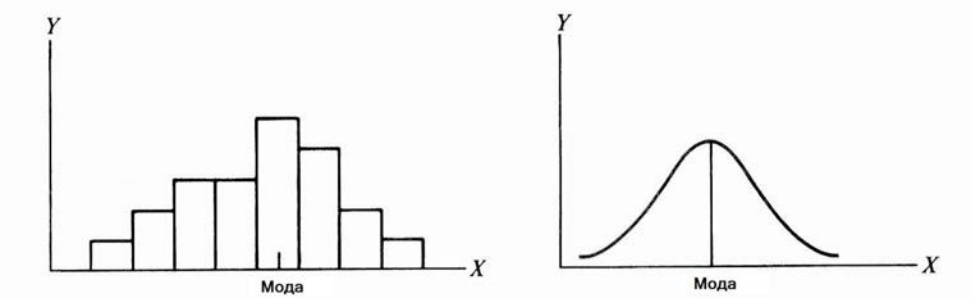
Пример 7.1. Да се изчисли модата на *възрастта* (в години) за извадка от 20 студенти по педагогика: 20, 20, 21, 34, 22, 20, 24, 22, 23, 27, 20, 25, 23, 24, 24, 22, 20, 29, 21, 20.

Първата стойност от извадката е 20. Преброява се колко пъти се среща тя – 6. Следващата стойност е 21, която се среща 2 пъти, стойността 34 се среща 1 път, 22 – 3 пъти, 23 – 2 пъти, 24 – 3 пъти, 25 – 1 път, 27 – 1 път и 29 – 1 път.

Най-често срещаната стойност е 20, която се среща 6 пъти в извадката. Следователно модата на извадката е Mo=20 години.

Ако разпределението има само една мода то се нарича *унимодално*. Ако обаче то има повече от една мода се нарича *многомодално*. Ако модите са две разпределението е *бимодално*.

Мода е най-често срещаната стойност в разпределението.



Фигура 7.1 Разположение на ***модата*** за: хистограма (в ляво) и линейна графика (в дясно)

За хистограма модата винаги се намира долу под най-високия стълб, а при линейната графика модата е винаги директно под най-високата точка на кривата.

7.2.2 МЕДИАНА

Вторият индекс на средните величини на разпределението е **медианата** и се обозначава с **Mdn** (от английската дума *median*). Когато наблюденията са **подредени** от най-малки стойности към най-големи, медианата е средната точка в тази последователност от данни, така че половината от наблюденията са под нея, а другата половина са над нея.

Пример 7.2.

(*А*) Да се изчисли медианата на *възрастта* (в години) на извадка от *19* студенти по педагогика: 20, 21, 34, 22, 20, 24, 22, 23, 27, 20, 25, 23, 24, 24, 22, 20, 29, 21, 20.

- *Първо*, извадката е необходимо да се преподреди в редици от увеличаващи се стойности, т. е. първо са най-малките стойности, а най-накрая са най-големите:
  20, 20, 20, 20, 20, 21, 21, 22, 22, **22**, 23, 23, 24, 24, 24, 25, 27, 29, 34.
- *Второ*, изчислява се стойността, която се намира точно по средата на редицата: това е числото **22**, защото за него има девет стойности (числа), които попадат под него и девет числа, които попадат над него.

  Медианата за извадката от *19* студенти е Mdn=22 години.

Какво обаче се прави ако извадката не включва нечетен брой члена, а четен? Тогава липсва средно число като в горния пример?

(*Б*) Да се изчисли медианата на *възрастта* (в години) на извадка от *18* студенти по педагогика: 21, 34, 22, 20, 24, 22, 23, 27, 20, 25, 23, 24, 24, 22, 20, 29, 21, 20.

- *Първо*, извадката е необходимо да се преподреди в редици от увеличаващи се стойности, т. е. първо са най-малките стойности, а най-накрая са най-големите:

20, 20, 20, 20, 21, 21, 22, 22, **22**, **23**, 23, 24, 24, 24, 25, 27, 29, 34.

- *Второ*, изчислява се стойността, която се намира точно по средата на редицата: това са числата **22** и **23** и за медиана се взима тяхната средна стойност: (**22**+**23**)/2=22.5.

Медианата за извадката от *18* студенти е Mdn=22.5 години.

Медианата е число, което не винаги е равно на стойността на някое от наблюденията. Ако извадката се състои от нечетен брой наблюдения медианата по стойност е равна на средното наблюдение на подреденото множество от данни (Пример 7.2а). Ако извадката обаче включва четен брой наблюдения медианата се изчислява като средна стойност на средните две наблюдения за подреденото множество от данни (Пример 7.2б).

Медианата има смисъл само ако подредбата на наблюденията по стойност от най-малката към най-голямата също има смисъл. Това е така само за ординалните, интервалните и пропорционалните данни, за които тя се прилага.

Медианата е число, което показва средата на подредена извадка като 50% от наблюденията са под медианата.

Медианата е подходяща мярка за централната тенденция (средните стойности) на разпределението само за **ординални данни** (променливи).

7.2.3 СРЕДНОАРИТМЕТИЧНА СТОЙНОСТ (СРЕДНО ЗНАЧЕНИЕ)

Средноаритметична стойност, която се нарича още и *средно значение* или просто *средно* се изчислява като сумата от всички наблюдения се раздели на броя на наблюденията. Обозначава се с **M** (от английската дума *mean*).

Пример 7.3. Да се намери средноаритметичната стойност на *възрастта* (в години) на извадка от двадесет студенти по педагогика: 20, 20, 21, 34, 22, 20, 24, 22, 23, 27, 20, 25, 23, 24, 24, 22, 20, 29, 21, 20.

Средноаритметичната стойност е равна на:

$$\bar{x} = \frac{\sum x}{n} = \frac{20+20+...+21+20}{20} = \frac{461}{20} = 23.05$$, т.е. M=23.05 години.

В Пример 7.3 средната стойност за възрастта е M=23.05 години, въпреки че няма нито един участник в извадката, който да е точно на толкова години. Средната стойност е добра мярка за средната величина на базата от данни и за това се прилага широко в другите видове статистически анализи.

Средноаритметична стойност обаче има следното съществено ограничение – за разлика от модата и медианата тя е много "чувствителна" към всяка промяна в данните. Това означава, че дори наличието на само едно нестандартно наблюдение може да доведе до драматична промяна в значението.

Нека в Пример 7.1 се допусне, че първият респондент (който е на възраст 20 години) е излязъл в отпуск по майчинство и изследователят по случаен начин анкетира друг на негово място, за да запази същия размер на извадката $N = 20$. Той се оказва най-възрастният студент от университета на почетните 68 години. Тогава в горната формула се замества 20 с 68 и се получава новата средна оценка за извадката от 20 студента по педагогика, която вече е (**68**, 20, 21, 34, 22, 20, 24, 22, 23, 27, 20, 25, 23, 24, 24, 22, 20, 29, 21, 20)/20=25.45 години. Средната стойност се увеличава значително от M=23.05 на M=25.45 само при промяна на едно от наблюденията (от 20 на 68).

Средноаритметичното на разпределението се изчислява като отношение на сумата от всички наблюдения към броя на наблюденията.

Въпреки че средната стойност е безсмислено да се изчислява за номинални променливи може да се прилага при интерпретация на дихотомни променливи, когато те са

кодирани със стойности 0 и 1. В този случай средната стойност е равна на пропорцията на случаите, кодирани с код 1.

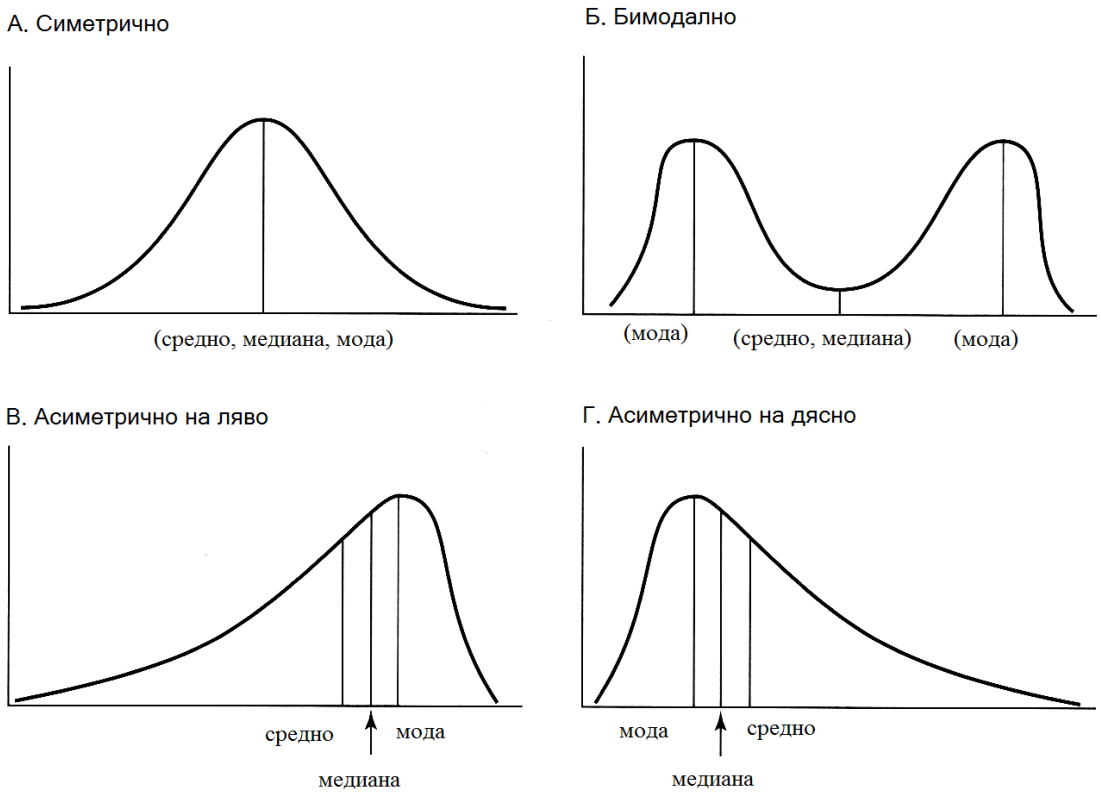
7.2.4 СЪПОСТАВКА МЕЖДУ МОДА, МЕДИАНА И СРЕДНОАРИТМЕТИЧНА СТОЙНОСТ

Коя е най-добрата мярка на централната тенденция? Отговорът на този въпрос зависи в определена степен дали променливата, която се измерва е *количествена* или *качествена*.

Например:

- при анализ на *интервални* и *пропорционални* данни (променливи) може да се използва: средната стойност, медианата и модата.
- при анализ на *ординални* данни имат смисъл и могат да се изчисляват: медианата и модата.
- при анализ на *номинални* данни има смисъл и може да се прилага само модата.

Вторият фактор, който влияе на избора на най-подходяща средна тенденция е нейното *приложение*. Ако тя се прилага за дедуктивна статистика, т. е. за да се направят изводи от извадката за генералната съвкупност, обикновено *средната стойност* има повече предимства и се прилага най-често. Възможна е съпоставка между трите мерки на централната тенденция като се разгледат честотните разпределения с различна форма (виж Фигура 7.2).



Фигура 7.2 Честотно разпределение на различни мерки за средните величини на разпределението. Разпределенията **(А)** и **(Б)** са симетрични; **(В)** е с позитивна асиметрия; **(Г)** е с негативна асиметрии; **(А)**, **(В)** и **(Г)** са унимодални; **(Б)** е бимодално

Ако разпределението е симетрично и унимодално (Фигура 7.2А) модата, медианата и средното съвпадат. Ако разпределението е симетрично и бимодално (Фигура 7.2Б) медианата и средната стойност съвпадат. Асиметричните разпределения са показани на Фигура 7.2В и Фигура 7.2Г. При тях средната стойност винаги е изместена в посока на асиметрията.

ПРОЦЕДУРА ЗА ИЗЧИСЛЯВАНЕ НА СРЕДНИТЕ ВЕЛИЧИНИ: КОМАНДА FREQUENCIES (ЧЕСТОТИ)

Със статистическия пакет IBM SPSS Statistics с помощта на командата **Frequencies** (Честоти) се изчисляват и интерпретират както модата, медианата и средно-аритметичната стойност, така и други дескриптивни статистики. Това е показано чрез пример с променливата *значение на етноса* (Alba, 1990), която е интервална (виж Глава 1, Раздел 1.6.6) и приема стойности от 1 до 4 (Ганева, 2010). В матрицата на изследването тя е обозначена като *Salience_of_ethnicity*.

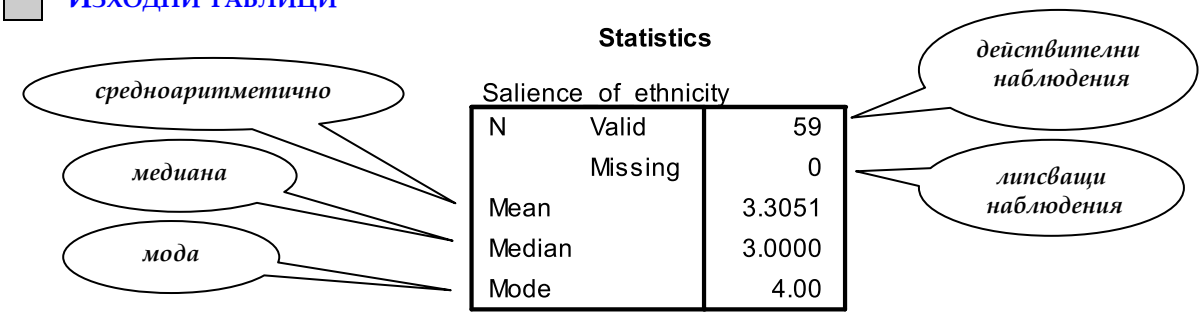
Процедурата за изчисляване на средните величини с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- Избира се **Analyze** ⇒ **Descriptive Statistics** ⇒ **Frequencies** (Анализ ⇒ Дескриптивна статистика ⇒ Честоти) (виж Фигура 7.4).
- Премества се променливата *Salience_of_ethnicity* от списъка с променливите в матрицата, който е в лявата кутия и със стрелката в центъра на екрана се преместват в кутията **Variable(s):** (Променливи)
- Кликва се на бутона **Statistics** (Статистики) и се получава нова диалогова кутия (виж Фигура 7.6).
- В раздела *Central Tendency* (Централни тенденции) се селектира **Mean** (Средно-аритметично) **Median** (Медиана) и **Mode** (Мода).
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи), а после на бутона **OK** (Фигура 7.5) и се получава следният резултат от изпълнението на командата.

СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
FREQUENCIES VARIABLES=Salience_of_ethnicity
   /STATISTICS=MEAN MEDIAN MODE
   /ORDER=ANALYSIS.
```

ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ



Statistics

Salience_of_ethnicity

N	Valid	59
	Missing	0
Mean		3.3051
Median		3.0000
Mode		4.00

ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА РЕЗУЛТАТИТЕ

Прави впечатление, че **средноаритметичното** (Mean) и **медианата** (Median) са много близки по стойност (M=3.3051, Mdn=3.0000). Това показва, че променливата *значение на етноса* (*Salience_of_ethnicity*) е с приблизително нормално разпределение.

7.3 МЕРКИ ЗА РАЗСЕЙВАНЕ НА РАЗПРЕДЕЛЕНИЕТО

Формата и централната тенденция на честотното разпределение са две от трите характеристики, с които то се описва. Третата характеристика е **разсейването** на разпределението. Докато мерките за централната тенденция дават информация за "типичното" наблюдение, то мерките за разсейването дават информация до колко наблюденията са различни или варират около средното, типичното наблюдение.

Обикновено, когато се измерват характеристики на група от хора, предмети или събития, наблюденията са различни, т. е. те са разпръснати в диапазон, който може да е голям, като например *доходите на домакинство* в България, който може да е от 0 до (предполагам) милиони левове или да е малък, например *оценката* от изпита по статистика между 2 и 6.

На практика фактът, че измерването на даден параметър варира за различните групи е в основата на понятието за **индивидуалните различия** в социалните науки. Ето защо описанието на данните не е завършено докато не се дадат някои индикатори за тяхното разсейване. В противен случай е трудно да се разбере новината, че "един младеж се е удавил в Перловската река, чиято *средна* дълбочина е 80 сантиметра."

За разлика от мерките за средните величини на разпределението, които са точкови оценки, мерките за разсейването са дължини на интервала, които показват как наблюденията са разположени в него. Най-често използваните мерки за разсейване са: **(а)** размах (диапазон) на изменение, **(б)** дисперсия и **(в)** средноквадратично отклонение.

7.3.1 РАЗМАХ (ДИАПАЗОН) НА ИЗМЕНЕНИЕ

Размахът или **диапазонът на изменение** на разпределението е най-простата мярка за разсейване. Той се изчислява чрез разликата между най-голямата и най-малката стойност в извадката. Обозначава се с **R** (от английската дума *range*).

Ако се измерва дължина и най-голямата стойност е 100 см, а най малката 20 см. диапазонът на изменение е $R = 100 - 20 = 80$ сантиметра. Ако се измерва тежест и най-голямата измерена стойност е 12 килограма, а най-малката – 3 килограма размахът е $R = 12 - 3 = 9$ килограма. За извадката от Пример 7.3 размахът е $R = 34 - 20 = 14$ години.

Въпреки че, диапазонът на изменение се изчислява много лесно, често той не описва адекватно разпределението на променливата. Най-големият му недостатък е, че се основава само на две наблюдения - най-голямото и най-малкото. Силно го ограничава и проблемът с **анормални наблюдения**.

> **Размахът** или **диапазонът на изменение** е число, измерено в единиците на скалата за измерване на променливата, което е равно на разликата между най-голямата и най-малката измерена величина в даденото честотно разпределение.

7.3.2 СРЕДНО ОТКЛОНЕНИЕ

Средното отклонение е мярка за оценка на разсейване, която отчита всички наблюдения от извадката и по този начин осигурява обобщена мярка как всички наблюдения варират от средната стойност. То се изчислява като отклонение на *всички* елементи на разпределението от *средната им стойност*.

Отклонението между текущата стойност и средната стойност за разпределението се нарича **девиация**.

Анализирана е извадка от 5 студента на възраст: 20, 21, 23, 25 и 26. Средното значение е: $(20 + 21 + 23 + 25 = 26) / 5 = 23$ години. Девиацията за първото наблюдение се изчислява като **(а)** неговата стойност се извади от средното. Тя е равна на $20 - 23 = -3$ и **(б)** се вземе абсолютната стойност на това число: $|-3| = 3$. Аналогично се получават всички пет девиации, които са съответно: 3, 2, 0, 2, 3, като знакът не се отчита, тъй като са взети абсолютните стойности. След като са изчислени девиациите лесно може да се намери и тяхното средно значение. В примера е: $(3 + 2 + 0 + 2 + 3) / 5 = 2$, т. е. средното отклонение е 2.

Средното отклонение обикновено се използва при сравнение на отклоненията на няколко разпределения като отклонението с по-голямо средно отклонение има по-голяма вариация или разсейване. Проблемът при работата със средно отклонение идва от факта, че при неговото изчисляване се използват абсолютни стойности, което затруднява провеждането на математически операции с него. За да се избегне този проблем са въведени и се използват следните две мерки за разсейване: **дисперсия** и **стандартно** (**средноквадратично**) **отклонение**.

- **Девиация** е разликата между дадено наблюдение от извадката и нейната средна стойност.
- **Средното отклонение** е средноаритметичното на абсолютните стойности на девиациите в разпределението.

7.3.3 ДИСПЕРСИЯ

Повдигането на квадрат на девиациите вместо да се взимат абсолютните им стойности е в основата на изчисляването на **дисперсията**. По този начин отпада проблемът с абсолютните стойности. В разгледания пример девиацията за първото наблюдение е -3, а неговата дисперсия се изчислява като квадрат на девиацията и е равна на $(-3)^2 = 9$.

Дисперсията е сумата на квадратите на девиациите в разпределението относно неговата средна стойност.

7.3.4 СТАНДАРТНО ОТКЛОНЕНИЕ

Дисперсията отстранява математическите проблеми, които възникват при използване на абсолютните стойности при средното отклонение. Тя обаче създава нов проблем - дава *квадрат* на измерваните единици. Например ако е необходимо да се изчисли каква е средната оценка на студентите по статистика за курса, която може да е между 2 и 6, дисперсията ще даде квадратът на оценките или мерната единица ще е "оценка на квадрат". За да се избегне това неудобство е необходимо да се измери разсейването в същите мерни единици, в които са измерени наблюденията.

Този критерий удовлетворява **стандартното отклонение** или средно квадратичното отклонение, което е квадратен корен на дисперсията.

Стандартното отклонение е квадратен корен на дисперсията, изчислено в същите мерни единици като променливата.

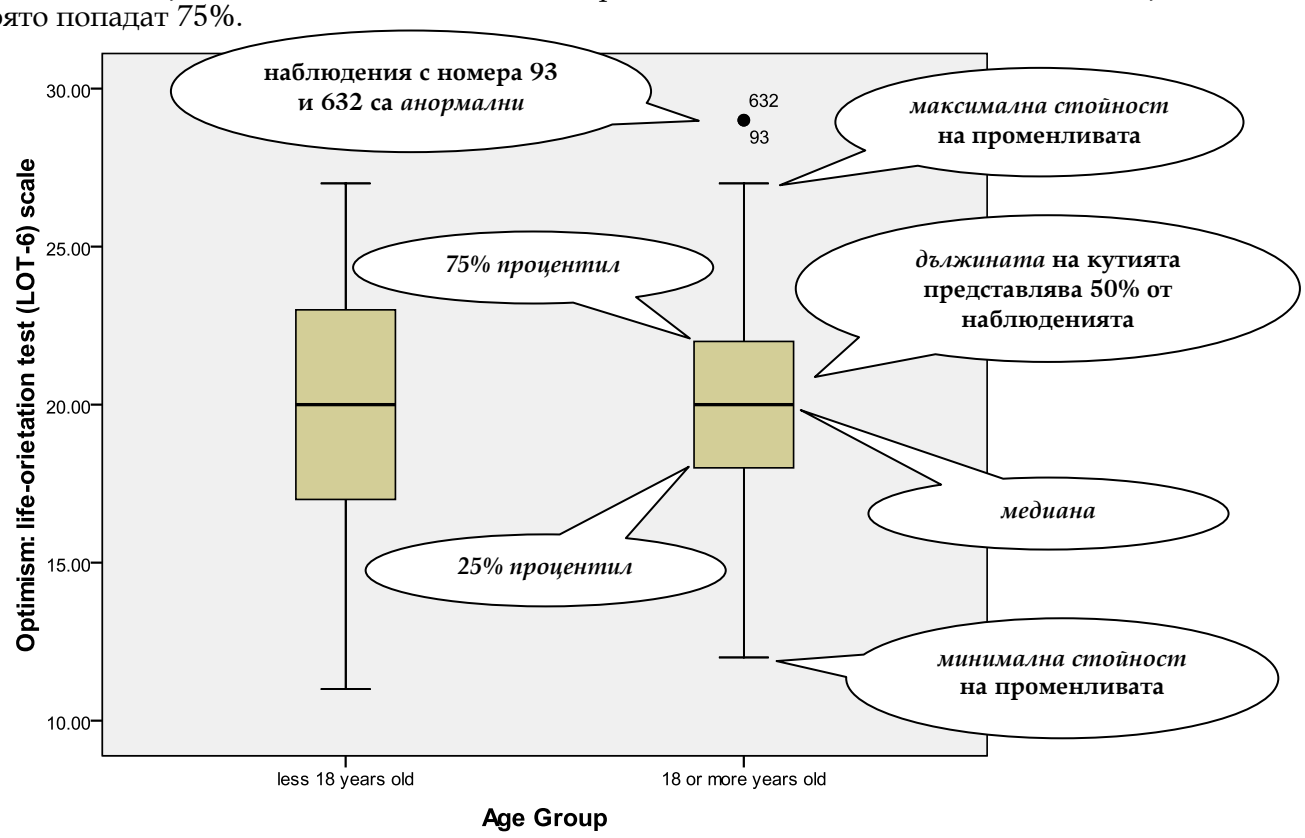
Таблица 7.1 Обозначения и формули за параметри на генералната съвкупност и нейна извадка

Параметри	*Генерална съвкупност*	*Извадка*
Средноаритметична стойност	$\mu = \frac{\sum x_i}{N}$	$\bar{x} = \frac{\sum x_i}{n}$
Дисперсия	$\sigma^2 = \frac{\sum (x_i - \mu)^2}{N}$	$s^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n-1}$
Стандартно, средноквадратично отклонение	$\sigma = \sqrt{\sigma^2}$	$s = \sqrt{s^2}$
Брой на елементи в множеството	N	n

7.4 ГРАФИЧНА ИЛЮСТРАЦИЯ НА МЕРКИТЕ НА ЦЕНТРАЛНАТА ТЕНДЕНЦИЯ (СРЕДНИ ВЕЛИЧИНИ) И НА МЕРКИТЕ ЗА РАЗСЕЙВАНЕТО

Американският статистик Джон **Туки** (John Tukey, 1915-2000) през 1977 г. предлага лесен, но елегантен метод за визуализация на средните величини и разсейването на честотното разпределението (Tukey, 1977). **Графиката-кутия** илюстрира едновременно централната тенденция и разсейването и позволява да се открият необичайните **(анормалните)** наблюдения. При статистическия анализ на данните на тях е необходимо да се обърне специално внимание. Графиката показва някои от най-важните характеристики за различните групи в честотното разпределението. В центъра се

намира медианата, която е заобиколена с кутия, долният и горният край, на която обхващат средните 50% от наблюденията. От двете страни на кутията стърчат два "мустака", които показват наблюденията с най-малка и с най-голяма стойност. В графиката-кутия като мярка за централната тенденция се използва медианата, а за мярка на разсейването се използва дължината на кутията, която е равна на **междуквантилов размах**. Той се дефинира като разликата между стойността на променливата, под която попадат 25% от броя на наблюденията и тази стойност, под която попадат 75%.



Фигура 7.3 Графика-кутия на *самооценката* (*Self_esteem*) за пълнолетни и непълнолетни

На Фигура 7.3 е изобразена графиката-кутия от примера от Глава 6, Раздел 6.5. В нея са дадени следните 5 числа, които са обобщаващи характеристики за извадката: **(а)** максималната стойност, **(б)** 75% процентил (75% от наблюденията са под него), **(в)** медианата, **(г)** 25% процентил и **(д)** минималната стойност.

- **Графиките-кутии** се използват за графично обобщение на централната тенденция и на размаха на честотното разпределение.
- **Анормалните наблюдения** са нехарактерни наблюдения, които изискват специално внимание. Обикновено те са на много голямо разстояние от другите наблюдения и техните стойности се отличават значително от стойностите на другите наблюдения.

7.5 ДЕСКРИПТИВНА СТАТИСТИКА ЗА КАЧЕСТВЕНИ ДАННИ

Качествените променливи, които се наричат още *категорийни* и *номинални променливи* отбелязват характеристики на изследваният обект като: пол, етност, цвят, модел кола и т.н. За тези променливи подредбата няма значение. За таблично представяне на номинални данни могат да се използват честотни и процентни таблици. Дескриптивната статистика в този случай включва: брой, честота и процент на респондентите, които попадат в различните *категории*. Нямат смисъл статистически

понятия като средна стойност, дисперсия и т. н. и затова те не се изчисляват за номиналните данни. За да се изчисли дескриптивната статистика за качествени данни обикновено се използват командите **Frequencies** (Честоти), която дава честотното разпределение за променливата и командата **Crosstabulation** (Кръстосана таблица), която дава таблица с кръстосани данни за изследваната извадка.

За графичното представяне на качествените променливи най-често се използват стълбовидните графики и тяхната модификация - диаграмата на **Парето** (Pareto chart), но е допустимо приложението и на секторна (кръгова) графика.

7.5.1 ЧЕСТОТНИ ТАБЛИЦИ ЗА КАЧЕСТВЕНИ ДАННИ

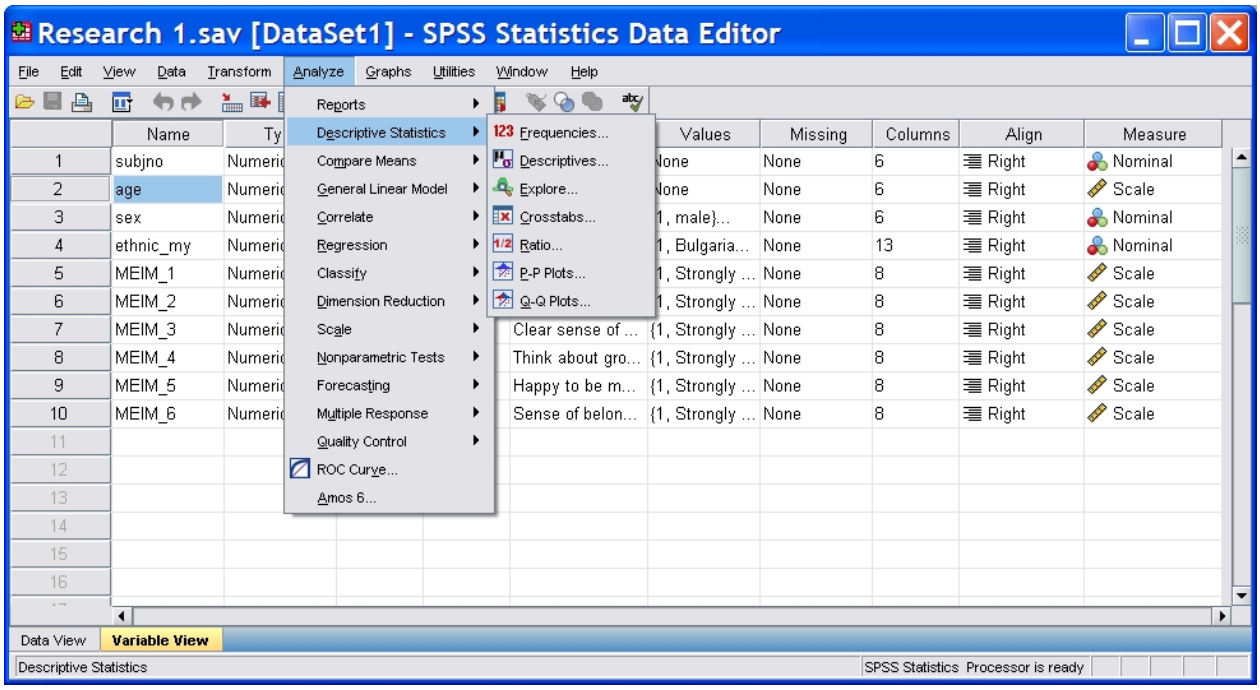
Получаването на честотна таблица за номинални данни с помощта на IBM SPSS Statistics става с командата **Frequencies** (Честоти). Чрез нея се получават както различни таблици, така и графики за различни видове променливи. Тя се прилага както за качествени (номинални) променливи, така и за ординални, интервални и пропорционални променливи. В таблиците се включва не само честотата при номиналните данни, но и средната стойност, медианата, модата, стандартното отклонение, дисперсията, размахът, коефициентите на асиметрия, ексцесът и т. н. С помощта на тази команда се получават стълбовидни, секторни (кръгови) графики и хистограми.

Изчислена е дескриптивната статистика за номинални променливи в примера описан в Глава 4. Анализирани са двете **номинални променливи** (Глава 1, Раздел 1.6.1):

1. *пол* с две стойности: 1-момче, 2-момиче. В матрицата на изследването е обозначена като *sex*.
2. *етнос* с три стойности: 1 - българин, 2 - турчин, 3 - ром (виж кодовата книга в Таблица 4.1). В матрицата на изследването е обозначена като *ethnic_my*.

ПРОЦЕДУРА ЗА ИЗЧИСЛЯВАНЕ НА СРЕДНИ ВЕЛИЧИНИ: КОМАНДА FREQUENCIES (ЧЕСТОТИ)

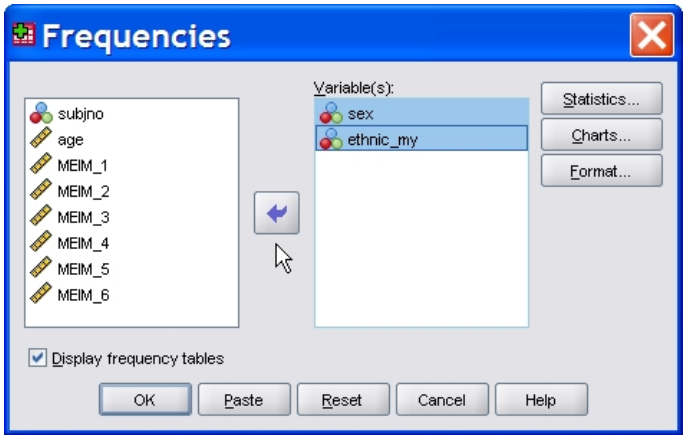
Процедурата за изчисляване на средните величини с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:



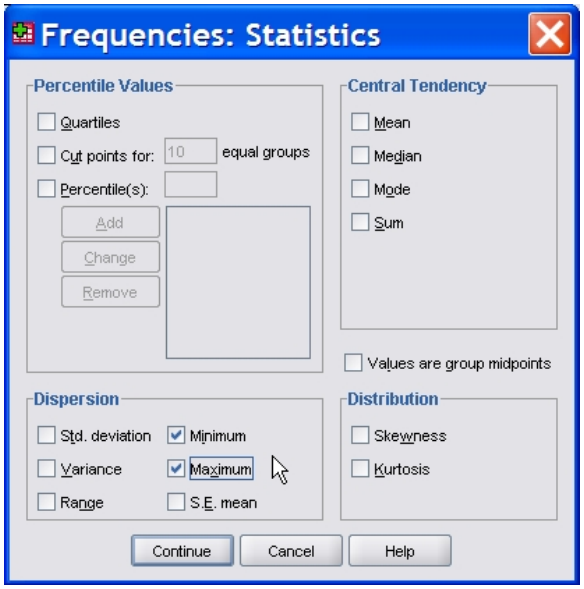
Фигура 7.4 Дескриптивна статистика на матрицата с данните (файла) *Research 1*: опции

- Избира се **Analyze** ⇒ **Descriptive Statistics** ⇒ **Frequencies** (Анализ ⇒ Дескриптивни статистики ⇒ Честоти) (виж Фигура 7.4) и се получава диалоговата кутия от Фигура 7.5.

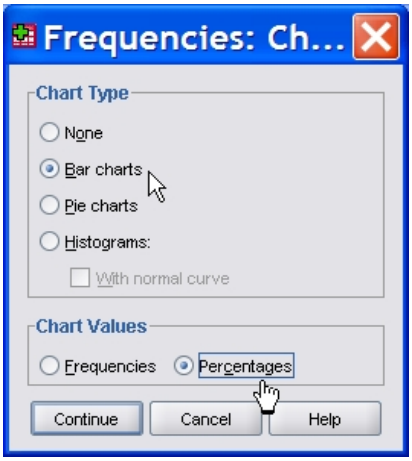
- Кликва се на променливите *sex* и *ethnic_my* от списъка с променливите в матрицата, който е в лявата кутия и със стрелката в центъра на екрана (виж курсора) се преместват в кутията **Variable(s):** (Променливи) (на Фигура 7.5 те вече са преместени).
- Кликва се на бутона **Statistics** (Статистики) и се получава новата диалогова кутия от Фигура 7.6.



Фигура 7.5 Диалогова кутия на командата *Frequencies* (Честоти)



Фигура 7.6 Диалогова кутия *Statistics* (Статистики) на командата *Frequencies* (Честоти)



Фигура 7.7 Диалогова кутия *Charts* (Диаграми) на командата *Frequencies* (Честоти)

- В раздела *Dispersion* (Разсейване) се селектира **Minimum** (Минимум) и **Maximum** (Максимум) (виж курсора). Останалите опции не са подходящи за номинални данни.
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 7.5.
- Кликва се на бутона **Charts** (Диаграми) и се получава новата диалогова кутия от Фигура 7.7.
- От раздела *Chart Type* (Вид на диаграмата) се селектира балонът **Bar charts** (Стълбовидни графики) (виж стрелката).
- От раздела *Chart Values* (Стойности в диаграмата) се селектира балонът и **Percentages** (Проценти) (виж ръчичката).
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 7.5.

- Кликва се на бутона **OK** на Фигура 7.5 и се получава следният резултат от изпълнението на командата.

СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
FREQUENCIES VARIABLES=sex ethnic_my
   /STATISTICS=MINIMUM MAXIMUM
   /BARCHART PERCENT
   /ORDER=ANALYSIS.
```

ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

Statistics

		sex	ethnic_my
N	Valid	355	355
	Missing	0	0
Minimum		1	1
Maximum		2	3

Frequency Table

дескриптивна статистика за *пол*

sex

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	male	151	42.5	42.5	42.5
	female	204	57.5	57.5	100.0
	Total	355	100.0	100.0	

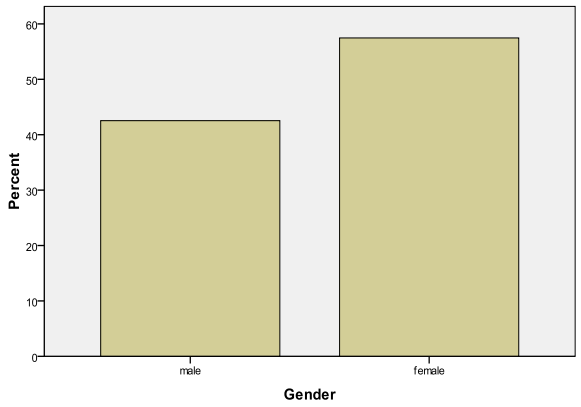
дескриптивна статистика за *етнос*

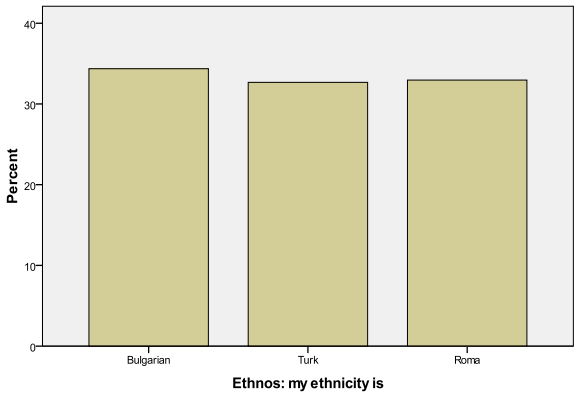
ethnic_my

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Bulgarian	122	34.4	34.4	34.4
	Turk	116	32.7	32.7	67.0
	Roma	117	33.0	33.0	100.0
	Total	355	100.0	100.0	

стълбовидна графика за *етнос*

стълбовидна графика за *пол*





ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Първата таблица **Statistics** (Статистики) дава за всяка променлива в съответната колона *sex* (Пол) и *ethnic_my* (Етническа принадлежност) информация в съответния ред: за размера на извадката **N** (Брой), минималната **Minimum** (Минимум) и максималната **Maximum** (Максимум) стойност на променливите.

Втората таблица **sex** (пол) представляват честотното разпределение за променливата *sex* (Пол). В колона **Frequency** (Честота) на реда *male* (Момчета) е даден броят на момчетата (151), на следващия ред *female* (Момичета) броят на момичетата (204), а на последния ред *Total* (Общо) – общият брой на респондентите за извадката, които е равен на тяхната сума и е 355. Втората колона **Percent** (Процент) и третата колона **Valid Percent** (Валиден процент) дават процента и валидния процент като не се отчитат наблюденията, за които има липсващи данни за съответната група и общо за извадката. Например момчетата са 42.5 %, а момичетата – 57.5 %. Тъй като в изследването няма липсващи данни стойностите за процент (%) и валиден процент (%) съвпадат.

Третата таблица е **ethnic_my** (Етническа принадлежност) представлява честотното разпределение за променливата *ethnic_my* (Етническа принадлежност). Тя е аналогична на втората таблица **sex** (пол).

Следват две **стълбовидни графики**, които съответстват на всяка от двете номинални променливи *sex* (Пол) и *ethnic_my* (Етническа принадлежност).

Друго приложение на дескриптивната статистика е проверка на предпоставките на дедуктивната статистика. Например параметричните статистически тестове имат *предпоставка*, според която размерът на извадката за всяка група трябва да бъде приблизително еднакъв. В разгледания пример това означава: **(а)** броят на момчетата и момичетата да е приблизително равен (виж втората таблица **sex** (пол)) и **(б)** броят на българите, турците и ромите да е също приблизително еднакъв (виж третата таблица **ethnic_my** (Етническа принадлежност)). Ако тази предпоставка не е изпълнена е възможно да не може да се проведе съответният параметричен статистически тест. Единственият начин, чрез който групите момчета и момичета и българи, турци и роми да са приблизително равни е като се намали извадката, като временно се изключат от анализа тези респонденти, които правят извадката асиметрична по групи.

В примера са включени 204 момичета и 151 момчета, което означава, че е необходимо да се изключат $204-151=53$ момичета. В този случай извадката ще се състои от 151 момчета и 151 момичета или общо 302 респондента. По отношение на етническите групи в изследването участват 122 българи, 116 турци и 117 роми. Необходимо е уеднаквяване по най-малката група (116). За целта се изключват 6 българи $(122-116=6)$ и 1 ром $(117-116=1)$. В този случай извадката ще се състои от 116 българи, 116 турци и 116 роми или общо 348 респондента. Уеднаквяването едновременно по пол и етническа група на респондентите става чрез построяване на кръстосана таблица за двете променливи. Това е разгледано в Раздел 7.5.3.

Намаляване размера на извадката се прави само по изключение.

7.5.2 ДИАГРАМА НА ПАРЕТО (PARETO)

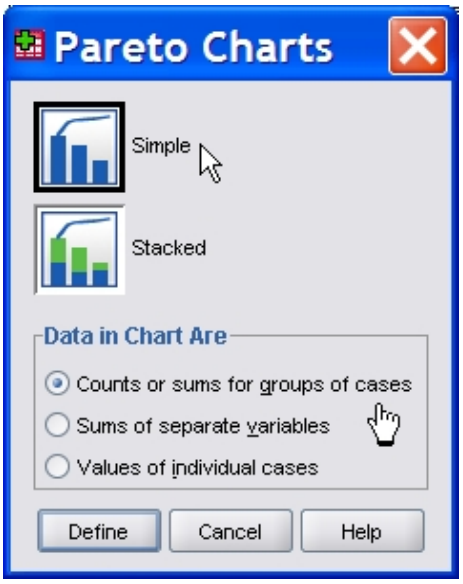
За номинални данни е добра идея да се използва специалната стълбовидна графика т. нар. диаграма на Парето, която дава допълнителна информация за честотното разпределение.

**ПРОЦЕДУРА ЗА СЪЗДАВАНЕ НА ДИАГРАМА НА ПАРЕТО:
КОМАНДА PARETO CHARTS (ДИАГРАМИ НА ПАРЕТО)**

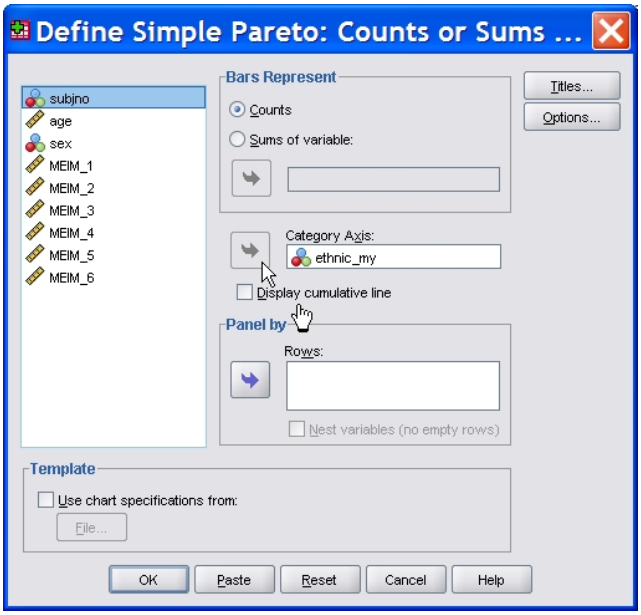
Процедурата за създаване на диаграмите на Парето с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- Избира се **Analyze** ⇒ **Quality Control** ⇒ **Pareto Charts** (Анализ ⇒ Контрол на качеството ⇒ Диаграми на Парето) (виж Фигура 7.4) и се получава диалоговата кутия от Фигура 7.8.
- Избира се **Simple** (Обикновен) (виж курсора).
- От раздела *Data in Chart are* (Данните в диаграмата са) се избира балонът **Counts or sums for groups of cases** (Бройка или сума за групите от наблюдения) (виж ръчичката).
- Кликва се на бутона **Define** (Дефинирай) и се получава новата диалогова кутия от Фигура 7.9.

- Кликва се на променливите *ethnic_my* от списъка с променливите в матрицата, който е в лявата кутия и със стрелката в центъра на екрана (виж курсора) се премества в кутията **Category Axis:** (Категория за осовата линия) На Фигура 7.9 тя вече е преместена.



Фигура 7.8 Диалогова кутия на командата *Pareto Charts* (Диаграми на Парето)



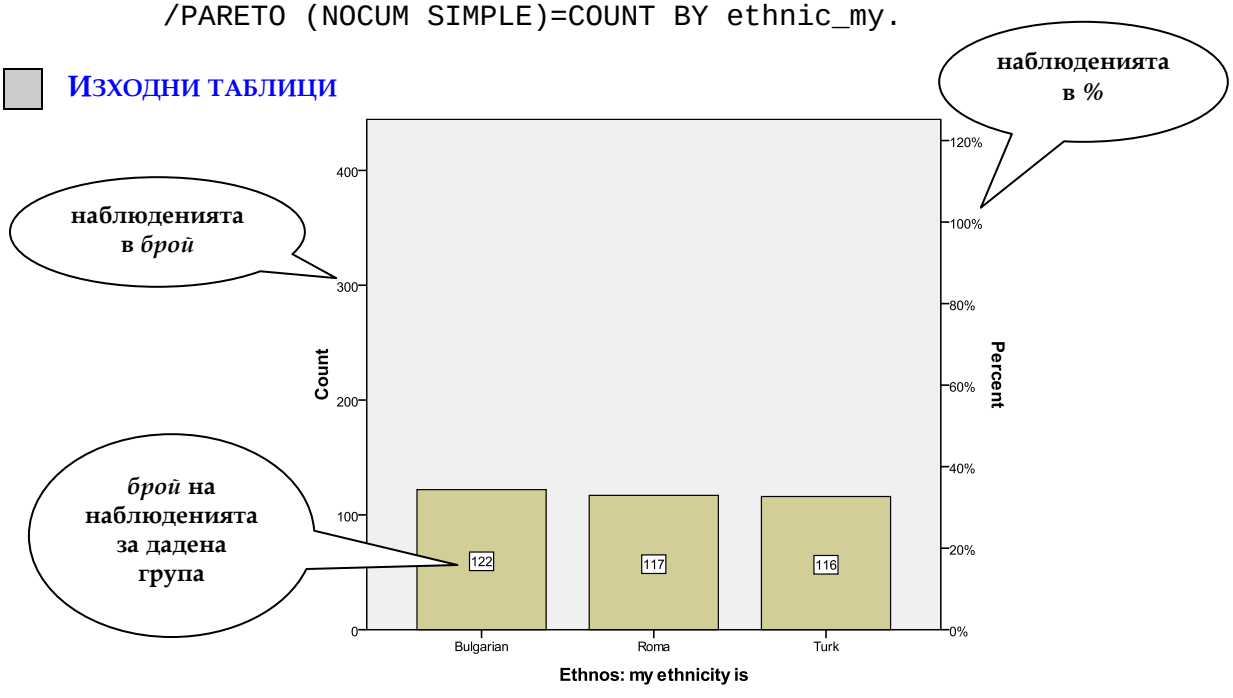
Фигура 7.9 Диалогова кутия *Define* (Дефинирай) на командата *Pareto Charts*: *Simple* (Диаграми на Парето: Обикновена)

- Деселектира се бутонът **Display cumulative line** (Покажи акумулираната линия) (виж ръчичката).
- Кликва се на бутона **OK** и се получава следната графика.

СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
GRAPH
   /PARETO (NOCUM SIMPLE)=COUNT BY ethnic_my.
```

ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ



7.5.3 КРЪСТОСАНИ ТАБЛИЦИ ЗА КАЧЕСТВЕНИ ДАННИ

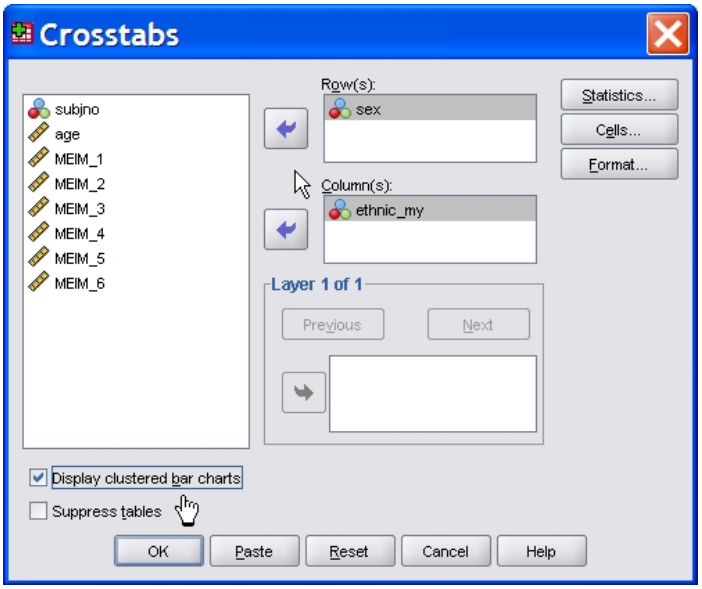
В случаите, в които е необходима дескриптивна статистика *едновременно за две променливи*, се съставя кръстосана таблица с командата **Crosstabs** (Кростабулация).

С цел да се направи съпоставка между двете команди **Frequencies** (Честоти) и **Crosstabs** (Кростабулация) и за да се усети в кои случаи коя от тях е по-подходяща за конкретни данни, е разгледан вече анализираният пример със същите променливи от Раздел 7.5.1.

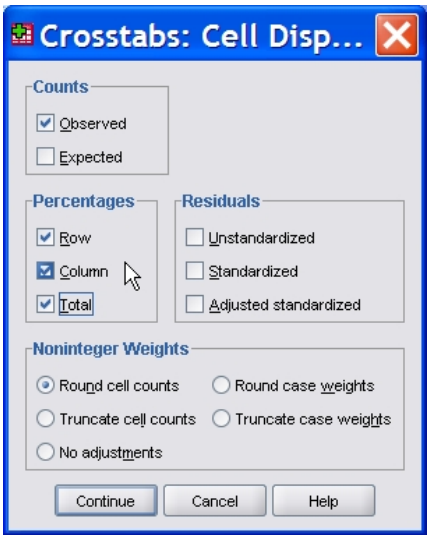
ПРОЦЕДУРА ЗА СЪЗДАВАНЕ НА КРЪСТОСАНИ ТАБЛИЦИ: КОМАНДА CROSSTABS (КРОСТАБУЛАЦИЯ)

Процедурата за създаване на **кръстосани таблици** с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- Избира се **Analyze** ⇒ **Descriptive Statistics** ⇒ **Crosstabs** (Анализ ⇒ Дескриптивни статистики⇒ Кростабулация) (виж Фигура 7.4) и се получава диалоговата кутия от Фигура 7.10.



Фигура 7.10 Диалогова кутия на командата *Crosstabs* (Кростабулация)



Фигура 7.11 Диалогова кутия *Cells* (Клетки на таблица) на командата *Crosstabs* (Кростабулация)

- Кликва се на променливата *sex* и със съответната стрелка (виж курсора) се премества в кутията **Row(s)** (Редове).
- Избира се променливата *ethnic_my* и със съответната стрелка (виж курсора) се премества в кутията **Column(s)** (Колони). На Фигура 7.10 те вече са преместени.
- Селектира се **Display clustered bar charts** (Покажи стълбовидната графика за групите) (виж ръчичката).
- Кликва се на бутона **Cells** (Клетки) и се получава новата диалогова кутия от Фигура 7.11.
- От раздела *Counts* (Бройки) се селектира **Observed** (Наблюдавани).
- От раздела *Percentages* (Проценти) се селектират **Row** (Редица), **Column** (Колона) и **Total** (Общо) (виж курсора).
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 7.10.
- Кликва се на бутона **OK** и се получава следният резултат от изпълнението на командата.

СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
CROSSTABS
   /TABLES=sex BY ethnic_my
   /FORMAT=AVALUE TABLES
   /CELLS=COUNT ROW COLUMN TOTAL
   /COUNT ROUND CELL
   /BARCHART.
```

ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

дескриптивна статистика за извадката

Case Processing Summary

	Cases					
	Valid		Missing		Total	
	N	Percent	N	Percent	N	Percent
sex * ethnic_my	355	100.0%	0	.0%	355	100.0%

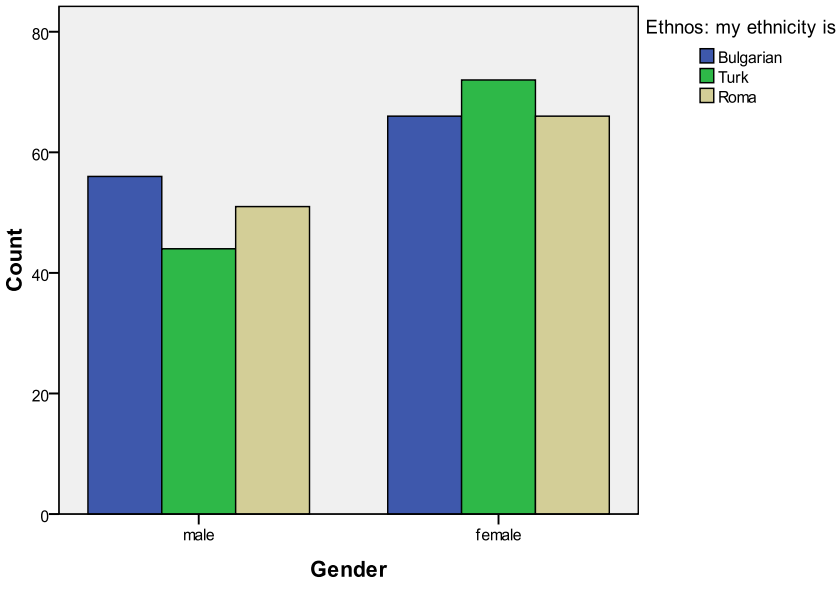
кръстосана таблица по *пол* и *етнос*

sex * ethnic_my Crosstabulation

			ethnic_my			
			Bulgarian	Turk	Roma	Total
sex	male	Count	56	44	51	151
		% within sex	37.1%	29.1%	33.8%	100.0%
		% within ethnic_my	45.9%	37.9%	43.6%	42.5%
		% of Total	15.8%	12.4%	14.4%	42.5%
	female	Count	66	72	66	204
		% within sex	32.4%	35.3%	32.4%	100.0%
		% within ethnic_my	54.1%	62.1%	56.4%	57.5%
		% of Total	18.6%	20.3%	18.6%	57.5%
Total		Count	122	116	117	355
		% within sex	34.4%	32.7%	33.0%	100.0%
		% within ethnic_my	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
		% of Total	34.4%	32.7%	33.0%	100.0%

стълбовидна графика по *пол* и *етнос*

Bar Chart



ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Първата таблица е **Case Processing summary** (Обобщение на обработените наблюдения), в която има три раздела. В първия: **Valid** (Валидни) се съдържа информация за действителните наблюдения в абсолютно число – колоната **N** (Брой), **Percent** (Процент); във втория **Missing** (Липсващи) е дадена аналогично информацията за липсващите наблюдения в брой и в процент, а в последния раздел **Total** (Общо) е дадена сумарната информация.

Втората таблица **sex*ethnic_my Crosstabulation** (Пол*Етническа принадлежност Кръстосана таблица) е кръстосаната таблица за две променливи *пол* и *етническа принадлежност*. В колоните **Bulgarian** (Българи), **Turk** (Турци) и **Roma** (Роми) е дадена съответната информация за всеки един от трите етноси, а в последната колона **Total** (Общо) – обобщената информация за трите етноса. В разделите *male* (Мъже) и *female* (Жени) е дадена информацията съответно за мъжете и за жените, а в раздела *Total* (Общо) – обобщената информация за двата пола. В реда *Count* (Брой) е даден броят наблюдения за съответната категория. Процентното им съотношение по отношение на всяка от двете променливи е дадено съответно в редовете *% within sex* и *% within ethnic_my*.

Чрез **Bar chart** (Стълбовидна графика) са визуализирани зависимостите между двете променливи: *пол* и *етническа идентичност*. От нея се вижда, че момчетата от турски произход са най-малко в извадката, а момичетата от турски произход са най-много. Ако е необходимо да се уеднакви броят на участниците в изследването се използва информацията от кръстосаната таблица.

7.6 ДЕСКРИПТИВНА СТАТИСТИКА ЗА КОЛИЧЕСТВЕНИ ДАННИ

Количествените или числовите данни се получават при измерване с ординална (рангова), интервална или пропорционална скали. При тях числата не са кодове, а имат реален смисъл.

Чрез дескриптивната статистика за количествени данни се извличат единични индикатори или мерки от данните за откриване на основни структури и конфигурации, които не се забелязват на пръв поглед от първичната информация. Тези показатели се отнасят до измерването на два специфични аспекта на базата от данни:

1. **Мерките на централната тенденция** описват средното или типичното наблюдение за дадена извадка и позволяват на изследователя бързо да намери фокуса, около който наблюденията от извадката са разпределени.
2. **Мерките на разсейването** показват как средните величини са разхвърлени в която и да е посока от средното значение. Така както извадките се различават една от друга по своите средни величини, така те се различават и по разсейване, което показва степента, с която наблюденията се групират в честотното разпределение обикновено около средното. Колкото е по-малко разсейването толкова наблюденията са по-еднородни или **хомогенни** и обратно: колкото е по-голямо разсейването толкова наблюденията са по-разнородни или **хетерогенни**.

ПРОЦЕДУРА ЗА СЪЗДАВАНЕ НА ДЕСКТИПТИВНА СТАТИСТИКА: КОМАНДА DESCRIPTIVES (ДЕСКРИПТИВНИ СТАТИСТИКИ)

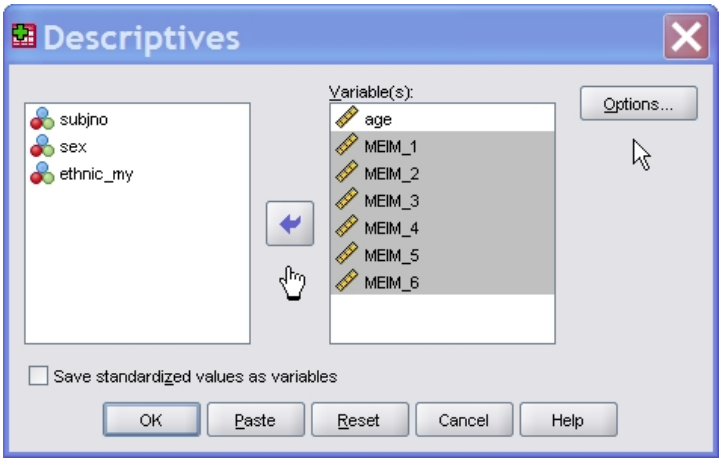
Дескриптивната статистика за количествени данни се прави чрез командата **Descriptives** (Дескриптивни статистики). Тя дава т. нар. сумарна статистика. Чрез нея се получава дескриптивна статистика за една или *няколко* променливи едновременно. Анализът и интерпретацията на резултатите на повече от 10 променливи става относително трудно, най-вече защото са много обемисти и обхващат няколко страници. В такива случаи добра идея е да се обединят променливите в групи на основата на някаква логика и да се изследва всяка група по отделно.

Направена и анализирана е дескриптивната статистика с различни типове променливи от разгледания пример в Глава 4. Анализирани са интервалната променлива *age* (възраст), която приема 6 стойности и шест 5-степенни въпроси във

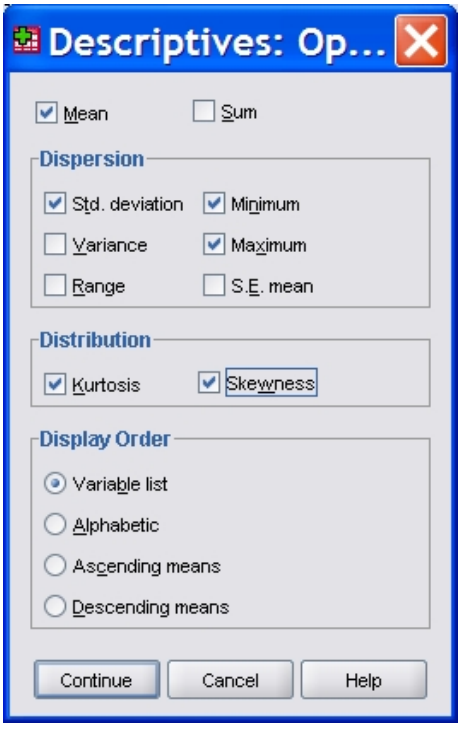
формат на Ликерт: *MEIM_1*, *MEIM_2*, *MEIM_3*, *MEIM_4*, *MEIM_5*, и *MEIM_6*, които приемат следните стойности от: 1 – *"силно несъгласен"* до 5 – *"силно съгласен"* и затова се третират като *интервални променливи* (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В Раздел 5.3.3 са разгледани шестте променливи, а в Таблица 4.1 е дадена и Кодовата им книга. Всички 6 променливи са зададени като "scale" (метрични) в матрицата на изследването.

Процедурата за създаване на **Descriptives** (Дескриптивни статистики) с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- Избира се **Analyze** ⇒ **Descriptive Statistics** ⇒ **Descriptives** (Анализ ⇒ Дескриптивни статистики ⇒ Дескриптивни статистики) (виж Фигура 7.4) и се получава диалоговата кутия от Фигура 7.12.
- Селектират се променливите, за които се търси дескриптивната статистика: *age*, *MEIM_1*, *MEIM_2*, *MEIM_3*, *MEIM_4*, *MEIM_5* и *MEIM_6* и се преместват със стрелката в средата на кутията (виж ръчичката) в кутията **Variable(s)** (Променливи). На Фигура 7.12 те вече са преместени.
- Кликва се на бутона **Options** (Опции) (виж курсора) и се получава новата диалогова кутия от Фигура 7.13.
- Най-горе в кутията се селектира **Mean** (Средноаритметично).
- От раздела *Dispersion* (Разсейване) се селектират **Std. deviation** (Стандартно отклонение), **Minimum** (Минимум) и **Maximum** (Максимум).
- От раздела *Distribution* (Разпределение) се селектират **Kurtosis** (Ексцес) и **Skewness** (Асиметрия).
- В кутията *Display Order* (Ред на показване) се селектира редът, в който се показват променливите в изходните таблици. В случая се избира зададената по подразбиране опция: **Variable list** (Списък на променливите).



Фигура 7.12 Диалогова кутия на командата *Descriptives* (Дескриптивни статистики)



Фигура 7.13 Диалогова кутия *Options* (Опции) на командата *Descriptives* (Дескриптивни статистики)

- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 7.12.

- Кликва се на бутона **OK** на Фигура 7.12 и се получава следният резултат от изпълнението на командата за дескриптивна статистика за селектираните променливи.

СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
DESCRIPTIVES
  VARIABLES=age MEIM_1 MEIM_2 MEIM_3 MEIM_4 MEIM_5 MEIM_6
  /STATISTICS=MEAN STDDEV MIN MAX KURTOSIS SKEWNESS .
```

ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

Descriptive Statistics

	N	Minimum	Maximum	Mean	Std.	Skewness		Kurtosis	
	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Std. Error	Statistic	Std. Error
age	355	16	21	18.09	1.767	.372	.129	-1.246	.258
MEIM_1	355	1	5	3.81	.955	-.626	.129	.196	.258
MEIM_2	355	1	5	3.21	1.269	-.075	.129	-1.080	.258
MEIM_3	355	1	5	4.15	.985	-1.200	.129	1.136	.258
MEIM_4	355	1	5	3.43	1.078	-.338	.129	-.291	.258
MEIM_5	355	1	5	4.05	.958	-1.031	.129	.742	.258
MEIM_6	355	1	5	3.90	1.016	-.711	.129	.090	.258
Valid N (listwise)	355								

ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Таблица **Descriptive Statisics** (Дескриптивни статистики) дава на всеки ред дескриптивна статистика за дадена променлива (те са 7). В първата колона **N** (Брой) е даден броят на извадката като в примера тя е 355, в следващите две колони **Minimum** (Минимум) и **Maximum** (Максимум) са дадени съответно минималните и максималните стойности, които за първата променлива *age* (Възраст) са съответно 16 и 21 години. В колона **Mean** (Средноаритметично) се съдържа информация за средноаритметичните (за *age* (Възраст) тя е 18.09); в следващата колона **Std.** (Стандартно отклонение) са дадени стандартното отклонение за всяка променлива (за *age* (Възраст) то е 1.767). Тази информация се включва в секцията **Метод** на научния доклад, в която се описват характеристиките на извадката (виж Глава 2).

Последните колони в таблицата дават информация за коефициентите на **асиметрия: изкривяване** (skewness) и **ексцес** (kurtosis). Тя е необходима при проверка на предпоставките за статистическите тестове (виж Глава 9, Раздели 9.5 и 9.6), когато се взима решение дали да се използват параметрични статистически тестове (ако са изпълнени тези предпоставки) или непараметрични статистически тестове. При нормално разпределение двата параметъра трябва да са равни на нула (за *age* (Възраст) те са съответно: 0.372 и -1.246).

7.7 СТАНДАРТИЗИРАНИ ИЛИ НОРМИРАНИ СТОЙНОСТИ

Често в изследванията се налага да се сравняват стойностите на две или повече променливи, които имат различни централни тенденции и мерки за разсейване. Едно от възможните решения това да стане е чрез трансформиране на техните стойности в нова скала на измерване с *еднакви интервали* т. е. за всяка променлива се изчислява нова променлива, чиито стойности са **стандартизирани** или **нормирани** (z scores) по такъв начин, че новата променлива да има средна стойност нула и дисперсия/стандартно отклонение единица. За целта изходната променлива x_i със средна стойност $\bar{x}$ и дисперсия s_i се трансформира в нова променлива z със средна стойност $\bar{z} = 0$ и дисперсия $s_z = 1$ по следния начин:

$$z_i = \frac{x_i - \bar{x}}{s_i}$$

Тази трансформация запазва формата на оригиналната функция на честотното разпределение като само променя средната стойност и дисперсията. Стандартизираните стойности се обозначават като z **-стойности**. Ако е необходимо да се изчислят с IBM SPSS Statistics е достатъчно да се селектира съответната кутия *Save standardized values as variables* (Запиши стандартизираните стойности като променливи) на Фигура 7.12 и за всяка променлива се създава съответната ѝ стандартизирана променлива, която се добавя автоматично към матрицата на изследването. Това позволява за всеки статистически анализ да се използва първоначалната променлива или нейната стандартизирана.

Честотното разпределение за z **-стойности** (z scores): **(а)** съхранява формата на честотното разпределение за първичните стойности, **(б)** има средна стойност 0 и **(в)** дисперсия и стандартно отклонение 1.

7.8 НОРМАЛНО РАЗПРЕДЕЛЕНИЕ

Повечето променливи в социалните изследвания имат нормално разпределение (виж Глава 1) и затова на него е обърнато специално внимание. Когато се казва, че две или повече променливи имат "нормално разпределение" това *не* означава, че те имат идентично разпределение, че разпределенията им са напълно идентични или че напълно съвпадат с това на нормалното разпределение. На практика винаги, когато се казва, че разпределението на една променлива е нормално означава, че то е приблизително нормално. Нормалното разпределение само по себе си е само модел на честотно разпределение, което се описва със следното математическо уравнение:

$$Y = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-(X-\mu)^2/2\sigma^2}$$

Това уравнение осигурява добро описание на наблюденията, които се изследват научно и затова много от процедурите на дедуктивната статистика зависят от предпоставката, че изследваните променливи имат нормално разпределение.

7.8.1 СЕМЕЙСТВО ОТ НОРМАЛНИ РАЗПРЕДЕЛЕНИЯ

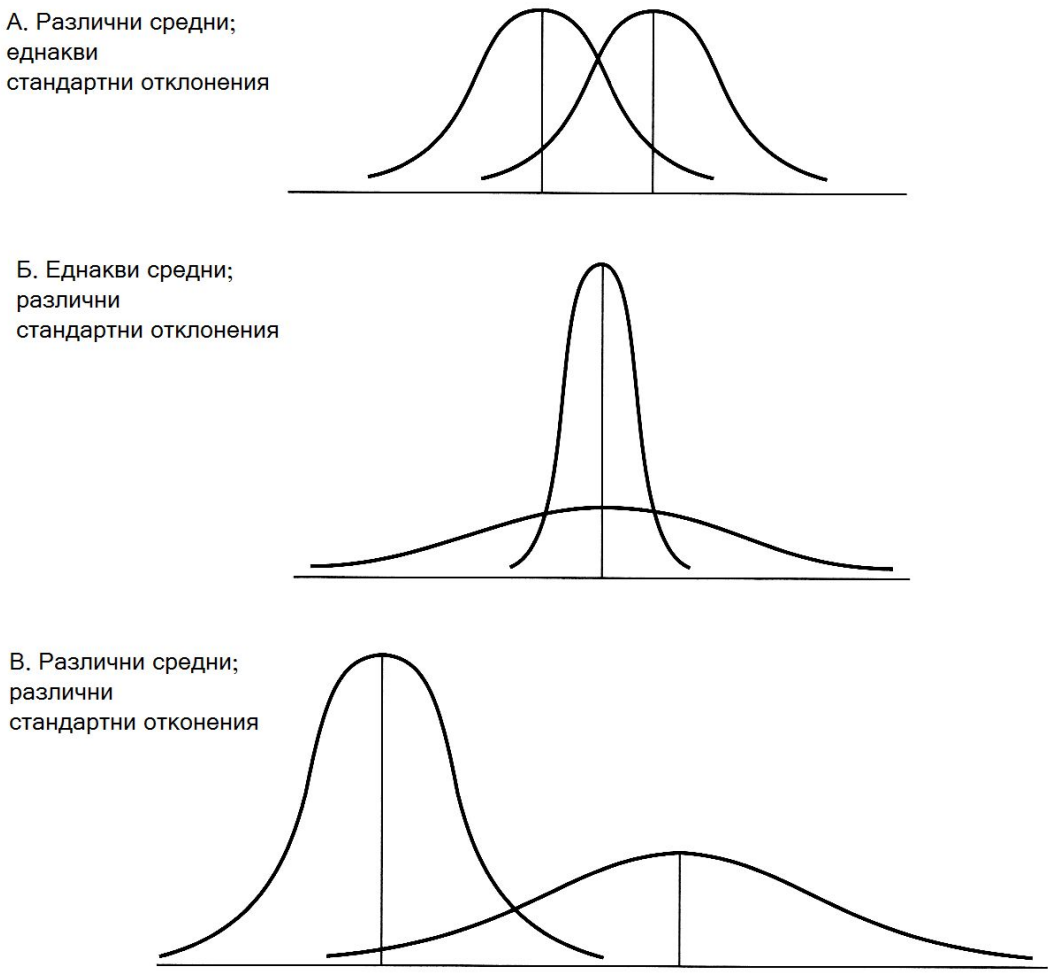
Горната формула на нормалното разпределение дефинира за всяка стойност на средното μ и дисперсията σ на генералната съвкупност (виж Таблица 7.1) уникалното за тях нормално разпределение. Ето защо е налице не *едно* нормално разпределение, а *семейство* от нормални разпределения.

Графиката за нормалното разпределение се получава от **честотното разпределение**, когато броят на възможните стойности за променливата е *много голям* (*безкраен*). За разлика от честотното разпределение, което може да има произволна форма (виж Фигура 1.1 и Фигура 1.2), **нормалното разпределение** на една променлива се характеризира със симетрична форма на „камбана", за която най-често срещаната стойност е в средата и намаляваща честота на стойностите от средната.

Има два параметъра коефициенти, които показват доколко „камбаната" на разпределението е близка до тази на нормалното разпределение: **асиметричност** и **ексцес** (виж Фигура 1.2).

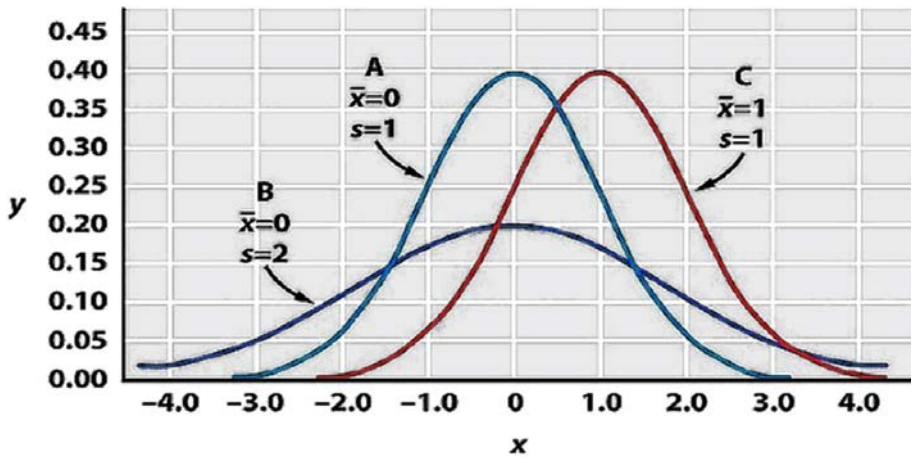
Нормалното разпределение не е едно честотно разпределение, а семейство от разпределения всяко, от които се дефинира от неговата средна стойност и стандартно отклонение.

На Фигура 7.14 е показано семейство от нормални разпределения с еднакви и различни средни стойности и стандартни отклонения.



Фигура 7.14 Нормално разпределение с еднакви и различни средни стойности и стандартни отклонения

На Фигура 7.15 е показана функцията на разпределението на случайна променлива с нормално разпределение за различни стойности на средната стойност $\bar{x}$ и дисперсията s, когато броят на възможните стойности за x е много голям (безкраен). Тази функция се нарича **плътност на разпределението** и показва вероятността (оста Y), с която случайната променлива x приема конкретна стойност (оста X).



Фигура 7.15 Функция на нормално разпределение при различни стойности на $\bar{x}$ и s

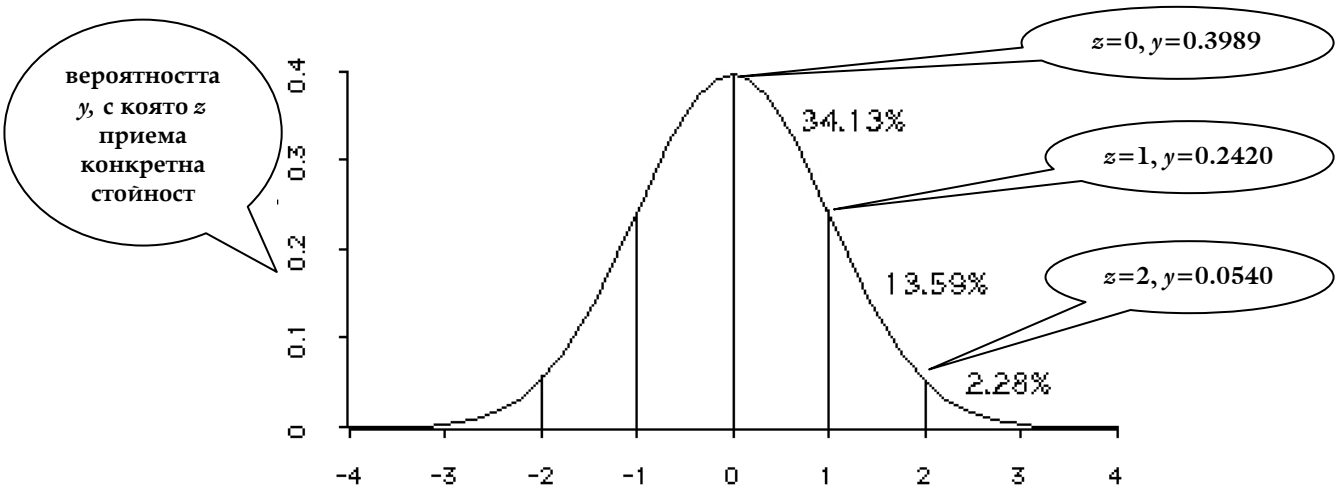
Например графиките **A**, **B** и **C** на Фигура 7.15 се групират по сленя начин:

- Графиките **A** ($x=0, s=1$) и **B** ($x=0, s=2$) показват две нормални разпределения с *еднаква средна стойност*, но с *различна дисперсия*.
- Графиките **A** ($x=0, s=1$) и **C** ($x=1, s=1$) показват две нормални разпределения с *различна средна стойност*, но е *еднаква дисперсия*.
- Графиките **B** ($x=0, s=2$) и **C** ($x=1, s=1$) показват две нормални разпределения с *различна средна стойност* и с *различна дисперсия*.

7.8.2 СТАНДАРТИЗИРАНО НОРМАЛНО РАЗПРЕДЕЛЕНИЕ

Концепцията за семейство от нормални разпределения е модел, който се прилага към произволен брой променливи с нормално разпределение, независимо каква е средната им стойност и дисперсията. Тъй като броят на възможните стойности за средното и дисперсията е безкраен, то и броят на различните нормални разпределения също е безкраен т. е. семейството от нормални разпределения е безкрайно. За да се прилага ефективно на практика концепцията за нормално разпределение е необходимо *стандартно* нормално разпределение, което да служи при описанието на всяко нормално разпределение.

Съществува такова стандартно нормално разпределение, което се основава на концепцията за стандартните стойности, разгледана в предишния Раздел 7.7. На Фигура 7.16 е показано стандартното нормално разпределение, за което средната стойност винаги е 0, а стандартното отклонение е равно на 1, т. е. графика **A** от Фигура 7.15.



Фигура 7.16 Функция на стандартно нормално разпределение със средна стойност равна на 0 и със стандартно отклонение равно на 1

Площта под кривата за нормалното разпределение, която е и плътността на разпределението, е винаги равна на 1.0. Ето защо част от тази площ се изразява като част от 1.0. Всяка крива от семейството с нормално разпределение може да се раздели на участъци по отношение на стандартното отклонение. Приблизително 34% (виж Фигура 7.16) от площта под кривата с нормално разпределение е между средната стойност и едно стандартно отклонение, други приблизително 13.6% са под площта на кривата с нормално разпределение ако се добави и второ стандартно отклонение. Ако се отчита и площта в *ляво* от средната стойност се получава, че приблизително 95% от площта на кривата с нормално разпределение се намира в диапазона между средната стойност минус две стандартни отклонения и средната стойност плюс две стандартни отклонения. За стандартното нормално разпределение, за което средната стойност е равна на 0 и стандартното отклонение е равно на 1 означава, че с вероятност приблизително 95% наблюденията са в диапазона от -2 до $+2$, т. е. $z \subset [-2,+2]$. Ако се извадят 95% от 100% остават 5%, които са най-често срещаната p-стойност за статистическа значимост. Това означава, че изследователят задава всички стойности извън диапазона $[-2,+2]$ като рядко събитие.

Приблизително 99.7% от площта на стандартното нормално разпределение се намира между $z=-3$ и $z=+3$, т. е. в диапазона $z \subset [-3,+3]$. Всяко наблюдение извън този диапазон в извадката на изследването се третира като екстремално или е необходимо да му се обърне особено внимание преди да започне статистическият анализ на данните.

7.8.3 СВОЙСТВА НА НОРМАЛНОТО РАЗПРЕДЕЛЕНИЕ

Свойствата за всяко нормално разпределение т. е. за цялото семейство от нормални разпределения са:

1. Нормалното разпределение е: **(а)** *унимодално* (има една мода), **(б)** *симетрично* (лявата и дясната му половини имат огледално отразяване), **(в)** с формата на *„камбана”*, **(г)** максимална за средната стойност, **(д)** за което средната стойност, медианата и модата имат една и съща стойност **(е)** и диапазонът на изменение е безкраен.
2. Нормалното разпределение е *непрекъсната променлива*. За всяка стойност на x, която се предполага да е по-скоро непрекъсната от колкото дискретна променлива, съществува една стойност за y.
3. *Асимптотичното* нормално разпределение се доближава до оста X, т. е. кривата тръгва от максималната си стойност за средната стойност към оста X, но никога не я докосва. Въпреки че диапазонът на изменение е безкраен, практически винаги (с вероятност 99.7%) неговите стойностите са в диапазона от три стандартни отклонения от средното.

7.8.4 ПРОВЕРКА ЗА НОРМАЛНО РАЗПРЕДЕЛЕНИЕ

Въпреки че една от предпоставките за голяма част от статическите процедури е променливите да имат нормално разпределение на практика пред изследователя не стои Хамлетовският “да бъде или да не бъде” критерии за взимане на решение при избора на статистически анализ. На практика истинското нормално разпределение е мит, който се среща много рядко. Ето защо, когато се провеждат научни изследвания задачата е да се установи дали данните имат сериозно разминаване с нормалното разпределение. За данните, за които това разминаване не е голямо, се смята, че имат приблизително нормално разпределение и се използват параметричните процедури при статистическия анализ.

Ако научните хипотези изискват да се приложи дедуктивна статистика, в която се сравняват средните стойности (като съпоставителната статистика, например) и извадката за всяка изследвана група е достатъчно голяма, тогава съгласно **централната пределна теорема** (виж Глава 1) също могат да се приложат параметричните статистически процедури, дори и данните да не са с нормално разпределение.

Според централната пределна теорема средната стойност за извадката има приблизително нормално разпределение за големи извадки, дори и ако генералната съвкупност няма нормално разпределение.

Ето защо проверката за нормалност на данните се прави *само* при малки извадки.

Съществуват различни дефиниции за голяма и малка извадка. В повечето случаи се смята, че извадката трябва да е $N \geq 30$ като понякога се изисква дори $N \geq 50$, за да се смята за голяма. В учебника голяма е извадката, за която броят на наблюденията е равен или по-голям от 30, т. е. $N \geq 30$. Числото 30 е експертно дефинирано и проверено без да следва от конкретен природен закон, теорема или аксиома.

Всички параметрични статистически тестовете имат изискване за нормалност на разпределението не само за цялата извадка, но и за всяка изследвана група. Ето защо извадката е необходимо да включва поне 30 наблюдения **за всяка изследвана група** Това означава, че ако научната хипотеза е че “има различия по пол” са изследвани *две групи*: момчета и момичета. Ако извадката съдържа поне по 30 момчета и по 30 момичета т. е. поне 60 респондента, тя се смята за голяма и не й се прави проверка за нормално разпределение. Ако научната хипотеза е че “има различия по етноси” и се изследват *три етноса* (групи): българи, турци и роми, ако извадката съдържа поне по 30

българи, турци и роми, т. е. поне 90 респондента, тя се смята за голяма и не ѝ се прави проверка за нормално разпределение. Ако научната хипотеза е, "че има различие по пол и по етнос", изследваните групи са 6 (двете групи по пол се умножават по трите групи по етнос) и тогава извадката е необходимо да съдържа поне 60 българи (от които поне 30 да са момчета и поне 30 момичета), поне 60 турци (от които поне 30 да са момчета и поне 30 момичета) и поне 60 роми (от които поне 30 да са момчета и поне 30 момичета), т. е. да е поне от 180 респондента, за да се смята за голяма и да не се прави проверка за нормално разпределение. Така за конкретни научни хипотези се изчислява каква трябва да е минималната извадка и нейната структура, за да не се налага да се прави проверка на нормалното разпределение.

☐ На практика се прави проверка за нормално разпределение на данните при един от следните два случая:

а) научната хипотеза не включва съпоставка на средните стойности за групите (например е за корелация).

б) научната хипотеза включва съпоставка на средните стойности за групите и извадката не е голяма, т. е. ако наблюденията за всяка група са $N < 30$.

☐ Тестовете за проверка на нормално разпределение могат да се обединят в две групи:

1. Статистически методи, които дават *числа* на базата, на които се взима решение.
   а) Статистически тестове, които ако ***не*** са статистически значими, данните имат нормално разпределение:
      - **Колмогоров-Смирнов** (Kolmogorov-Smirnov) със статистически значимо ниво на **Лилиефорс** (Lilliefors).
      - **Шапиро-Уилк** (Shapiro-Wilk).
   б) Коефициентите **асиметрия** (skewness) и **ексцес** (kurtosis), които са равни на 0 за нормалното разпределение[6]. Тъй като те са дескриптивни коефициенти за тяхното изчисляване не са необходими статистически тестове.
      - **Асиметрично** е разпределението, което се състои от повече по-високи от колкото по-ниски стойности (или обратно). Повечето учебници по статистика ***не*** дават указание как да се вземе решение дали една променлива е с *близко до/почти нормално разпределение*. IBM SPSS Statistics препоръчва това да стане чрез разделяне на асиметрията на стандартната грешка. Ако резултатът е по-малък от 2.50 (което е приблизително $p = 0.01$) асиметрията *не* е статистически значимо различна от нормалната. Проблемът в този метод не е, че се налага да се използва калкулатор, за да се изчисли отношението, колкото, че стандартната грешка зависи от размера на извадката и затова при по-големи извадки винаги се получава, че променливата *не* е с нормално разпределение. Именно за това се използва по-опростеното правило, че ако *асиметрията (skewness) е по абсолютна стойност по-малка от единица*, т. е. е в диапазона от -1 до $+1$, *се приема, че променливата е с приблизително нормално разпределение*. Голяма част от статистическите тестове са устойчиви и за асиметрия $> \pm 1$.
      - **Ексцесът** е мярка за островръхност и е равен на **0** за нормалното разпределение съгласно използваната в IBM SPSS Statistics формула. Ако голяма част от наблюденията попадат в средата е налице **остър връх** и ексцесът е по-голям от 0. Ако разпределението е с по-малко остър връх от този на нормалното, разпределението се нарича **плоско** и ексцесът е по-малък от 0. На практика се оказва, че ексцесът не влияе на резултатите от статистическите тестове, т. е. те са много устойчиви към него и затова не съществува правило как да се интерпретира.

2. Графичните методи, чрез които се преценява дали данните имат нормално разпределение са:

[6] съществуват различни формули за изчисляване на ексцеса и съответно различни стойности за нормалното разпределение, но тъй като IBM SPSS Statistics използва формула, при която ексцесът е равен на 0 за нормалното разпределение, в учебника е разгледан този вариант.

а) хистограма.
б) графика-кутия.
в) листовидна графика.
г) графика-квантил (Q-Q).

Ако статистическият тест не отхвърли хипотезата за нормално разпределение, това предполага използване на параметрични тестове. Добра идея е освен статистическите тестове да се направи и проверка на данните с графични методи като допълнение към статистическата проверка.

ПРОЦЕДУРА ЗА ПРОВЕРКА НА НОРМАЛНО РАЗПРЕДЕЛЕНИЕ: КОМАНДА EXPLORE (ИЗСЛЕДВАЙ)

Има няколко процедури в IBM SPSS Statistics за проверка на хипотезите за нормално разпределение на данните. От тях командата **Explore** (Изследвай) се смята за най-прилагана и затова тя е разгледана със следните две променливи:

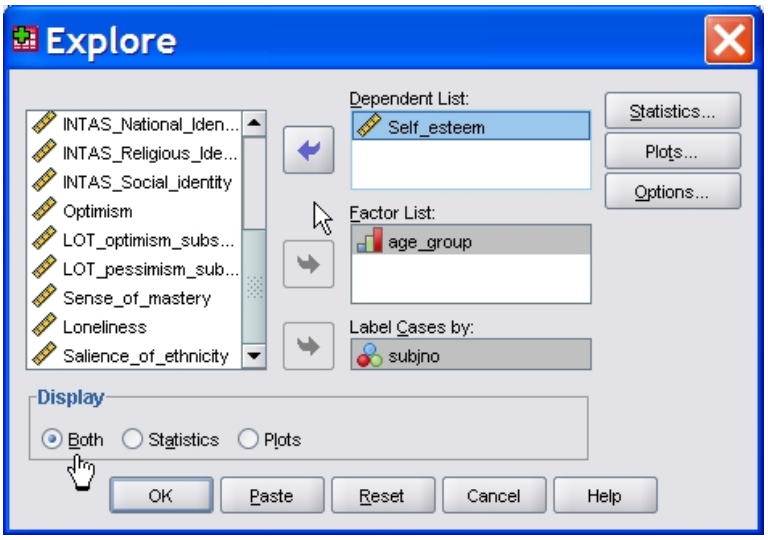
1. Скала за *самооценка* (Rosenberg, 1965) (виж Кутия 5.1). Тя е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6) и приема стойности от 10 до 50. В матрицата на изследването променливата е обозначена като *Self_esteem*.
2. Променливата *възрастова група*, която приема две стойности: 1 – непълнолетни, 2 – пълнолетни и е ординална (виж Глава 1, Раздел 1.6.2). В матрицата на изследването тя е обозначена като *age_group*.

Изследваната извадка е умишлено малка за всяка изследвана група. Тя включва съответно 36 и 23 респондента или общо $N = 59$.

Научните хипотезите, които се проверяват са:

H_0 : данните **имат** нормално разпределение.
H_1 : данните **нямат** нормално разпределение.

Процедурата за проверка на нормално разпределение с помощта на командата **Explore** (Изследвай) на IBM SPSS Statistics е следната:

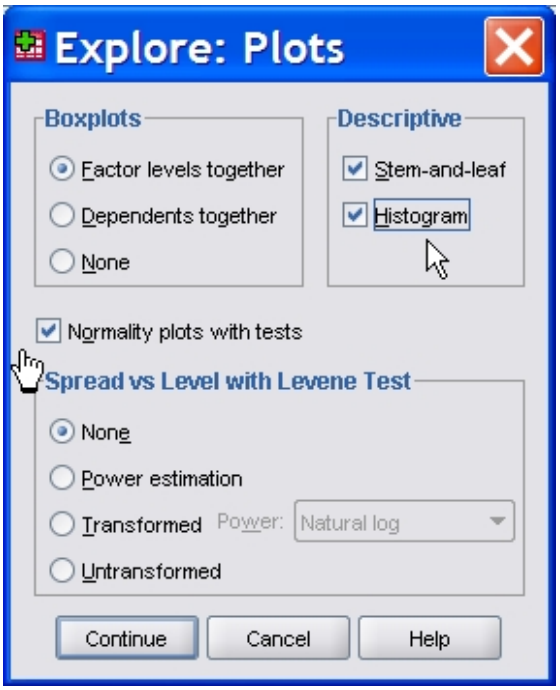


Фигура 7.17 Диалогова кутия на командата *Explore* (Изследвай)

- Избира се **Analyze** ⇒ **Descriptive Statistics** ⇒ **Explore** (Анализ ⇒ Дескриптивни статистики ⇒ Изследвай) (виж Фигура 7.4) и се получава диалоговата кутия от Фигура 7.17.
- Селектира се променливата за изследване на нормално разпределение *Self_esteem* и със съответната стрелка (виж курсора) се премества в кутията **Dependent List** (Зависима

променлива). Ако е необходимо да се анализират едновременно няколко променливи всяка от тях се премества в същата кутия.

- Селектира се ординалната променлива *age_group*, по която се разделя извадката на групи и се премества със съответната стрелка в кутията **Factor List** (Независима променлива). Ако е необходимо да се направи проверка за цялата извадка, а не по групи не се селектира никаква променлива и кутията остава празна.
- Променливата *subjno* се премества в кутията **Label Cases by** (Разграничаване на наблюденията по) със съответната стрелка. Това позволява на графиката да се идентифицират ако има анормални наблюдения.
- В раздела *Display* (Покажи) се селектира балонът **Both** (И двете) (виж ръчичката). По този начин са селектирани да се проведат статистическият и графичният анализ.
- В десния горен ъгъл се намират три бутона. Кликва се на средния **Plots** (Графики) и се получава новата диалогова кутия от Фигура 7.18.
- От раздел *Descriptive* (Дескриптивни статистики) се селектират **Stem-and-leaf** (Листовидна графика) и **Histogram** (Хистограма) (виж курсора).
- Селектира се също и опцията **Normality plots with tests** (Графика за нормално разпределение с тестовете) (виж ръчичката).
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 7.17.



Фигура 7.18 Диалогова кутия *Plots* (Графики) на командата *Explore* (Изследвай)

Фигура 7.19 Диалогова кутия *Options* (Опции) на командата *Explore* (Изследвай)

- В десния горен ъгъл се намират три бутона. Кликва се на най-долния **Options** (Опции), който се намира под бутона **Plots** (Графики) и се получава новата диалогова кутия от Фигура 7.19.
- В раздела *Missing Values* (Липсващи стойности) се селектира **Exclude cases pairwise** (Изключване на наблюденията по двойки)(виж ръчичката). Този въпрос е представен в Глава 9, Раздел 9.9.
- Селектира се **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 7.17.
- Кликва се на бутона **OK** и се получава следният резултат от изпълнението на командата.

СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
EXAMINE VARIABLES=Self_esteem BY age_group
   /ID=subjno
   /PLOT BOXPLOT STEMLEAF HISTOGRAM NPPLOT
   /COMPARE GROUP
   /STATISTICS DESCRIPTIVES
   /CINTERVAL 95
   /MISSING PAIRWISE
   /NOTOTAL.
```

ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

Explore

общ брой **на наблюденията в извадката за всяка група**

Case Processing Summary

		Cases					
		Valid		Missing		Total	
	age_group	N	Percent	N	Percent	N	Percent
Self_esteem	less 18 years old	35	97.2%	1	2.8%	36	100.0%
	18 or more years old	23	100.0%	0	.0%	23	100.0%

брой на валидните **наблюдения за всяка група**

има *1* наблюдение с липсващи данни за непълнолетни

Descriptives

	age_group			Statistic	Std. Error
Self_esteem	less 18 years old	Mean		36.4571	.87288
		95% Confidence Interval for Mean	Lower Bound	34.6832	
			Upper Bound	38.2310	
		5% Trimmed Mean		36.5238	
		Median		37.0000	
		Variance		26.667	
		Std. Deviation		5.16403	
		Minimum		25.00	
		Maximum		48.00	
		Range		23.00	
		Interquartile Range		7.00	
		Skewness		-.227	.398
		Kurtosis		-.140	.778
	18 or more years old	Mean		38.6957	1.14110
		95% Confidence Interval for Mean	Lower Bound	36.3292	
			Upper Bound	41.0622	
		5% Trimmed Mean		38.6473	
		Median		39.0000	
		Variance		29.949	
		Std. Deviation		5.47253	
		Minimum		28.00	
		Maximum		50.00	
		Range		22.00	
		Interquartile Range		7.00	
		Skewness		.339	.481
		Kurtosis		-.139	.935

тези *коефициенти* трябва да са около *0*

тези *коефициенти* трябва да са около *0*

Tests of Normality

	age_group	Kolmogorov-Smirnov[a] Statistic	df	Sig.	Shapiro-Wilk Statistic	df	Sig.
Self_esteem	less 18 years old	.093	35	.200*	.982	35	.822
	18 or more years old	.119	23	.200*	.966	23	.585

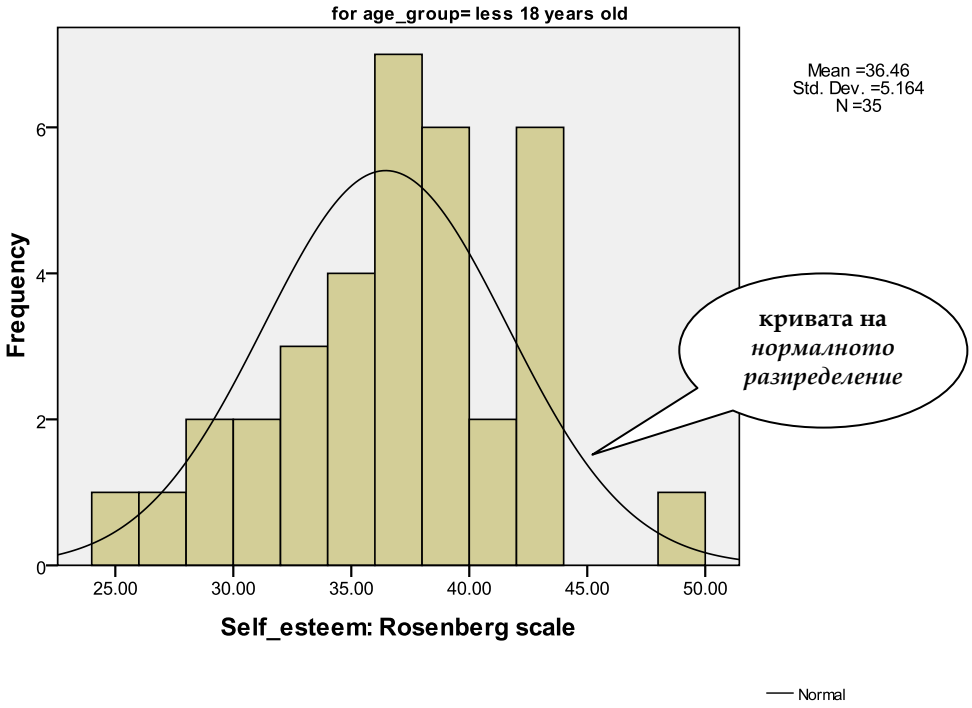
*. This is a lower bound of the true significance.

a. Lilliefors Significance Correction

тестът трябва да *не* е значим, т. е. $p>0.05$ за всяка група

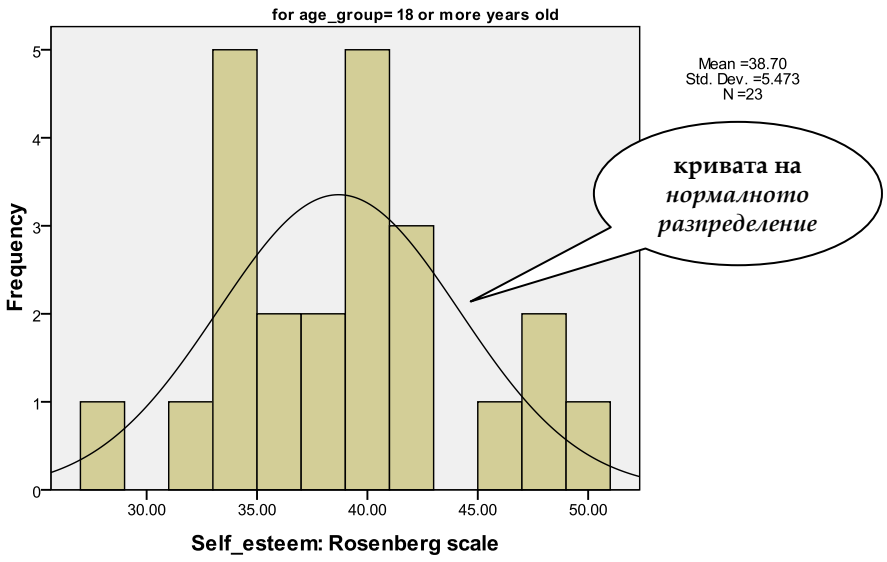
тестът трябва да *не* е значим, т. е. $p>0.05$ за всяка група

Histogram



кривата на *нормалното разпределение*

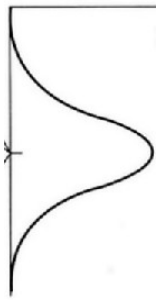
Histogram



кривата на *нормалното разпределение*

Stem-and-Leaf Plots

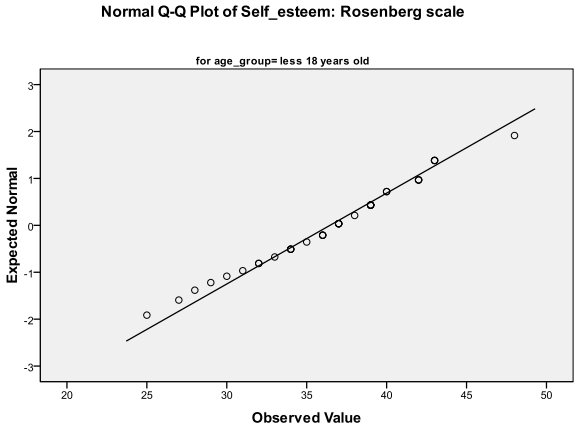
```
Self_esteem: Rosenberg scale Stem-and-Leaf Plot for
age_group=  less 18 years old


 Frequency    Stem &  Leaf


       .00        2 .
      4.00        2 .  5789
      8.00        3 .  01223444
     14.00        3 .  56667777899999
      8.00        4 .  00222333
      1.00        4 .  8


Stem width:     10.00
 Each leaf:       1 case(s)
```

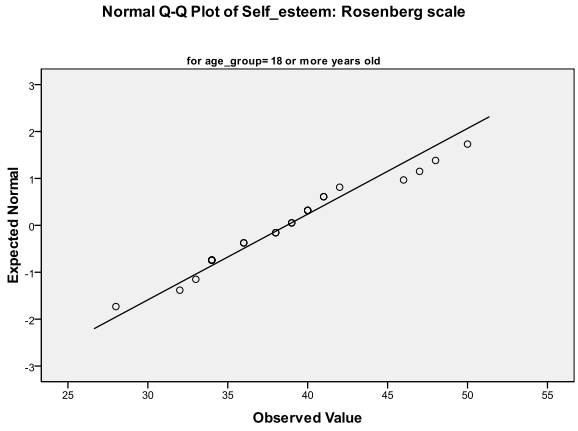


визуално графиката трябва да прилича на тази в дясно за нормалното разпределение

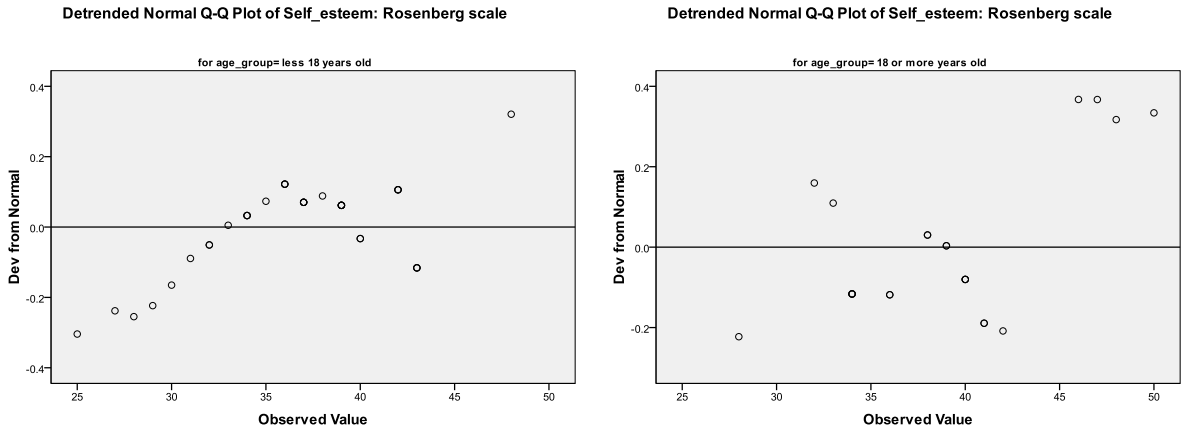
```
Self_esteem: Rosenberg scale Stem-and-Leaf Plot for
age_group= 18 or more years old

 Frequency    Stem &  Leaf

      1.00        2 .  8
      6.00        3 .  234444
      6.00        3 .  668899
      6.00        4 .  000112
      3.00        4 .  678
      1.00        5 .  0

 Stem width:     10.00
 Each leaf:       1 case(s)
```

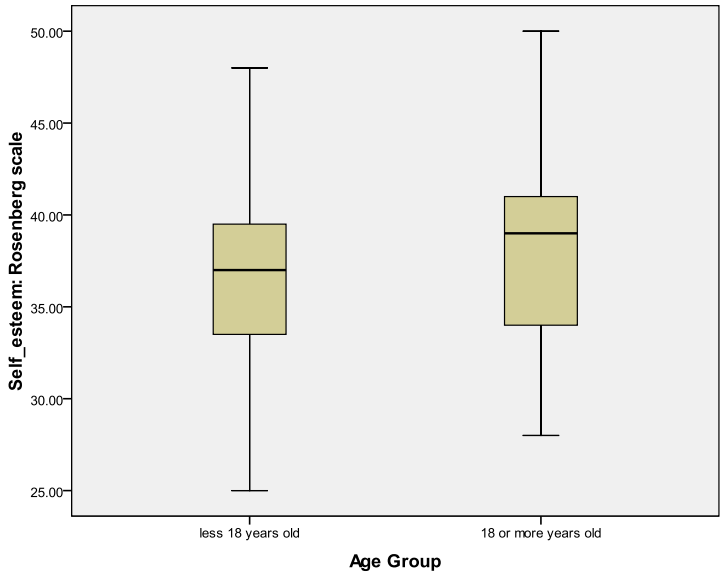
Normal Q-Q Plots





Detrended Normal Q-Q Plots





ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Първата таблица е **Case Processing summary** (Обобщение на обработените наблюдения), в която има три раздела. В първия: **Valid** (Валидни) се съдържа информация за действителните наблюдения в абсолютно число – колоната **N** (Брой) и **Percent** (Процент); във втория **Missing** (Липсващи) е дадена аналогично информацията за липсващите наблюдения в брой и в процент, а в последния раздел **Total** (Общо) е дадена сумарната информация.

Втората таблица е **Descriptives** (Дескриптивни статистики), в която за всяка от двете групи: *less 18 years old* (Непълнолетни) и *18 and more years old* (Пълнолетни) на анализираната променлива *Self_esteem* са дадени подробно дескриптивните статистики. Най-често се анализират: **Mean** (Средноаритметично): 36.4571 (за групата на непълнолетните), **5% Trimmed Mean** (5% отсеченото средно значение), което изчислява като се игнорират най-големите и най-малките 5% по стойност от извадката и се изчислява средната стойност: 36.5238, **Median** (Медиана): 37.000, **Variance** (Дисперсия): 26.667, **Std. Deviation** (Стандартно отклонение): 5.16403, **Range** (Размах): 23.00, **Skewness** (Асиметрия): -0.227 и **Kurtosis** (Ексцес): -0.140. Колкото стойностите на коефициентите за асиметрия и ексцес са по-близо до нула толкова изследваното разпределение е по-близо до нормалното. Ако не е селектирана променливата *age_group* в

кутията **Factor List** (Независима променлива) на Фигура 7.17, то тази таблица щеше да е от една част.

Третата таблица **Tests of Normality** (Тестове за нормално разпределение) съдържа информация за двата статистически теста за проверка за нормалното разпределение на анализираната променлива *Self_esteem* за двете групи: *less 18 years old* (Непълнолетни) и *18 and more years old* (Пълнолетни). За всеки тест има три колони с информация: в първата колона **Statistic** (Статистика) е дадена стойността на теста, в следващата колона **df** (Степен на свобода) са дадени степените за свобода, като най-важната информация, която трябва да се анализира е дадена в последната колона **Sig.** (Статистическа значимост), което е *p*-стойността за проверка на нулевата хипотеза H_0, че данните имат нормално разпределение. Двата статистически теста са проектирани така, че да показват дали изследваните данни имат форма близка до тази на нормалното разпределение. Тестът на Колмогоров-Смирнов (Kolmogorov-Smirnov) не е статистически значим, тъй като $p = 0.200 > 0.05$ и за двете изследвани групи. Ако тестът *не е статистически значим*, т. е. има стойност $p > 0.05$, се предполага, че изследваната променлива е нормално разпределена. Тестът на Шапиро-Уилк (Shapiro-Wilk) също не е статистически значим за двете изследвани групи ($p = 0.822$, $p = 0.585$). Статистиката за теста на Шапиро-Уилк (Shapiro-Wilk) се изчислява и анализира *само* ако извадката е по-малка от 100. Критерият за взимане на решение е същият: той трябва да не е статистически значим, за да се приеме, че изследваните данни имат нормално разпределение. В примера извадката е $N = 35$ за непълнолетни и $N = 23$ за пълнолетни и затова се анализира резултатът и от теста на Шапиро-Уилк (Shapiro-Wilk). За изследваните данни и двата теста не са статистически значими, което означава, че скалата за *самооценка (Self-esteem)* има нормално разпределение както за групата на малолетните, така и за групата на пълнолетните изследвани лица и могат да се прилагат параметричните тестове за статистически анализ. Ако един от двата теста е значим, тогава трябва да се обърне внимание на другите таблици и графики и на основата на информацията в тях да се вземе окончателно решение дали данните са с нормално разпределение.

Реалната форма на разпределението може да се види в хистограмите **(Histogram)**, която е близка до нормалното разпределение.

Листовидните графики **(Stem-and-Leaf Plots)** е метод за визуализиране на данните в хистограмен формат като запазват информацията за техните истински стойности. Всяко наблюдение е поставено в стъбло като листо.

Графиките-квантили **(Normal Q-Q Plots)** (quantile - quantile) служат за сравнение на наличните данни с тези, при които би имало нормално разпределение. Правата линия предполага нормално разпределение.

В графиките с изключен тренд **(Detrended Normal Q-Q Plots)** липсва групиране на данните в кластери (групи) и те са близо до нулата, което предполага нормално разпределение на данните.

Последната графика-кутия **(Boxplot)** е симетрична с линия в свещта, която показва медианата. Тя обикновено е около средата и е със симетрични мустаци от двете страни на свещта. Мустаците понякога са по-дълги отколкото би трябвало да бъдат за нормалното разпределение. Графиката служи преди всичко за откриване на анормални данни в извадката. В разгледания пример те липсват.

7.9 ИНТЕРВАЛНА ОЦЕНКА

Статистическата оценка на параметрите на генералната съвкупност представлява процес на оценка на базата на извадка. Съществуват **два подхода**, за да се направи **оценка на параметрите**:

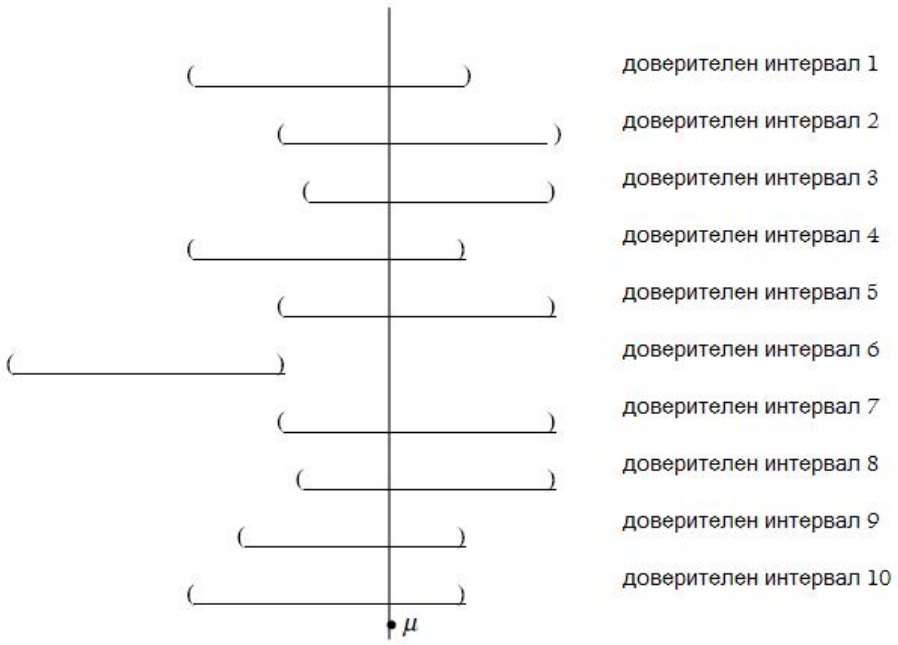
Първият се нарича **точкова оценка** и представлява единична стойност (число), която е най-добрата оценка на параметъра на генералната съвкупност. Например ако се оценява средната стойност $\bar{x}$ за генералната съвкупност μ, изчислено по извадката (виж Таблица 7.1), тя е най-добрата точкова оценка. Досега в учебника са разглеждани само точковите оценки на параметрите на генералната съвкупност. Възниква въпросът защо е необходим друг подход при изчисляване на тази оценка. Проблемът възниква от

това, че средната стойност за извадката отразява не само средната стойност за генералната съвкупност, но и случайната грешка, която е резултат от това, че търсеният параметър е оценен по извадка от генералната съвкупност. Случайната грешка води до това, че не се очаква средната стойност, получена от извадката да е *абсолютно равна*, да съвпада със средната стойност за генералната съвкупност, а се предполага, че те са приблизително равни.

В този случай има логика по извадката да се оцени интервалът, в който с определена вероятност се съдържа средната стойност за генералната съвкупност. Това е **вторият подход** към оценката на параметрите на генералната съвкупност, който се нарича **интервална оценка**. *Ако оценката на даден параметър на генералната съвкупност* (например на средната стойност μ) *е целта на научното изследване, може да се използва интервална оценка*. **Интервалната оценка** се основава на точковата оценка и определя **доверителния интервал**, който с определена вероятност съдържа търсения параметър на генералната съвкупност.

Както точковата, така и интервалната оценка имат вероятностен характер, извадката винаги се анализира с вероятността, с която може да се оцени (точково или интервално) търсеният параметър на генералната съвкупност.

При интервалната оценка се конструира, изчислява **доверителен интервал**. Той се обозначава с CI, от съкращението на първите две букви от английския термин за доверителен интервал: Confident Interval. Той дава обхват от стойности, за които изследователят може да предполага с определена вероятност, че съдържа търсеният параметър на генералната съвкупност. Например доверителният интервал с вероятност 90% обхваща стойностите на търсения параметър, които се предполага, че в 90 от всеки 100 прогнози включват търсения параметър. Например на Фигура 7.20 са показани десет 90% доверителни интервала и търсеният параметър μ. Прави впечатление, че девет от десетте интервала съдържат истинската стойност на μ, като само един (интервал 6) не я съдържа. Всеки интервал е конструиран за различна извадка от генералната съвкупност. Тъй като 9 от 10 интервала съдържат истинския параметър μ то доверителната вероятност е $9/10 = 0.90 = 90\%$.



Фигура 7.20 Интерпретация на доверителен интервал с 90% доверителна вероятност

Очевидно е, че колкото е по-голям интервалът за оценката толкова е по-сигурно, че истинската стойност на търсения параметър на генералната съвкупност се намира в

него. Освен това колкото е по-голям размерът на извадката, толкова по-тесен е доверителният интервал.

За да се изчисли доверителният интервал е необходимо първо да се зададе **доверителната вероятност** или това е вероятността, с която изследователят желае изчисленият от него интервал да съдържа параметъра на генералната съвкупност, който оценява. Обикновено в научните изследвания се задава доверителната вероятност да е равна на $1-\alpha$ и при $\alpha = 0.05$ доверителната вероятност е равна на $1-0.05 = 0.95$. При нормално разпределение 95% от възможните стойности за средната стойност μ попадат в интервала между -1.96 и $+1.96$ *стандартни грешки* на μ. Стандартната грешка на оценката на търсения параметър μ се изчислява по следната формула:

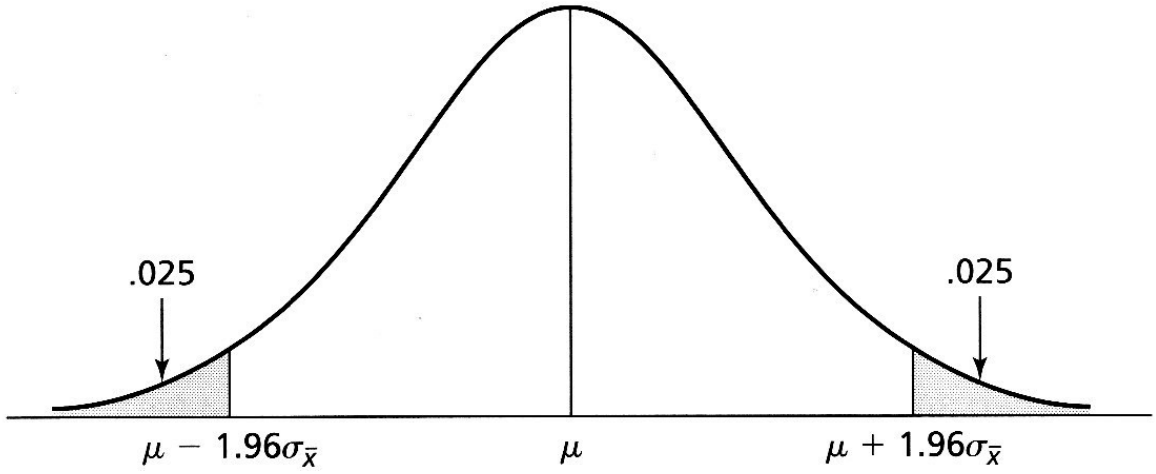
$$\sigma_{\bar{x}} = \sigma / \sqrt{n}$$

Тогава при двустранен тест при $\alpha = 0.05$ формулата за 95% доверителен интервал е:

$$CI_{95} = \bar{X} \pm 1.96 \cdot \sigma_{\bar{x}}$$

Това е най-често използваната формула за получаване на интервалната оценка, която е показана на Фигура 7.21.

В статистическия пакет IBM SPSS Statistics за всяка статистическа процедура има възможност да се зададе каква оценка на търсения параметър е необходимо да се получи: точкова, интервална или и двете. Това позволява да се избере в зависимост от поставените цели пред научното изследване кой вид оценка е по-подходяща да се използва и интерпретира. В повечето анализирани примери в учебника е разгледано как се получават точкови оценки.



Фигура 7.21 Функция на нормално разпределение със средна стойност равна на μ и със стандартно отклонение σ

- **Точкова оценка** е "най-добрата" статистическа оценка на търсения параметър на генералната съвкупност.
- **Интервална оценка** е процесът за получаване на обхвата от стойности за търсения параметър на генералната съвкупност, в който той се съдържа със зададена доверителна вероятност.
- **Доверителният интервал** е обхватът от стойности, за който изследователят е убеден, че с доверителна вероятност съдържа параметъра на генералната съвкупност.
- **Доверителната вероятност** е вероятността, с която оценката на търсения параметър на генералната съвкупност се съдържа в доверителния интервал.

7.10 ОБОБЩЕНИЕ

Първата стъпка при анализа на данните е да се установи какви по вид са те. За целта най-често се използва честотното разпределение за стойностите на конкретна променлива. То показва колко пъти дадена стойност или група от стойности се среща в извадката в матрицата на изследването. За да се опише адекватно **честотното разпределение** е необходимо да се знае **(а)** неговата *форма*, **(б)** мерките за *централната тенденция* и **(в)** мерките за *разсейването* му.

В Глава 6 са разгледани начините за построяване на графика, която показва формата на честотното разпределение. Тя може да бъде: **(а)** *равномерна* или *неравномерна*; **(б)** *симетрична* или *несиметрична* (Фигури 1.2 и 7.2).

Най-често използваните мерки за централната тенденция са *модата, медианата* и *средноаритметичното*, които количествено дефинират централните стойности, разположени между екстремалните. Всяка от тези три мерки за централната тенденция е полезна при описание на честотното разпределение. Заради математическите свойства средноаритметичното е най-широко използвана. Тъй като то обаче е чувствително към екстремални стойности (наблюдения), често също се използва и медианата като допълнение към средната стойност, когато се описват централните тенденции на честотно разпределение с екстремални наблюдения.

Обратно на мерките за централната тенденция, които представляват *точки* върху скалата за измерване, мерките за разсейването (*размахът, средното отклонение, дисперсията* и *стандартното отклонение*) са интервали на същата скала. Размахът или диапазонът на изменение е най-простата мярка за разсейване, но тя е чувствителна към размера на извадката. Стандартното отклонение и дисперсията са най-широко използваните мерки за разсейване поради математическите свойства, които притежават. И двете се основават на квадрата на девиацията на наблюденията от тяхната средна стойност. Предимство на стандартното отклонение е, че се измерва в същите мерни единици, в които са измерени наблюденията и затова е по-лесно да се интерпретира.

Графиката-кутия се използва за графично изобразяване на мерките за средните величини, на разсейването на честотното разпределение и за откриване на потенциални анормални наблюдения.

Стандартните, нормираните стойности трансформират първичната информация (стойности) от дадено честотно разпределение с произволни по стойност в нови стойности, за които честотното разпределение е винаги стандартно – средноаритметичното е равна на 0, а дисперсията е равна на 1.

Нормалното разпределение е от съществено значение за изследванията в социалните науки, защото повечето от променливите, които се използват в тях се предполага, че са нормално разпределени. Тъй като всяка от променливите има свои уникални средноаритметични стойности и стандартно отклонение, съществува семейство от нормални разпределения, а не само едно нормално разпределение. Ако обаче се знае средноаритметичната стойност и стандартното отклонение на *произволно* нормално разпределение, то може да се *трансформира в стандартно* нормално разпределение, за което средноаритметичната стойност е равна на 0, а стандартното отклонение е равно на 1.

На практика рядко се срещат променливи с абсолютно нормално разпределение. Ето защо, когато се говори за проверка на нормално разпределение на дадена променлива, се има предвид проверка дали тя има приблизително нормално разпределение. Ако научните хипотези са за сравнение на средноаритметичните стойности и извадката е голяма за всяка от изследваните групи, съгласно централната пределна теорема *не* е необходимо да се прави проверка за нормално разпределение.

Тестовете за проверка на нормално разпределение са два вида: статистически и визуални. Към статистическите се отнасят тестът на Колмогоров-Смирнов (Kolmogorov-Smirnov) със статистически значимо ниво на Лилиефорс (Lilliefors) и на Шапиро-Уилк (Shapiro-Wilk). Най-често използваният метод за визуална проверка са графиките-кутии, предложени от Туки (Tukey). Те онагледяват както централните тенденции и разсейването, така и анормалните и екстремалните наблюдения.

Статистическата оценка на параметрите на генералната съвкупност е процесът на тяхната оценка на базата на извадка. Налице са **два подхода към оценката на параметрите**: *точкова* и *интервална оценка*. Точковата оценка представлява единична стойност (число), която е най-добрата оценка на параметъра на генералната съвкупност. Тя се получава на базата на извадка и затова поради грешка на извадката тази "най-добра" оценка не може да е истинската оценка на търсения параметър. Ето защо изследователите понякога предпочитат да използват интервалната оценка, в която с доверителна вероятност (обикновено 95%) се съдържа търсеният параметър на генералната съвкупност. Както точковата, така и интервалната оценки имат вероятностен характер.

Преговор: ***Ключови думи и термини*** по азбучен ред, *виж*: Тълковния речник

анормални наблюдения	кръстосана таблица	средно отклонение
асиметрия	медиана	средноаритметично
бимодално разпределение	междуквантилов размах	стандартна грешка
графика	мерки за разсейване	стандартна оценка
графика-кутия	многомодално разпределение	стандартно отклонение
девиация	мода	стълбовидна графика
дескриптивна статистика	независима променлива	тест на Колмогоров-Смирнов
дисперсия	непрекъсната променлива	точкова оценка
доверителен интервал	номинална променлива	тълковен речник
доверителна вероятност	нормално разпределение	унимодално разпределение
ексцес	ординална променлива	хомогенност
зависима променлива	подредено множество	централна пределна теорема
интервална оценка	променлива	централна тенденция
интервална променлива	пропорционална променлива	честота
качествени променливи	размах, диапазон на изменение	честотно разпределение
клетка		
кръгова, секторна графика	сила на теста	

7.11 Упражнения

I. Отговорете на следните въпроси:

1. Каква е вероятността доверителният интервал, изчислен с доверителна вероятност 95% да не включва параметъра на генералната съвкупност?
2. Промяната на доверителната вероятност от 0.95 на 0.99 ще намали или ще увеличи доверителния интервал?

II. Отговорете на следните въпроси с "вярно" или "невярно":

3. Във всяко честотно разпределение медианата трябва да е в 50-тия процентил.
4. Стандартното отклонение никога не може да е по-голямо от размаха.
5. Тъй като всяка точкова оценка включва и грешка от извадката, то тя не може да гарантира, че е истинската оценка на параметъра на генералната съвкупност.
6. Точковата оценка се получава на базата на извадката и дава "най-добрата" оценка за единична стойност (число).
7. В дългосрочен план (ако се правят много извадки) изследователят може да очаква, че 99% от неговите оценки, които се базират на 99% доверителна вероятност ще бъдат коректни.

III. Като използвате информацията от таблицата **Case Processing summary** (Обобщение на обработените наблюдения) за дадено изследване отговорете на следните въпроси:

8. Колко са валидните наблюдения за момичетата?
9. Колко са липсващите данни за момчетата?
10. Какъв е размерът на цялата извадка?

Case Processing Summary

		Cases					
		Valid		Missing		Total	
	sex	N	Percent	N	Percent	N	Percent
age	male	151	100.0%	0	.0%	151	100.0%
	female	204	100.0%	0	.0%	204	100.0%

IV. Като използвате информацията от таблицата **Descriptives** (Дескриптивни статистики) за същото изследване отговорете за коя от двете групи – момчета (male) и момичета (female):

Descriptives

	sex			Statistic	Std. Error
age	male	Mean		18.03	.136
		95% Confidence Interval for Mean	Lower Bound	17.76	
			Upper Bound	18.29	
		5% Trimmed Mean		17.97	
		Median		18.00	
		Variance		2.773	
		Std. Deviation		1.665	
		Minimum		16	
		Maximum		21	
		Range		5	
		Interquartile Range		3	
		Skewness		.379	.197
		Kurtosis		-1.174	.392
	female	Mean		18.14	.129
		95% Confidence Interval for Mean	Lower Bound	17.88	
			Upper Bound	18.39	
		5% Trimmed Mean		18.10	
		Median		18.00	
		Variance		3.390	
		Std. Deviation		1.841	
		Minimum		16	
		Maximum		21	
		Range		5	
		Interquartile Range		4	
		Skewness		.356	.170
		Kurtosis		-1.319	.339

11. Средно аритметичното (Mean) е по-голямо?
12. Размахът (Range) е по-малък?
13. Асиметрията (Skewness) е по-голяма?
14. Стандартното отклонение (Std. Deviation) е по-голямо?

IV. Като използвате информацията от таблицата **Tests of Normality** (Тестове за нормално разпределение) за същото изследване отговорете на следните въпроси:

Tests of Normality

		Kolmogorov-Smirnov[a]			Shapiro-Wilk		
	sex	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
age	male	.215	151	.000	.886	151	.000
	female	.222	204	.000	.861	204	.000

a. Lilliefors Significance Correction

15. Кой от двата теста или и двата едновременно трябва да се анализират?
16. Тестът на Колмогоров-Смирнов (Kolmogorov-Smirnov) статистически значим ли е?

8 НАДЕЖДНОСТ И ВАЛИДНОСТ НА ИЗМЕРВАНЕТО

8.1	Въведение	219
8.2	Устойчивост на резултатите чрез повторно измерване	221
8.3	Оценка на надеждността чрез алтернативно измерване	223
8.4	Оценка на надеждността чрез разделяне на скалата на две половини	226
8.5	Проверка на надеждността на измерването с алфа на Кронбах (Cronbch's alpha)	228
8.6	Валидност на измерването	233
8.7	Обобщение	237
8.8	Упражнения	238

8.1 ВЪВЕДЕНИЕ

Практически всеки човек е измерван в буквалния смисъл на думата десетки пъти. Още от момента на своето раждане той е класифициран по различни поводи. По-късно като ученик и студент се е явявал на изпита както устни, така и писмени (контролни упражнения, тестове и т. н.). Както е споменато (Глава 1) **измерването** се основава на асоцииране на числа към наблюдаваните характеристики на изследвания човек. Правилото, което се следва при асоциирането на числата зависи от използваната скала за измерване (номинална, ординална, интервална или пропорционална). За да бъде обаче измерването полезно и да има смисъл за изследователя, то трябва да удовлетворява два фундаментални критерия: **(1) надеждност** и **(2) валидност**.

Надеждността е фундаментално понятие в теорията на измерването. Абсолютно надеждна скала за измерване е тази скала, която дава истинската стойност и нищо друго. Това на практика не може да се постигне, защото всяко измерване съдържа известна грешка. Например ако при измерване на парче дърво преди да се отреже измерването се "замърсява" от фактори като колко право се държи метърът, колко е дебел моливът, ъгълът, под който се мери и дори до колко добро е зрението. На практика ако изследователят измерва парчето дърво няколко пъти напълно е възможно да получи различни резултати. Ето защо всяко отделно измерване се състои от две части: **(1)** *истинска стойност* и **(2)** *грешка на измерване*:

$$X_{наблюдение} = X_{истинско} + X_{грешка}$$

Истинската стойност е теоретично перфектното измерване и тъй като никога не може да се намери, то се оценява и се дефинира като средноаритметичната стойност на безкраен брой измервания. *Грешката на измерване* се предполага, че е случайна, което означава че девиацията (отклонението) трябва да е все едно че ту се надценява ту се подценява *истинската стойност.* Средноаритметичното на девиацията е нула, защото позитивните и негативните отклонения са еднакви. Колкото е по-малка *грешката на измерване* толкова повече измерените стойности се намират около *истинската стойност* и съответно съгласуваността на измерването е по-голямо. Надеждността на измерването на практика дава информация за съгласуваността на повтарящите измерванията на една и съща характеристика. **Надеждността** в този случай може да се дефинира като пропорцията на *истинското наблюдение* към *измереното наблюдение*. Колкото е по-голяма пропорцията, толкова по-съгласуван е резултатът от измерването. Ето защо надеждността се явява резултат на съгласуваното измерване. Винаги обаче трябва да се помни, че надеждността се отнася до конкретен измерващ инструмент (например: скала), който е приложен за специфична генерална съвкупност при специфични условия.

$$надеждност = \frac{X_{истинско}}{X_{наблюдение}}$$

Надеждността е *постоянството* на измерване или степента, с която приложената методология в научното изследване измерва по един и същи начин всеки път, когато е използвана при едни и същи условия към едни и същи изследвани лица. Надеждността не подлежи на измерване (защото $X_{истинско}$ никога не може да се намери), а може само да се оцени. Надеждността се оценява при дихотомни, ординални, интервални и пропорционални променливи. Предпоставка за нейното провеждане е наблюденията да са с некорелирани случайни грешки. Най-често използваният метод за оценка на грешката от измерване е дисперсионният анализ (Глава 14 – 16). При него общата дисперсия се разделя на два източника: единият е породен от изследваните променливи, които условно се нарича *сигнал*, а другият източник е случайната грешка, която се нарича *шум*.

Съществуват различни методи за оценка на надеждността. Най-често се използват следните *четири*:

1. **у**стойчивост на резултатите чрез повторно измерване (Раздел 8.2);
2. алтернативна форма на надеждност (Раздел 8.3);
3. вътрешна съгласуваност на интервална или пропорционална скала за измерване с най-често използвани следните *два* метода:
   а) разделяне на скалата за измерване на две половини (Раздел 8.4);
   б) коефициентът алфа α на Кронбах (Cronbach's alpha) (Раздел 8.5).
4. съгласуваност между две номинални измервания: коефициентът *капа* на Коен (Cohen's kappa coefficient) (виж Глава 18, Раздел 18.4).

Ако измерванията са *ординални*, то се използва претегленият коефициентът *капа* на Коен (Cohen's weighted kappa coefficient), който за съжаление не е включен в статистическия пакет IBM SPSS Statistics и затова не е разгледан в учебника.

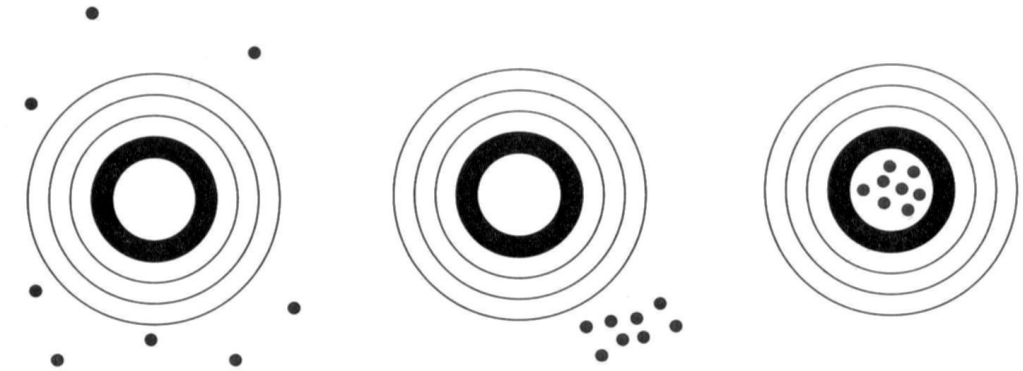
За да има практически смисъл измерването трябва да бъде не само надеждно, но и валидно. **Валидността** на измерването се опитва да отговори на въпроса дали се мери това което изследователят желае да измери. Има различни видове валидности, като най-често се използват следните *четири* вида:

1. вътрешна валидност;
2. външна валидност;
3. конструктивна валидност;
4. статистическа валидност.

Анализът на всички видове надеждност и валидност се прави при конструирането на скала за измерване (Глава 25).

Когато за научното изследване е избрана утвърдена скала за измерване (Глава 25), за която в *ръководството на скалата* авторът ѝ доказва, че тя е надеждна и валидна, трябва да се провери дали тя е надеждна и валидна за събраните данни (извадка), т. е. за конкретното научно изследване. В този случай е необходимо да се оцени нейната

вътрешна съгласуваност. Ето защо основният акцент в тази глава е как на практика да се изчисли и интерпретира надеждността на скалата, която е използвана в изследването. За целта подробно е разгледана вътрешната свързаност на елементите на скала или надеждността на скалата за измерване: коефициентът алфа на Кронбах (Cronbch's coefficient alpha α).



Фигура 8.1 Резултати от тест за точност на стрелба с пистолет: *в ляво* – нито надеждни нито валидни; *в средата* – надеждни, но невалидни; *в дясно* – надеждни и валидни

Ако трябва да се съпоставят валидността с надеждността на измерването, то може да се каже, че *валидността е по-важна*, защото ако който и да е инструмент не може да измерва точно това, за което е предназначен да измерва, то тогава няма смисъл той да се използва, дори да се окаже, че мери надеждно.

- **Надеждността** представлява устойчивостта на резултатите от измерването и възможността да се получат едни и същи резултати от измерване при еднакви условия.
- **Валидността** е индикатор за точността на скалата за измерване. Тя представлява ефективността на направените изводи, заключения и твърдения от проведеното изследване.

8.2 УСТОЙЧИВОСТ НА РЕЗУЛТАТИТЕ ЧРЕЗ ПОВТОРНО ИЗМЕРВАНЕ

Най-интуитивният начин за проверка на надеждността на всяко измерване е то да се повтори отново и да се сравнят двата резултата. Този начин за проверка на надеждността се нарича *устойчивост на резултатите чрез повторно измерване*. Нека преподавателят по статистика е подготвил тест (скала) за измерване на *знанията по статистика* на студентите. В този случай той провежда теста (измерването), а след това изчаква определено време (дни или дори седмици) и раздава отново абсолютно същия тест (измерване) на същите студенти За да се оцени дали измерванията са състоятелни, т. е. съвместими и непротиворечиви се изчислява корелацията между двете измервания. Корелацията, която подробно е разгледана в Глава 10 в случая се обозначава с r_{tt} , което означава корелацията между *тест* (test) и *тест* (test). В зависимост от това как преподавателят е конструирал теста ако получените от него данни са:

- интервални или пропорционални, то се използва корелационният коефициент *r* на Пирсън (Pearson linear or product-moment coefficient *r*).
- рангови (ординални) се използва ранговата корелация на Спирмън *ро* (Spearman's *rho*)

Въпреки че методът е доста разпространен, неговите основни недостатъци са, че **(1)** опитът и **(2)** умората на респондентите могат да "изкривят" резултатите от корелацията. Например някои респонденти могат да направят теста значително по-добре втория път, защото са придобили опит в правенето на теста. Ако времето между двата теста е прекалено малко някои от респондентите могат да са преуморени или тестът да им е вече скучен и затова да не се концентрират при неговото повторно провеждане.

Кутия 8.1 Оценка на надеждността: устойчивост на резултатите чрез повторно тестиране

Нека *тестът (скалата) по статистика* се състои от 30 въпроса (променливи), с който преподавателят измерва знанията на студентите. Правилният отговор на всеки въпрос носи по една точка. Максималният брой точки, който се получава е 30. *Тестът по статистика* е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.3) и в този случай се използва корелационният коефициент *r* на Пирсън (виж Глава 10, Раздел 10.2).

☐ Процедурата за изчисляване на r_{tt} с IBM SPSS Statistics е следната:

1. Стартира се IBM SPSS Statistics и се избира Редактор на данни (Data Editor) – *Изглед на променливите* (Variable View) (виж Фигура 3.8).
2. В първият ред се въвежда номиналната променлива **Student** (Студент), на втория ред се въвежда променливата скала **Test** (Тест), а на третия ред – променливата скала **Retest** (Повторен тест):

File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1	Student	Numeric	2	0	Student	None	None	8	Right	Nominal
2	Test	Numeric	2	0	Test results	{1, minimum}...	None	8	Right	Scale
3	Retest	Numeric	2	0	Retest results	{1, minimum}...	None	8	Right	Scale

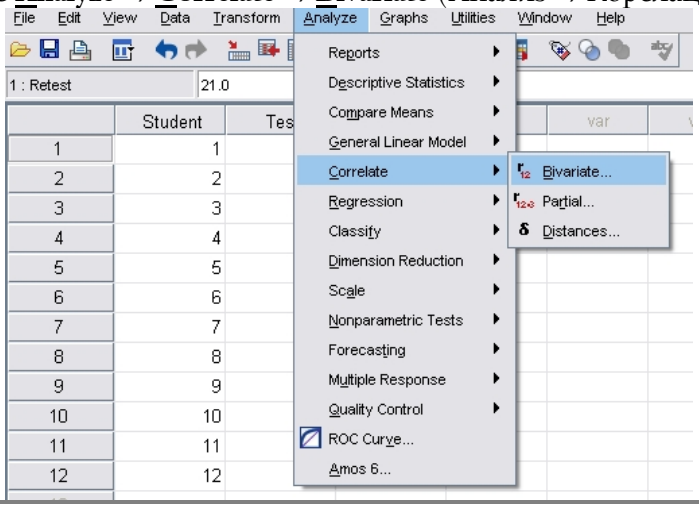
3. Превключва се на страницата *Изглед на данните* (Data View) и се въвеждат следните данни:

File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

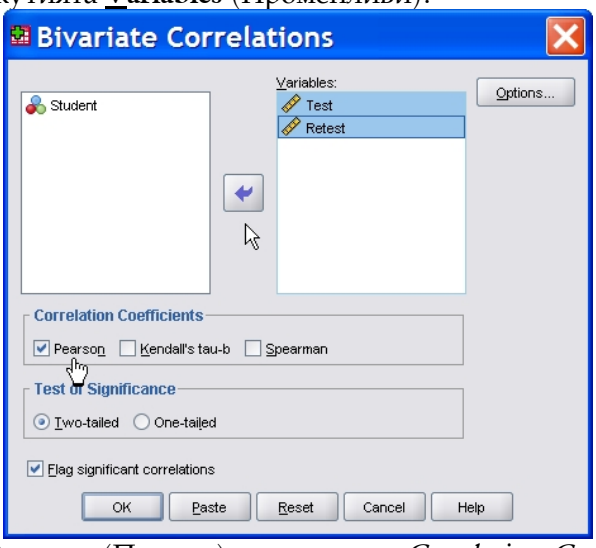
1 : Retest 21.0

	Student	Test	Retest	var	var
1	1	20	21		
2	2	17	18		
3	3	11	13		
4	4	24	23		
5	5	19	22		
6	6	21	22		
7	7	22	12		
8	8	20	25		
9	9	15	17		
10	10	27	27		
11	11	19	21		
12	12	30	28		

4. Записва се файлът: **File** ⇒ **Save As...** ⇒ testretest.sav (Файл ⇒ Запиши като... ⇒ testretest.sav).
5. Селектира се **Analyze** ⇒ **Correlate** ⇒ **Bivariate** (Анализ ⇒ Корелация ⇒ Двумерна):



6. Избират се двете променливи **Test** и **Retest** и със стрелката в средата (виж курсора) се преместват в кутията **Variables** (Променливи):



7. Селектира се **Pearson** (Пирсън) от раздела *Correlation Coefficients* (Корелационни коефициенти) (виж ръчичката) ако той не е селектиран по подразбиране (default).
8. Кликва се на бутона **OK** и се получава следният резултат от изпълнението на командата за изчисляване на корелационния коефициент на Пирсън (Pearson):

Correlations

		Test	Retest
Test	Pearson Correlation	1	.728**
	Sig. (2-tailed)		.007
	N	12	12
Retest	Pearson Correlation	.728**	1
	Sig. (2-tailed)	.007	
	N	12	12

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

корелацията на Пирсън (Pearson): r=0.728, p=0.007, N=12

p=0.007<0.05, тестът е статистически значим

В случаите когато корелацията е статистически значима и е: **(а)** положителна и **(б)** висока, се приеме че *теста* (скалата) е надежден.

От горната таблица следва, че корелацията между двете интервални променливи е статистически значима и е висока положителна $r_{tt} = 0.73$ (виж Глава 10, Раздел 10.2 и Таблица 10.2). Ето защо тестът (скалата) по статистика се приема за надежден.

Повече практически примери за оценка на надеждността чрез устойчивост на резултатите чрез повторно тестиране има в книгата на DeFrancesco (2002).

8.3 ОЦЕНКА НА НАДЕЖДНОСТТА ЧРЕЗ АЛТЕРНАТИВНО ИЗМЕРВАНЕ

При този метод за оценка на надеждността се използва корелацията между предлагания тест (скала) за измерване и друг алтернативен тест (скала) за измерване на същата характеристика. Двата теста (скали) трябва да покриват едно и също съдържание и да имат аналогична трудности. Например преподавателят иска да провери надеждността на новия тест за измерване на знанията по статистика като използва като алтернативен стария тест за измерване на същите знания по статистика. Двата теста покриват един и същ материал и са с еднаква трудност. Надеждността се оценява като за целта се изчислява корелацията между двата теста. При този метод за оценка на надеждността се избягват двата недостатъка на метода на устойчивост на резултатите чрез повторно тестиране: опит и умора. Опитът не може да се придобие, защото тестът е различен, а за да се избегне умората алтернативният тест се дава не в същия ден. Корелацията (виж Глава 10) между двата теста се обозначава с r_{ta}, което означава корелацията между *тест* (test) и *алтернативен тест* (alternative test). Ако изследваните данни са интервални или

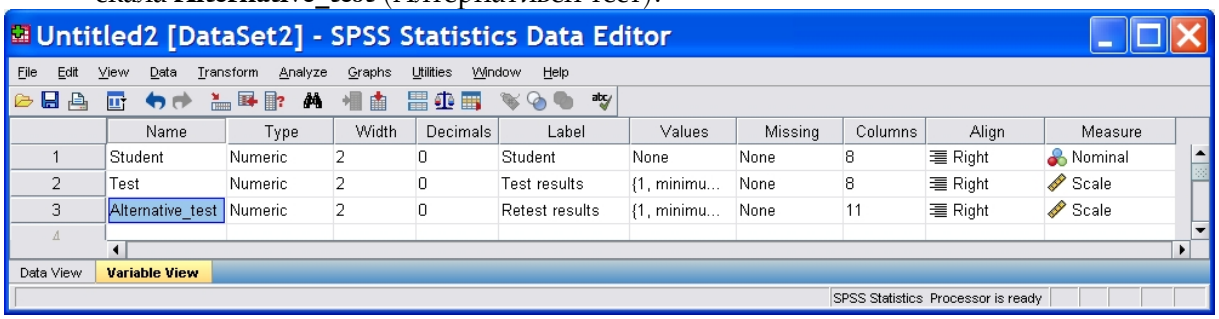
пропорционални (виж Глава 1, Раздел 1.6.3 и Раздел 1.6.4), то се използва корелационният коефициент *r* на Пирсън (виж Глава 10, Раздел 10.2). Когато данните са рангови (ординални) (виж Глава 1, Раздел 1.6.2) се използва ранговата корелация на Спирмън *ро* (виж Глава 10, Раздел 10.4).

Кутия 8.2 Оценка на надеждността: алтернативна форма на надеждността

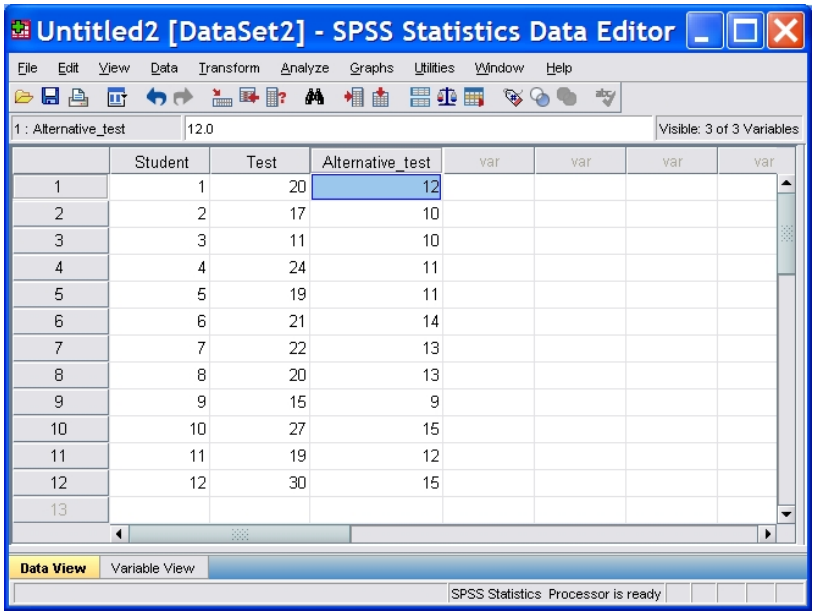
Нека *тестът (*скалата*) по статистика* се състои от 30 въпроса (променливи), с който преподавателят измерва знанията на студентите. Правилният отговор на всеки въпрос носи по една точка. Максималният брой точки, които се получава е 30. Като *алтернативен тест по статистика* се използва старият тест, който съдържа 15 въпроса. Правилният отговор на всеки въпрос носи по една точка и следователно максималният брой точки е 15. Двете променливи **Test** и **Alternative_test** са интервални и в този случай се използва корелационният коефициент *r* на Пирсън (Pearson linear or product-moment coefficient *r*).

☐ Процедурата за изчисляване на r_{ta} с IBM SPSS Statistics е следната:

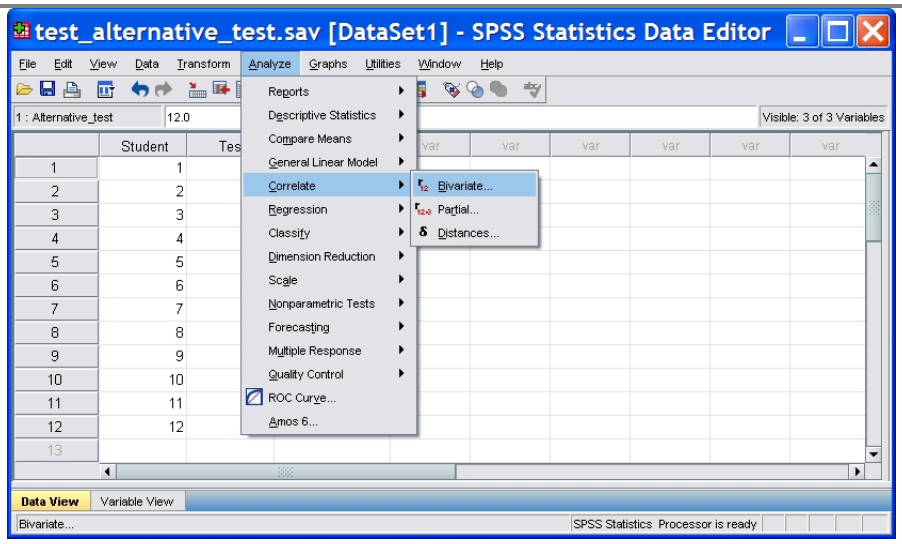
1. Стартира се IBM SPSS Statistics и се избира Редактор на данни (Data Editor) – *Изглед на променливите* (Variable View) (виж Фигура 3.8).
2. В първият ред се въвежда номиналната променлива **Student** (Студент), на втория ред се въвежда променливата скала **Test** (Тест), а на третия ред – променливата скала **Alternative_test** (Алтернативен тест):



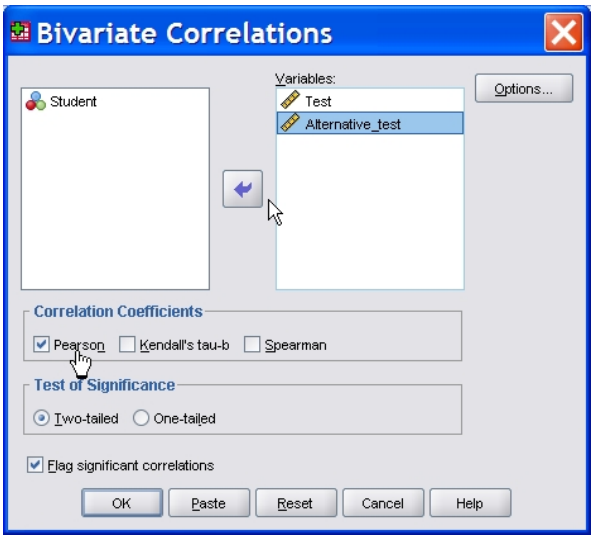
3. Превключва се на страницата *Изглед на данните* (Data View) и се въвеждат следните данни:



4. Записва се файлът: **File** ⇒ **Save As...** ⇒ test_alternative_test.sav (Файл ⇒ Запиши като... ⇒ test_alternative_test.sav).
5. Селектира се **Analyze** ⇒ **Correlate** ⇒ **Bivariate** (Анализ ⇒ Корелация ⇒ Двумерна):



6. Избират се двете променливи **Test** и **Alternative_test** и със стрелката в средата (виж курсора) се преместват в кутията **Variables** (Променливи):



7. Селектира се **Pearson** (Пирсън) от раздела *Correlation Coefficients* (Корелационни коефициенти) (виж ръчичката) ако той не е селектиран по подразбиране (default).
8. Кликва се на бутона **OK** и се получава следният резултат:

Correlations

		Test	Alternative_ test
Test	Pearson Correlation	1	.819**
	Sig. (2-tailed)		.001
	N	12	12
Alternative_test	Pearson Correlation	.819**	1
	Sig. (2-tailed)	.001	
	N	12	12

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

корелацията на Пирсън: $r=0.819$, $p=0.001$, $N=12$

$p=0.001<0.05$, тестът е статистически значим

12 респондента са направили и двата теста

От горната таблица следва, че корелацията между двете интервални променливи е висока положителна $r_{ta} = 0.82$ и е статистически значима $p=0.001<0.05$ (виж Глава 10, Раздел 10.2 и Таблица 10.2). Ето защо тестът (скалата) по статистика се приема за надежден.

Повече практически примери за оценка на надеждността има в книгата на DeFrancesco (2002).

8.4 ОЦЕНКА НА НАДЕЖДНОСТТА ЧРЕЗ РАЗДЕЛЯНЕ НА СКАЛАТА НА ДВЕ ПОЛОВИНИ

Третият методи за оценка на надеждността, който най-често се използва е **вътрешна съгласуваност** на скалата. При него се оценява надеждността на съгласуваността на въпросите, които я формират или наличната устойчивостта вътре в скалата, а не между няколко различни скала за измерване.

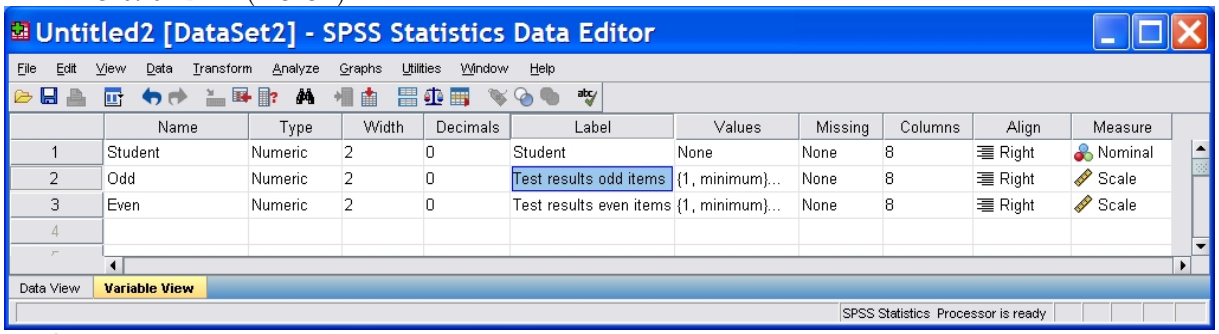
Методът на *разделяне на скалата за измерване на две половини* е един от начините за оценка на вътрешната съгласуваност. Този вид надеждност се отнася до разделянето на скалата (теста) на две равни половини. В случая се провежда само един път измерване и не възниква проблемът с избора на подходящ интервал между двете измервания. Например ако преподавателят е подготвил тест от 60 въпроса за измерване на знанията по статистика на студентите, то тестът се разделя на две половини по 30 въпроса и се оценява корелацията между тях. Четните и нечетните въпроси формират двете половини като в основата на теорията при този метод лежи фактът, че *практиката* и *умората* на два последователни въпроса, например между 1 и 2 или между 59 и 60 е еднаква. Ако тестът е разделен на две части първите 30 въпроса са първата част, вторите 30 въпроса са втората част, то *практиката* и *умората* оказват силно влияние върху крайния резултат от измерването. Когато се изчислява *коефициентът на надеждност* по метода на разделяне на теста на две половини (четни и нечетни въпроси) той винаги е недооценен, защото броят на въпросите е намален два пъти. Ето защо се използва формулата за прогноза на **Спирмън-Браун** (Spearman-Brawn prophecy formula), която се основава на корелационният коефициент *r* на Пирсън и дава истинската надеждност на измерването. Тя изчислява корегираната стойност на корелационния коефициент на Пирсън (Pearson) и е разработена в два варианта: когато скалата за измерване е с: **(а)** четен брой въпроси и когато е с **(б)** нечетен брой въпроси.

Кутия 8.3 Оценка на надеждността: разделяне на теста на две половини

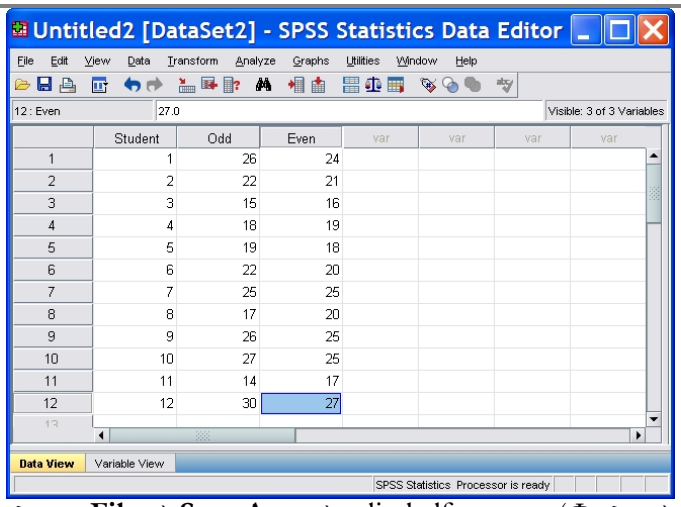
Нека *тестът по статистика* се състои от 60 въпроса, с който преподавателят измерва знанията на студентите. Правилният отговор на всеки въпрос носи по една точка. Максималният брой точки, който се получава е 60. Четните въпроси, които са 30 формират променливата **Even** (Четен), а нечетните въпроси, които също са 30 формират променливата **Odd** (Нечетен). Двете променливи са интервални (виж Глава 1, Раздел 1.6.3) и приемат стойности от 0 до 30.

☐ Процедурата за изчисляване на надеждността чрез разделянето на теста (скалата) на две половини с IBM SPSS Statistics е следната:

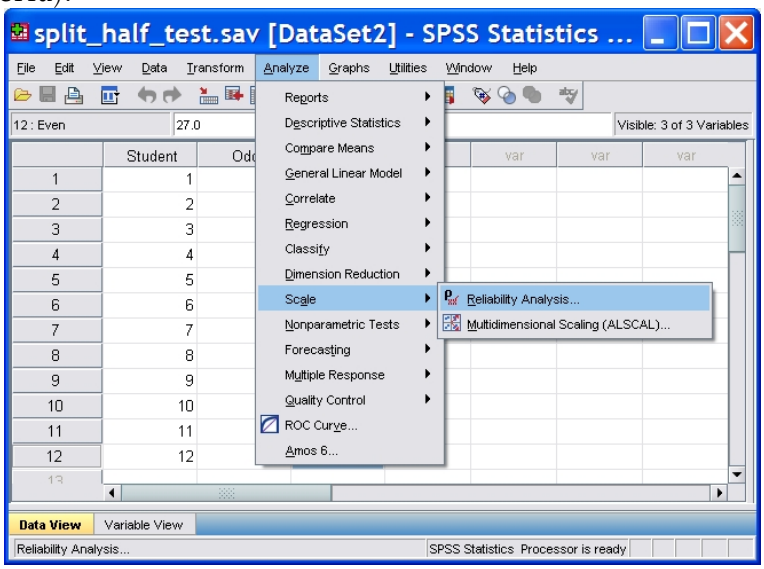
1. Стартира се IBM SPSS Statistics и се избира Редактор на данни (Data Editor) – *Изглед на променливите* (Variable View) (виж Фигура 3.8).
2. В първият ред се въвежда номиналната променлива **Student** (Студент), на втория ред се въвежда променливата скала **Odd** (Нечетен), а на третия ред – променливата скала **Even** (Четен):



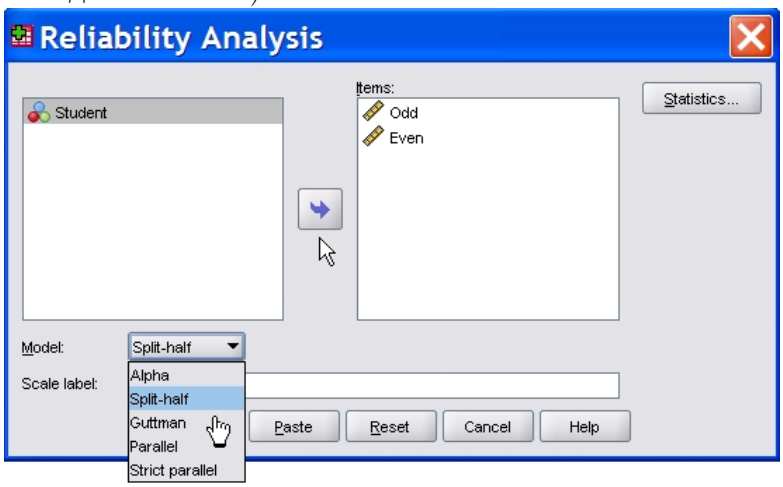
3. Превключва се на страницата *Изглед на данните* (Data View) и се въвеждат следните данни:



4. Записва се файлът: **File** ⇒ **Save As...** ⇒ split_half_test.sav (Файл ⇒ Запиши като... ⇒ split_half_test.sav).
5. Селектира се **Analyze** ⇒ **Scale** ⇒ **Reliability Analysis** (Анализ ⇒ Скала ⇒ Анализ на надеждността):



6. Избират се двете променливи **Odd** и **Even** и със стрелката в средата (виж курсора) се преместват в кутията **Items** (Въпроси).
7. Кликва се на падащото *Model* (Модел) (виж ръчичката) и се избира **Split-Half** (Разделяне на две половини):



8. Кликва се на бутона **OK** и се получава следният резултат:

Reliability Statistics

Cronbach's Alpha	Part 1	Value	1.000
		N of Items	1[a]
	Part 2	Value	1.000
		N of Items	1[b]
		Total N of Items	2
		Correlation Between Forms	.957
Spearman-Brown Coefficient		Equal Length	.978
		Unequal Length	.978
		Guttman Split-Half Coefficient	.949

a. The items are: Odd

b. The items are: Even

коефициентът на Спирмън-Браун (Spearman-Brawn) r=0.978

От горната таблица следва, че корелацията между двете променливи е висока положителна $r = 0.98$ (виж Глава 10). Ето защо тестът (скалата) по статистика се приема за надежден.

Повече практически примери за оценка на надеждността има в книгата на DeFrancesco (2002).

8.5 ПРОВЕРКА НА НАДЕЖДНОСТТА НА ИЗМЕРВАНЕТО С АЛФА НА КРОНБАХ (Cronbch's alpha)

Когато в научното изследване се използват интервални или пропорционални *скали за измерване* най-често се използва концепцията за *вътрешна съгласуваност на скалата*. Тя показва степента, с която въпросите от скалата формират една обща група. Една от най-често използваните мерки за вътрешната съгласуваност на елементите на скалата е *коефициентът алфа на Кронбах* (Cronbch's coefficient alpha α). Той се използва при няколко променливи (въпроси) във формат на Ликерт, които формират интервалната *скала* във формат на Ликерт (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). Коефициентът алфа α се изчислява на основата на средноаритметичните стойности или средните корелации за всеки въпрос (или айтъм, от английската дума *item*) от скалата с всеки друг въпрос. В социалните науки коефициентът алфа α се използва често, защото е мярката за надеждност, която се получава в процеса на изследване с помощта на един пилотен тест (виж Глава 2).

В повечето учебници по статистика се приема, че ако стойностите на коефициента алфа α са над 0.70 е допустимо да се приеме, че скалата е надеждна. Оказва се обаче, че допустимата стойност за алфа α не е еднозначна и зависи от следните групи фактори:

- *Брой на въпросите, които формират скалата*. Колкото повече въпроси формират една скала, толкова по-голяма е стойността на α , която се приема за допустима, за да се направи изводът, че скалата е надеждна. Ето защо за скали с под 10 въпроса е нормално алфа α да е около 0.50 като допустима стойност. В случая е добре да се цитира и средната корелация между въпросите, която следва да е в диапазона от 0.20 до 0.40 (Briggs & Cheek, 1986).
- *Брой на факторите* (*подскалите*), *които се съдържат в скалата*. Ако скалата се състои от няколко подскали или фактори (виж Глава 12) коефициентът алфа α се изчислява и анализира както за скалата, така и за всяка подскала.
- *Обратно-фразирани въпроси.* Анализът на надеждността на скалата силно се влияе от наличието на обратно-фразирани въпроси, защото коефициентът алфа α се изчислява като средната ковариация (виж Глава 17) за всички въпроси. Ето защо ако в изследваната скала има обратно-фразирани въпроси, което по-често се среща в социалните науки, първо е необходимо те да се трансформират чрез създаване на нови ревърсни променливи, които се анализират (виж Глава 5, Раздел 5.3.1). В следващия пример е разгледан именно този случай.

Винаги преди да се започне проверка на надеждността на скалата е необходимо изследователят да се обърне към **ръководството за скалата**. То представлява научната статия, в която скалата е представена от нейния автор или автори.

Резултатите за надеждността на скалата се цитират в секцията **Метод** на научния доклад или на статията (виж Глава 2).

8.5.1 ПРОЦЕДУРА ЗА ИЗЧИСЛЯВАНЕ НА НАДЕЖДНОСТ НА СКАЛА: КОМАНДА RELIABILITY ANALYSIS (АНАЛИЗ НА НАДЕЖДНОСТТА)

За да се изчисли надеждността на скалата *не* е необходимо да се изчислява самата скала. За изчисляване на надеждността на скалата са необходими само данните за променливите (въпросите, айтъми), които я формират, но не и нейната стойност.

С цел да се илюстрира и интерпретира коефициентът алфа на Кронбах (Cronbch's coefficient alpha α) е използвана следната скала:

1. Скала за *самооценка* (Rosenberg, 1965), която се състои от 10 въпроса във формат на Ликерт. Ръководството на скалата е дадено в Кутия 5.1. Тя е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследването въпросите от скалата са обозначени като *SE_1, SE_2, SE_3, SE_4, SE_5, SE_6, SE_7, SE_8, SE_9* и *SE_10*.

Извадката за разгледания пример е $N = 355$ (виж Ганева, 2010).

Въпроси 3, 5, 8, 9 и 10 са обратно-фразирани. За да се изчисли надеждността на скалата първо е необходимо да се изчислят ревърсните променливи за петте обратно-фразирани въпроси, които се наричат: *SE_3R*, *SE_5R*, *SE_8R*, *SE_9R* и *SE_10R*.

В Глава 5 в раздел 5.3.1 е разгледано как се създават ревърсни променливи на базата на обратно-фразирани въпроси. Синтаксисът на командата **Recode** (Прекодирай) за IBM SPSS Statistics за създаване на петте ревърсни променливи е следният:

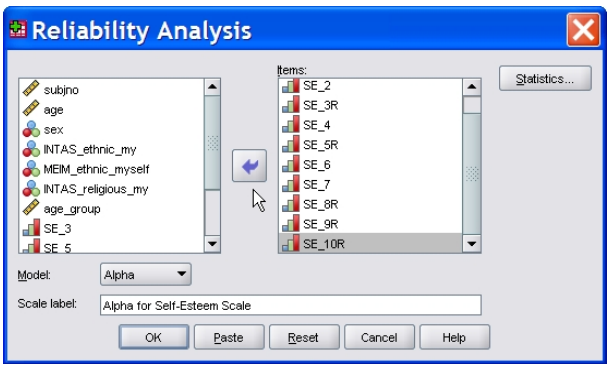
```
RECODE
   SE_3  SE_5  SE_8  SE_9  SE_10
   (1=5)  (2=4) (3=3) (4=2) (5=1)  INTO
   SE_3R SE_5R  SE_8R  SE_9R  SE_10R  .
EXECUTE .
```

След като са създадени и ревърсните променливи може да се премине към изчисляване на надеждността на скалата.

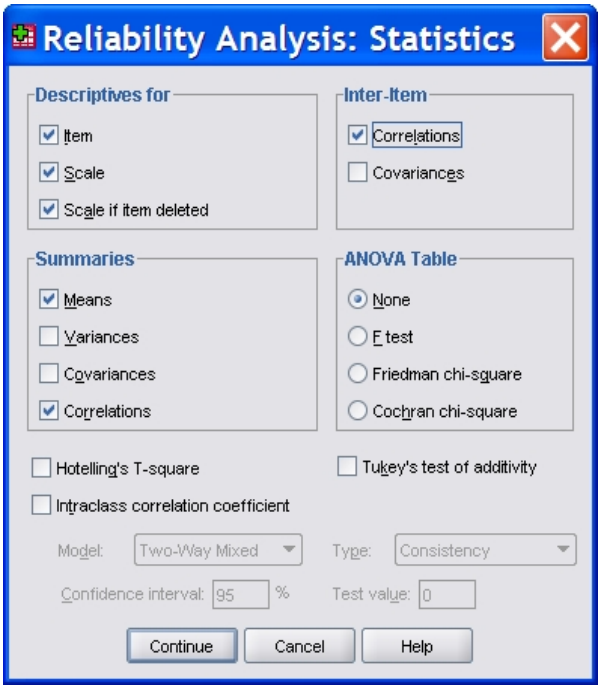
Процедурата за извършване на Анализ на надеждността **(Reliability Analysis)** с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- Избира се **Analyze** ⇒ **Scale** ⇒ **Reliability Analysis** (Анализ ⇒ Скала ⇒ Анализ на надеждността) и се получава диалоговата кутия от Фигура 8.2.
- Избират се променливите *SE_1, SE_2, SE_3R, SE_4, SE_5R, SE_6, SE_7, SE_8R, SE_9R* и *SE_10R* и се преместват с бутона в средата (виж курсора) от лявата в дясната кутия с надпис **Items** (Въпроси). Избрани са петте ревърсни (*SE_3R,...*), а не директни (*SE_3,....*) въпроса. Коефициентът алфа α се изчислява на базата на корелацията на селектираните въпроси.
- В кутията **Model** (Модел) се избира **Alpha** (Алфа) (тя е избрана по подразбиране).
- В най-долния ред с надпис **Scale label** (Етикет на скалата) се написва (по избор) заглавието на изходните таблици, например **Alpha for Self-Esteem Scale** (Алфа за скалата за самооценка).
- Кликва се на бутона **Statistics** (Статистики) и се получава диалоговата кутия от Фигура 8.3.
- От раздела *Descriptives for* (Дескриптивни за) се избират опциите: **Item** (Въпроси), която дава описателната статистика за въпросите, **Scale** (Скала), която дава описателната статистика за скалата и **Scale if item deleted** (Скала ако се премахне въпросът), която дава различна статистика, включително и ако въпросът отпадне от скалата.
- От раздела *Inter-Item* (Между въпросите) се избира опцията: **Correlations** (Корелации) която дава корелационната матрица.
- От раздела *Summaries* (Сумарна статистика) се избират опциите: **Mean** (Средно-аритметично) и **Correlations** (Корелации), които дават сумарната статистика (най-

малката, най-голямата, средната стойност, размахът и отклонението, виж Глава 7) съответно за средноаритметична стойност и за дисперсия.



Фигура 8.2 Диалогова кутия на *Reliability analysis* (Анализ на надеждността)



Фигура 8.3 Диалогова кутия *Statistics* (Статистики) на *Reliability analysis* (Анализ на надеждността)

- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 8.2.
- Кликва се на бутона **OK** на Фигура 8.2 и се получава следният резултат от изпълнението на командата за оценка на надеждността на скалата.

8.5.2 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
RELIABILITY
  /VARIABLES=SE_1 SE_2 SE_3R SE_4 SE_5R SE_6 SE_7 SE_8R SE_9R SE_10R
  /SCALE('Alpha for Self-Esteem Scale')  ALL/MODEL=ALPHA
  /STATISTICS=DESCRIPTIVE SCALE CORR
  /SUMMARY=TOTAL MEANS CORR .
```

8.5.3 ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

Scale: Alpha for Self-Esteem Scale

Case Processing Summary

		N	%
Cases	Valid	353	99.4
	Excluded[a]	2	.6
	Total	355	100.0

a. Listwise deletion based on all variables in the procedure.

Reliability Statistics

Cronbach's Alpha	Cronbach's Alpha Based on Standardized Items	N of Items
.723	.715	10

***алфа* на Кронбах, която обикновено се анализира и докладва**

Item Statistics

дескриптивна статистика за всеки въпрос

	Mean	Std. Deviation	N
SE_1	1.58	.862	353
SE_2	1.81	.805	353
SE_3R	2.67	1.143	353
SE_4	2.18	.858	353
SE_5R	2.63	1.218	353
SE_6	2.14	.889	353
SE_7	2.06	.856	353
SE_8R	3.56	1.024	353
SE_9R	2.82	1.073	353
SE_10R	2.83	1.132	353

Inter-Item Correlation Matrix

	SE_1	SE_2	SE_3R	SE_4	SE_5R	SE_6	SE_7	SE_8R	SE_9R	SE_10R
SE_1	1.000	.598	.051	.039	.139	.276	.153	.172	.068	-.077
SE_2	.598	1.000	.114	.195	.262	.319	.227	.057	.155	.015
SE_3R	.051	.114	1.000	-.028	.571	.216	.293	.204	.405	.381
SE_4	.039	.195	-.028	1.000	-.063	.264	.105	-.076	.041	-.027
SE_5R	.139	.262	.571	-.063	1.000	.068	.225	.226	.386	.378
SE_6	.276	.319	.216	.264	.068	1.000	.441	.086	.273	.119
SE_7	.153	.227	.293	.105	.225	.441	1.000	-.028	.274	.257
SE_8R	.172	.057	.204	-.076	.226	.086	-.028	1.000	.312	.297
SE_9R	.068	.155	.405	.041	.386	.273	.274	.312	1.000	.673
SE_10R	-.077	.015	.381	-.027	.378	.119	.257	.297	.673	1.000

Summary Item Statistics

	Mean	Minimum	Maximum	Range	Maximum / Minimum	Variance	N of Items
Item Means	2.430	1.584	3.561	1.977	2.249	.342	10
Inter-Item Correlations	.201	-.077	.673	.750	-8.703	.031	10

Item-Total Statistics

ключова таблица

	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Squared Multiple Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
SE_1	22.72	25.425	.254	.413	.719
SE_2	22.49	24.745	.372	.448	.703
SE_3R	21.63	21.757	.498	.404	.680
SE_4	22.12	27.052	.066	.117	.743
SE_5R	21.67	21.399	.488	.429	.681
SE_6	22.16	24.130	.396	.344	.699
SE_7	22.24	24.286	.398	.290	.699
SE_8R	20.74	24.540	.275	.191	.718
SE_9R	21.48	21.409	.586	.525	.664
SE_10R	21.47	22.181	.461	.515	.687

Scale Statistics

Mean	Variance	Std. Deviation	N of Items
24.30	28.375	5.327	10

ако корелацията за всеки въпрос е >0.40 те формират добре скалата

8.5.4 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Преди интерпретацията на статистическите резултати е добре да се провери да не е допусната формална грешка и да не са включени правилните въпроси. След това е желателно да се провери дали средните стойности на въпросите са в допустимите граници, защото грешки при кодирането на въпросите може да доведат до изкривяване на резултатите. След това може да се премине към интерпретацията на резултатите.

Първата таблица **Case Processing Summary** (Обобщение на обработените наблюдения) дава информация за броя в абсолютна стойност (колона **N**) и в проценти (колона **%**) на *валидните* наблюдения (редът *Valid cases*), за които няма липсваща информация за всички избрани променливи (десет въпроса). В примера от общия брой наблюдения 355 *валидните* са 353 като за 2 наблюдения липсват данни.

Втората таблица **Reliability Statistics** (Статистика за надеждността) е най-важната, защото съдържа информация за коефициента алфа на Кронбах (колона **Cronbach's Alpha** α): $\alpha = 0.723$, който се докладва най-често и за коефициента Алфа α , изчисляван на основата на стандартизираните въпроси (колона **Cronbach's Alpha Based on Standardized Items**): $\alpha = 0.715$. Обикновено се използва нестандартизираната алфа α освен ако има голямо различие между средноаритметичните и дисперсиите за въпросите, които формират скалата (тази информация се съдържа в следващата таблица). Коефициентът алфа α трябва да е над 0.70, за да се смята, че скалата е надеждна с изследваната извадка. Ако скалата се състои от малко на брой въпроси може да се приемат за нормални и стойности за алфа α над 0.60. Ако обаче алфа α е над 0.90 се допуска, че е възможно да има повторение на някой от въпросите или че скалата се състои от повече въпроси от колкото на практика са необходими. В примера алфа α е равна на $\alpha = 0.723$, защото няма големи различия между средноаритметичните и дисперсията (виж следващата таблица) и се докладва като $\alpha = 0.72$.

Третата таблица **Item Statistics** (Статистика на въпросите) съдържа дескриптивна статистика за всеки от въпросите. Тази информация се използва при взимане на решение коя стойност на алфа α да се анализира: нестандартизираната или стандартизираната.

В четвъртата таблица **Inter-Item Correlation Matrix** (Корелационна матрица между въпросите) е показана корелацията между всеки два въпроса, които формират скалата.

Следващата таблица **Summary Item Statistics** (Обобщение на статистиката за въпросите) дава сумарна статистика за въпросите и корелацията.

Таблицата **Item Total Statistics** (Обща статистика за въпросите) е ключова и съдържа 5 колони и 10 реда – колкото е броят на въпросните на скалата. Най-важна е третата колона **Corrected Item-Total Correlation** (Корегиран въпрос-обща корелация), в която са дадени корелациите между всеки от въпросите с общата/сумата на другите (в примера 9) въпроси. Ако корелацията е по-голяма от 0.40, то въпросът е добре корелиран с другите въпроси и е добър компонент на скалата. За въпросите с ниска, по-малка от 0.30 корелация (това зависи и от размера на извадката като за по-големи извадки са допустими и по-малки от 0.30 стойности) или негативна (по-малка от нула) възниква проблем. Ниската корелация означава, че конкретния въпрос не се корелира достатъчно добре със скалата. Един от начините това да се корегира е като се намери и изтрие проблемният въпрос, така че останалите да формират скала. За целта трябва да се погледне в последната колона **Cronbach's Alpha, if Item Deleted** (Алфа на Кронбах, ако въпросът е изтрит) и да се види в кой случай алфа α е по-висока от 0.723 ако се изтрие даден въпрос. Скалата се смята че е конструирана правилно и че всеки въпрос допринася за нейната надеждност ако в последната колона на таблицата няма стойност по-голяма от 0.723. В разглеждания пример обаче на 4 ред *SE_4* коефициентът алфа α е 0.743>0.723 ако въпросът се изтрие. Това не означава, че скалата е грешно конструирана, а само че за анализираната извадка възниква проблем. В този случай съгласно *ръководството на скалата* за самооценка (Rosenberg, 1965) не се допуска намаляване на броя на въпросите, които я формират и затова не се изтрива проблемният (за конкретната извадка) четвърти въпрос *SE_4*.

Последната таблица **Scale Statistics** (Статистика за скалата) дава дескриптивната статистика за цялата скала, а не за въпросите, които я формират. Ако скалата се изчислява като средноаритметична стойност от 10-те въпроса таблицата дава обобщена

информация за нея. В случая скалата не се изчислява като средноаритметична стойност от 10-те въпроса, а като тяхната сума и затова таблицата няма особена стойност и не се интерпретира.

8.5.5 ПРЕДСТАВЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Обикновено резултатите от надеждността на скалата се представят в секцията *Метод* на научния доклад в подраздела *Измервания* (виж Глава 2). Освен резултатът за надеждността на скалата за конкретната извадка е добра идея да се цитира и каква е надеждността на скалата от други аналогични изследвания.

С цел да се изследва дали 10-те въпроса от скалата за *самооценка* (Rosenberg, 1965) образуват надеждна скала е измерен коефициентът алфа α на Кронбах (Cronbch's coefficient alpha). Надеждността на *скалата за самооценка* е $\alpha = 0.72$ за цялата извадка $N = 355$.

В Кутия 8.4 са докладвани резултатите от оценката на надеждността на скалите за *усещане за контрол*, *самооценка*, *оптимизъм и песимизъм*, *самота* и *национална идентичност* измерени с коефициента алфа α на Кронбах (Ганева, 2010, стр.112-113).

Кутия 8.4 Надеждност на пет скали (Ганева, 2010, стр.112-113)

Изследваните лица попълниха следните 4 скали за изследване на психичното благополучие:

- Скала за ***усещане за контрол*** (Pearlin et al., 1981), която се състои от 7 въпроса. За цялата изследвана извадка надеждността на скалата е $\alpha = 0.76$, която варира между 0.70 и 0.84 за трите етнически групи – българи, турци и роми.
- Скала за ***самооценка*** (Rosenberg, 1986), която се състои от 10 въпроса. За цялата изследвана извадка надеждността на скалата е $\alpha = 0.78$, която варира между 0.69 и 0.81 за трите етнически групи – българи, турци и роми.
- Скала за ***оптимизъм и песимизъм*** (Scheier, Carver, & Bridges, 1994), която се състои от 6 въпроса. За цялата изследвана извадка надеждността на скалата е $\alpha = 0.71$, която варира между 0.62 и 0.75 за трите етнически групи – българи, турци и роми.
- Скала за ***самота*** (Russell, D. (1996), която се състои от 10 въпроса. За цялата изследвана извадка надеждността на скалата е $\alpha = 0.85$, която варира между 0.81 и 0.87 за трите етнически групи – българи, турци и роми.

3.2. Изследване на социални идентичности на българи, турци и роми

3.2.1. Изследване на националната идентичност

Надеждност на скалата

С цел да се изследва дали четирите въпроса за *национална идентичност* образуват надеждна скала, беше измерен коефициентът алфа α на Кронбах (Cronbch's coefficient alpha) за всяка една от етническите групи. Надеждността на скалата за *национална идентичност* (Barrett, 2007b), която се състои от 4 въпроса, е $\alpha = 0.77$ за цялата извадка. За групата на българите, турците и ромите надеждността е съответно $\alpha = 0.77$, $\alpha = 0.73$ и $\alpha = 0.79$ ...

8.6 ВАЛИДНОСТ НА ИЗМЕРВАНЕТО

Валидността на измерването е едно от основните понятия при провеждане на научното изследване. За да има всяко измерване практическо приложение освен, че трябва да е надеждно, е необходимо да е и валидно. Валидността се опитва да даде отговор на въпроса дали наистина *измерването измерва това, за което е предназначено да измерва*. Концепцията за валидността се отнася до това *какво* мери скалата и *доколко добре* го измерва. Концептуално валидността търси отговор на въпроса: "Използваният

инструмент за измерване мери ли това, което трябва да измери?" Валидността е *ефективността* на направените изводи, заключения или твърдения от проведеното емпирично изследване. Например, когато се измерва теглото с кантар е необходимо да се знае, че той не мери ръста или обема. Ето защо понятието за валидност лежи в основата на всяка научна методология. За да са валидни получените резултати от научното изследване е необходимо да се елиминира влиянието на неконтролируемите от изследователя променливи.

Съществуват **четири основни вида валидност** (Graziano & Raulin, 2012; Kazdin, 2002; Rosnow & Rosenthal, 2007), които са:

1. **Вътрешната валидност** се отнася до възможността на дизайна на изследването да направи невъзможно алтернативното обяснение на резултатите и хипотезите, т.е. резултатите от изследването да се интерпретират еднозначно. Тя показва доколко независимата влияе на зависимата променлива и че влиянието на другите променливи върху зависимата не е съществено.
2. **Външната валидност** се отнася до възможността за обобщаване на изводите от изследването. При всеки изследователски дизайн резултатите и изводите от изследването са лимитирани от неговите участници (респондентите) и от условията, които са зададени от изследователя. Външната валидност се отнася до степента до която изследователските резултати се обобщават към други условия, участници, място и време.
3. **Конструктивната валидността**, която понякога се нарича **конструкт-валидност** от английската дума *construct*, се отнася до степента на съгласуваност между резултатите от изследването и теоретичните фундаменти, които са в основата на изследването. Тя отговаря на въпроса дали теорията, подкрепена от получените от изследването изводи дава най-доброто възможно обяснение на резултатите.
4. **Статистическата валидност** се отнася до аспекта на числовото оценяване на акуратността на получени от изследването изводи. Статистическите процедури (тестове) обикновено се използват, за да се изследват взаимоотношенията между две или повече променливи и за да се определи дали наблюдаваният статистически ефект е случаен или е истинското отражение на причинно-следствената връзка между променливите. Статистическата валидност отговаря на въпроса дали статистическите изводи получени от резултатите от изследването са логични и приемливи.

8.6.1 ВЪТРЕШНА ВАЛИДНОСТ

Вътрешната валидност показва доколко независимата променлива влияе на зависимата променлива. Въпреки че целта на провежданото изследване е да измери ефекта на независимата променлива върху зависимата трябва да се има предвид че и други променливи също оказват влияние върху зависимата променлива. Те се наричат **зашумяващи** променливи, **външни** променливи или **несъществени** променливи. Влиянието на зашумяващата променлива върху зависимата променлива причинява **грешка на измерването**. Тя може да бъде 2 вида: **систематична грешка** или **случайна грешка**. Дадена зашумяваща променлива причинява систематична, постоянна грешка, когато влиянието ѝ върху зависимата променлива неумишлено е интерпретирано като систематичен ефект на независимата променлива върху зависимата. Например ако зашумяващата променлива изменя стойностите на зависимата променлива само при едно ниво на независимата променлива (например само за момчетата), то е налице систематична грешка. Зашумяващата променлива причинява случайна грешка върху зависимата променлива ако *нарушението* в измерените стойности на зависимата променлива не променя логиката на дизайна и провеждането на изследването. В обобщение, ако систематичната грешка представлява сериозна заплаха за вътрешната валидност на изследването, то случайната грешка не представлява сериозна заплаха за нея.

Вътрешната валидност се отнася до способността на изследователския дизайн да направи невъзможно алтернативното обяснение на получените резултати, или на правдоподобната конкурираща хипотеза. По-подробно това е разгледано в Kazdin

(2002). *Правдоподобна конкуриращa хипотеза* е всяка алтернативна интерпретация на научните хипотези.

Даден експеримент има вътрешна валидност ако позволява на изследователя да изследва целия ефект на независимата променлива без той да е зашумен от външни променливи.

8.6.2 ВЪНШНА ВАЛИДНОСТ

Външната валидност показва доколко получените от изследването резултати могат да бъдат обобщени, т. е. приложени към други респонденти (извадка). По принцип резултатите и изводите от всяко научно изследване са лимитирани от неговия дизайн. Външната валидност се отнася до *степента*, в която изследователските резултати се отнасят за други условия на провеждане на изследването, включително други респонденти, време, място и т. н. По-подробно това е разгледано в Graziano & Raulin (2012).

8.6.3 КОНСТРУКТИВНА ВАЛИДНОСТ

Конструктивната валидност показва дали скалата за измерване наистина изследва теоретичните понятия, които твърди, че измерва. Тя се отнася до степента, в която независимите и зависимите променливи произтичат от теориите, чиито причинно-следствени връзки се разглеждат. Конструктивната валидност се отнася до *степента* на съгласуваност между резултатите от изследването и теоретичните фундаменти, които лежат в основата на изследването и отговаря на въпроса дали теорията дава най-доброто възможно обяснение на резултатите и получените от изследването изводи. Във фокуса на конструктивната валидност е обикновено зависимата променлива на изследването и по специално *причината* за връзката между приложената теория и зависимата променлива, която лежи в основата за обяснението на получените резултати от изследователя.

Конструктивната валидност, която понякога се нарича още и **хипотетична или теоретична валидност** е широко и абстрактно понятие, по-скоро теоретично от колкото практическо. Тя не може да се оцени чрез корелационен анализ, а изисква серия от изследвания всяко, от които проверява хипотези, основаващи се на природата на конструкцията на скалата за измерване. Ето защо конструктивната валидност се състои от множество доказателства получени през проверката на различни хипотези, които са имали една и съща цел. По-подробно това е разгледано от Sprinthall, Schmutte & Sirois (1991).

Има три основи метода за подобряване на конструктивната валидност: **(1)** чрез ясни и точни *работни дефиниции* за променливите в изследването, **(2)** чрез *научните теории,* които осигуряват стабилна концептуална и валидна конструктивна база на изследването и **(3)** чрез използването на логични и емпирично проверяеми научните хипотези, които следват от разглежданите теории.

Един от начините за проверка на конструктивната валидност е статистическата процедура, която се нарича **факторен анализ** (Глава 12). При конструиране на скала за измерване се използва *изследователският факторен анализ*, а при анализ на скала с данни за научно изследване се прилага *потвърждаващият факторен анализ* (виж Глава 25 и Miller, L., McIntire, S., & Lovler, R., 2011).

По подробно конструктивната валидност е разгледана в Cook & Campbell (1979), Christensen (2007), Graziano & Raulin (2012), Fraenkel, Wallen, & Hyun (2014) и Kazdin (2002).

8.6.4 СТАТИСТИЧЕСКА ВАЛИДНОСТ

Статистическата валидност се отнася до аспекта на числовото оценяване на акуратността на изводите получени от изследването. Проверката на хипотезите и статистическата оценка са в основата на статистическата валидност. Тя се дефинира като: теоретичната база, рационалните и изчислителните аспекти на статистическите

процедури, които са използвани, за да се оцени естественото взаимодействие между зависимата и независимата променливи.

Кутия 8.5 Надеждност и валидност (Ганева, 2013б)

Надеждност и валидност.

За проверка на надеждността на скалите и техните подскали е използван коефициентът алфа *a* на Кронбах. Надеждността на скалата за оценка на собственото състояние (част А) е a=0.92, а за нейните четири подскали е съответно: за релаксация е a=0.80, за изпитвано напрежение е a=0.77, за асертивност е a=0.88 и за справяне е a=0.88. Надеждността на скалата за оценка на неспецифичните ефекти от проведеното лечение (част Б) е a=0.87, а за нейните четири подскали е съответно: за получавани грижи е a=0.79, за степен на рутинност е a=0.75, за степен на сравнение е a=0.79 и за степен на свързаност с останалите пациенти със същата диагноза е a=0.88. Тъй като стойностите надвишават минималната препоръчана стойност от a=0.70 (DeVellis, 2012) вътрешната съгласуваност за съответните скали и техните подскали е достатъчно висока, т.е. въпросите, които ги изграждат, формират обща група (скала).

За проверка на **конструктната валидност** на двете скали за анализираната извадка се проверява хипотезата, че всяка скала трябва да има: (**1**) позитивна асоциация (корелация) със скалата за: **(а)** оптимизъм и песимизъм като ориентация в живота (Life Orientation Test (LOT–R) (Scheier, Carver, & Bridges, 1994) и със скалата за **(б)** самооценка на Розенберг (Rosenberg, 1965) и **(2)** негативна асоциация (корелация) със скалата за: **(а)** самота на Ръсел (Russell, 1996) и за **(б)** усещане за контрол (Pearlin, Lieberman, Menaghan, & Mullen, 1981; Pearlin & Schooler, 1978). За проверка на валидността на двете скали е използван корелационният коефициент на Пирсън. Неговите стойности за скалата за оценка на собственото състояние (част А) са съответно: r=0.62; r=0.46; r=–0.47 и r=–0.32, като и в четирите случая той е статистически значим при p<0.001. За скалата за оценка на неспецифични ефекти от проведеното лечение (част Б) стойностите са съответно: r=0.72; r=0.75; r=–0.34 и r=–0.60, като и в четирите случая те са статистически значими при p<0.001. Тези стойности на корелационния коефициент на Пирсън потвърждават конструктната валидност на двете скали за анализираната извадка.

С цел допълнително да се провери **конструктната валидност** на двете скали за съответните извадки е проведен корелационен анализ на четирите подскали, които ги изграждат, като за целта е изчислен корелационният коефициент на Пирсън между всеки две от тях. За скалата за оценка на собственото състояние (част А) корелацията между четирите подскали е между 0.39 и 0.83, т. е. тя е предимно умерена и голяма. За скалата за оценка на неспецифичните ефекти от проведеното лечение (част Б) корелацията между четирите подскали е между 0.21 и 0.68, т. е. тя също е предимно умерена и голяма. Тъй като корелацията не е нито слаба (близка до 0.00), каквато би била ако подскали са независими и не принадлежат към една обща скала, нито много голяма (близка до 1.00), каквато би била ако подскали измерват едно и също нещо, а е средна и голяма, се приема, че е доказана конструктната валидност на двете скали за съответните извадки.

Статистическата валидност отговаря на въпроса дали статистическите изводи, получени от резултатите от изследването, са логични и приемливи. Всяко научно изследване следва от една или няколко експериментални хипотези издигнати от изследователя, които дефинират: **(а)** дизайна на изследването, **(б)** статистическия анализ и съответно статистическата валидност и **(в)** изводите от получените резултати. Изборът на подходяща статистическа процедура зависи от хипотезите, които се проверяват в изследването. Това е разгледано в следващата Глава 9. Както вече е дискутирано в Глава 1 във всяко научно изследване има два основни вида хипотези: нулева хипотеза H_0 и алтернативна хипотеза H_1. При алтернативната хипотеза H_1 се *прогнозира взаимодействие* между разглежданите променливи в изследването. Нулевата хипотеза H_0 е винаги твърдение за *липса на взаимодействие* между променливите. Отхвърлянето на нулевата хипотеза H_0 е необходима първа стъпка при оценката на влиянието на независимата върху зависимата променлива. Ето защо статистическият анализ винаги се фокусира върху нулевата хипотеза H_0, а не върху алтернативната H_1. Изследователите отхвърлят

нулевата хипотеза H_0 ако е намерено статистически значимо различие между изследваните групи. Изследователят не отхвърля нулевата хипотеза H_0 ако не е открито статистически значимо различие между изследваните групи.

Малката *сила на теста* е най-честият проблем при статистическата валидност. Тя води до малка вероятност за откриване на различия между изследваните групи, когато те наистина съществуват. В този случай изследователят прави изводът, че няма статистически значими резултати дори в случая, в който има. Силата на теста е свързана с *големината на ефекта* и *размера на извадката*, които са разгледани в Глава 9.

По-подробно статистическата валидност е разгледана от Rosnow & Rosenthal (2007), Graziano & Raulin (2012) и Kazdin (2002).

8.7 ОБОБЩЕНИЕ

Всяко измерване се основава на асоцииране на числа за наблюдаваните характеристики на изследвания човек. Правилото, с което се асоциират числата се дефинира от приложената скала за измерване (номинална, ординална, интервална или пропорционална). Всяко измерване съдържа известна грешка. Колкото е по-малка грешката на измерването толкова е по-голяма неговата надеждност. На практика, когато надеждността е 1.00 грешката от измерването е 0.00, което означава, че измерената стойност е равна на истинската стойност.

За да е полезно измерването и да осигурява смисъл за изследователя то трябва да удовлетворява два фундаментални критерия: **(1)** надеждност и **(2)** валидност.

Надеждните измервания дават непротиворечиви и заслужаващи доверие резултати. Надеждността на измерването е толкова по-голяма колкото е по-висока пропорцията на истинската стойност в общата стойност. Когато данните са интервални или пропорционални се използва корелационният коефициент r на Пирсън (Pearson linear or product-moment coefficient r) за оценка на надеждността. Най-често използваните методи за оценка на надеждността са: **(1)** устойчивост на резултатите при повторно измерване: изчислява се корелацията между две аналогични измервания; **(2)** алтернативна форма: изчислява се корелацията между измерването и алтернативно измерване, получено с друга скала; **(3)** вътрешната съгласуваност се оценява по различни начини като двата най-често използвани са: ***(а)*** разделяне на въпросите от скалата за измерване на две равни половини (обикновено това са четните и нечетните въпроси) и след това се изчислява корелацията между двете половини като за целта се използва формулата за прогноза на Спирмън-Браун (Spearman-Brawn prophecy formula), която дава истинската надеждност на теста и ***(б)*** коефициентът алфа α на Кронбах (Cronbach's alpha), който се изчислява на базата на средноаритметичните стойности или средните корелации за всеки въпрос на скалата с всеки друг въпрос и **(4)** съгласуваност между две номинални измервания: за целта се изчислява коефициентът *капа* на Коен (Cohen's kappa coefficient).

Валидността на измерването се базира на това дали скалата за измерване е измерила това, за което е разработена. Съществуват различни видове валидност като най-често се използват следните *четири* вида: **(1) вътрешна валидност**, която се отнася до възможността на дизайна на изследването да направи невъзможно алтернативното обяснение на резултатите и хипотезите; **(2) външна валидност**, която показва доколко получените от изследването резултати могат да се обобщят; **(3) конструктивна валидност**, която показва дали скалата за измерване наистина изследва теоретичните понятия, които твърди, че измерва и може да бъде оценена с факторен анализ и **(4) статистическа валидност**, която се отнася до аспекта на числовото оценяване на акуратността на изводите получени от изследването.

Преговор: ***Ключови думи и термини*** по азбучен ред, *виж* Тълковния речник

алтернативна форма на надеждност	зашумяващи променливи измерване	правдоподобна конкуриращa хипотеза
алтернативна хипотеза H_1	интервална променлива	пропорционална променлива
алфа α на Кронбах	конструктивна валидност	

валидност	корелационен коефициент на Пирсън	размер на извадка
външна валидност	Ликерт скала	ревърсна (по стойност) променлива
външна променлива	надеждност	ръководство за скала
вътрешна валидност	надеждност чрез разделяне на теста на две половини	систематична грешка
вътрешна съгласуваност на скалата	нулева хипотеза H_0	случайна грешка
големина на ефекта	обратно-фразиран въпрос	средноаритметично
грешка на измерването	ординална променлива	статистическа валидност
девиация	потвърждаващ факторен анализ	устойчивост на резултатите от измерването при повторно тестиране
експериментална хипотеза		
зададени по подразбиране параметри		факторен анализ

8.8 УПРАЖНЕНИЯ

I. Отговорете на следните въпроси с "вярно" или "невярно":

1. Формулата за прогноза на Спирмън-Браун (Spearman-Brawn prophecy formula) трябва винаги да се използва, когато се оценява надеждността при повторно тестване.
2. За номинални данни трябва да се използва коефициентът *капа* на Коен (Cohen's kappa coefficient) вместо коефициентът алфа α на Кронбах (Cronbach's alpha).
3. Обикновено увеличаването на броя на въпросите (айтъмите) в скалата за измерване води до увеличаване на надеждността на измерването.
4. Надеждността на всяко измерване (тест) зависи само от стойността на корелационния коефициент независимо от това дали той е статистически значим или не е.
5. Ако едно измерване е доказано, че е надеждно, то това автоматически го прави и валидно.
6. Ако корелацията между двете половини на един тест (скала) е статистически значима, то може да се използва стойността на формулата на Спирмън-Браун (Spearman-Brawn prophecy formula) за оценка на общата надеждност на целият тест (скала).
7. Корелацията между *теста* и *повторния тест* дава валидността на измерването.

II. За да провери надеждността на измерването на зрението на пациентите очен лекар решава да го измери два пъти, т. е. чрез повторно измерване (виж Раздел 8.2). Резултатите от първото измерване на зрение са обозначени в матрицата на изследването като *visual_1*, а резултатите от второто измерване като *visual_2*. Тъй като всяко измерване е интервална променлива е изчислен корелационният коефициент *r* на Пирсън (Pearson linear or product-moment coefficient *r*):

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
visual_1	5.4377	4.04935	77
visual_2	4.6688	3.07859	77

Correlations

		visual_1	visual_2
visual_1	Pearson Correlation	1	.884
	Sig. (2-tailed)		.000
	N	77	77
visual_2	Pearson Correlation	.884	1
	Sig. (2-tailed)	.000	
	N	77	77

Отговорете на следните въпроси:

8. Какъв е размерът на извадката?
9. Статистически значим ли е корелационният коефициент на Пирсън (Pearson)?
10. Каква е стойността на корелационния коефициент на Пирсън (Pearson)?
11. Може ли да се направи извод от получените резултати, че измерването на зрението е надеждно?
12. Как се докладват получените резултати?

9 Избор и интерпретация на подходяща статистическа процедура

9.1	Въведение	239
9.2	Статистическият анализ и статистическите пакети	240
9.3	Основни фактори при определяне на статистическата процедура	241
9.4	Избор на дескриптивна статистика	245
9.5	Избор на съпоставителен статистически тест	247
9.6	Избор на корелационен статистически тест	250
9.7	Избор на статистически тест според зависимите и независимите променливи	252
9.8	Избор на параметричен или непараметричен статистически тест	254
9.9	Методи за работа с липсващи стойности в матрицата на изследването	256
9.10	Интерпретация на резултатите от статистическия тест	257
9.11	За кого е статистическият анализ или нещо като Заключение	261
9.12	Упражнения	262

9.1 Въведение

По правило изборът на вид статистически анализ, който е необходим да се приложи със събраните данни се прави по време на планирането на изследователския проект (Глава 2). Да се знае какъв вид статистически анализ ще се прави има решаваща роля при определяне както на дизайна на изследването, при избора на стратегия за събиране на данните, така и за размера на необходимата извадка. Често обаче след като данните са събрани се налага да се провери дали планираните от изследователя статистически процедури *наистина* са подходящи за матрицата на изследването. Целта на тази глава е да помогне при избора на подходящ статистически анализ за извадка след като предварително са събрани, въведени и проверени данните. Необходимо е да се знае, че колкото по-рано е планиран видът на необходимия статистически анализ, толкова по-големи са шансовете той да се проведе и интерпретира успешно.

Изборът на подходящ статистически анализ за научно изследване е изцяло творчески процес, който често граничи с изкуство. Въпреки че провеждането на статистическия анализ се прави с помощни средства като пакети статистически

програми, например IBM SPSS Statistics, те са далеч от изкуствения интелект и не могат да заместят изследователя в творческия процес на взимане на решения за правилния статистически анализ. Те представляват единствено инструмент за неговото провеждане.

Изборът на подходящ статистически анализ зависи преди всичко от това колко добре са дефинирани експерименталните въпроси. Ако не се знае какви научни хипотези се тестват изследователят не е в състояние да определи и какъв е подходящият статистически анализ за събраните данни.

9.2 СТАТИСТИЧЕСКИЯТ АНАЛИЗ И СТАТИСТИЧЕСКИТЕ ПАКЕТИ

Сега в началото на 21 век може с пълна увереност да се каже, че компютърната революция е толкова важна за човечеството, колкото на времето е била важна индустриалната революция. Компютрите и техният "вълшебен чип" правят практически всичко навсякъде около нас. Те са в телевизора, печката, колите, радиоприемниците, телефоните, болниците, в банките, летищата и т. н. Дори предметите, които не съдържат чип, например, дървената маса са проектирани, произведени контролирани от машини с компютри. Ето защо в съвременното общество всеки образован човек е и в определена степен и компютърно грамотен.

За да се организира и анализира голямо количество данни, за да се проведе статистически анализ с тях, компютрите са се превърнали в най-добрия приятел на статистиците. Фактът, че компютърът може да обработи огромно количество данни е позволило на статистиците да отделят по-малко време за изчисления и по този начин да се съсредоточат върху избора на подходящ изследователски дизайн, модел и статистическа процедура. Още със зараждането на статистиката като наука научното общество е критикувало статистиците заради факта, че е необходимо да отделят повече от своето време за създаване на инструментариум преди да преминат към решаването на поставената пред тях задача. Блестящ отговор на тези коментари относно статистиката дава сър Франсис Галтон (Sir Francis Galton): "работата на статистиците е подобна на тази на евреите в Египет – те трябва не просто да правят тухли, но и да намерят материалите за тях". С други думи изследователите не просто търсят отговор на повдигнатите в изследването научни хипотези, но и да открият "материала" за него – да разработят статистическата процедура.

Повечето от статистическите пакети, като например IBM SPSS Statistics се справят със задачите, които на практика стоят пред професионалния изследовател. Стотици променливи и десетки хиляди наблюдения се анализират за секунди от програмите, задача, която е безкрайна ако трябва да се направи "на ръка". Въпреки огромната мощ на статистическите пакети изследователят винаги трябва да помни, че <u>той, а не компютърът</u> управлява целия статистически процес. Изборът на статистическа процедура е изцяло задача на изследователя, а не на статистическия пакет. Изследователят, а не компютъра помни, че *xu*-квадрат тестът изисква номинални данни, тестът на Фридман (Friedman's test) изисква ординални (рангови) данни и че *t* и *F*-статистиката изискват интервални данни. Изследователят е отговорен и за избора на подходяща статистическа процедура и за интерпретацията на получените от нея резултати.

Казано накратко компютърът е само един "послушен роб", който със скоростта на светлината изпълнява всичко, което изследователят му заповяда и нищо повече. Затова ако изследователят му каже да направи безсмислени неща, компютърът ще му осигури бързо, но напълно безсмислено решение.

Понякога начинаещите изследователи се изкушават от факта, че разполагат с мощно средство за статистически анализ като статистическият пакет IBM SPSS Statistics и затова допускат елементарни грешки, които могат да избегнат ако спазват следните <u>три неписани правила</u>:

1. Не се провежда статистически анализ преди да се вземе решение кой статистически анализ е подходящ за събраните данни и как получените резултати могат да се интерпретират. Не е добра идея да се опитва статистически анализ само, защото той е в менюто на статистическия пакет.

Проблемът е в това, че статистическия пакет IBM SPSS Statistics винаги дава статистически резултати, дори те да са лишени от смисъл.

Нека в компютъра са въведени две променливи: *оценката от изпита* по статистика на студентите, която е **интервална** променлива и техният *единен граждански номер* (ЕГН), която е **номинална** променлива. Ако се анализира как двете променливи са корелирани и се избере корелационният коефициент на Пирсън (Pearson), то статистическият пакет ще го изчисли и ще се получат резултати от статистическия анализ, независимо, че той не се използва при изчисляване на корелацията между интервална и номинална променлива.

В обобщение статистическият пакет не прави проверки дали избраната от изследователя статистическа процедура е подходяща да се проведе с избраните от него вид данни, а само извършва статистическата процедура и дава купчина от статистически таблици без да се интересува дали те имат смисъл, правилно са конструирани и подлежат на анализ.

Ето защо програмистите често казват, че ако на входа на една програма се подаде лишена от смисъл информация, то и на изхода се получава лишен от смисъл резултат.

2. Знанията как се работи с компютър и как се избират опции от падащите менюта автоматично не водят до знания за принципите на статистическите методи. Компютърните знания са различни от знанията по статистика. Има множество начини да се направят необосновани статистически изводи чрез бързата работа на мощни компютри.
3. Ако изходните таблици от статистическия анализ показват, че p-стойността за даден статистически тест е нула (0.000) от това не следва, че и алфа α грешката (грешката от първи род) неочаквано чудотворно е останала в миналото. Повечето статистически пакети, включително и IBM SPSS Statistics по този начин докладват грешката, когато тя е по-малка от 0.001 и затова тя се докладва по този начин: $p < 0.001$.

☐ Целта на тази глава е да помогне на изследователя правилно да избере подходящата статистическа процедура за издигнатата от него в конкретното изследване научна хипотеза и да знае как правилно да интерпретира получените статистически таблици и резултати.

9.3 ОСНОВНИ ФАКТОРИ ПРИ ОПРЕДЕЛЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКАТА ПРОЦЕДУРА

Изборът на подходяща статистическа процедура се определя от следните **пет *основни* фактора**:

1. Какъв е изследователският въпрос (експерименталната хипотеза).
2. Какъв е експерименталният дизайн на изследването.
3. Какъв е броят на зависимите и независимите променливи.
4. Какъв е типът на скалата за измерване на променливите.
5. Данните параметрични или непараметрични ли са.

Изброените *основни* фактори не са степенувани по важност, всички те са с еднакво решаващо значение. Освен тях съществуват още фактори, които оказват влияние върху окончателното решение за избор на статистическа процедура при обработката на данните.

☐ **Първият фактор**, който определя типа на статистическата процедура е естеството на **изследователските въпроси**, които са поставени пред изследването. На тяхната основа изследователят формулира изследователските (научните) въпроси и хипотези.

Отговорите на изследователските въпроси са дадени в изследването, а получените резултати от него се представят в научно съобщение (доклад, статия, постер и т. н.). Желателно е изследователските въпроси да са максимално конкретни.

Изследователските хипотези са прогнозируеми твърдения за връзката между променливите, които позволяват да се докажат. Те са подобни на изследователските въпроси, но не са формулирани във въпросителна форма.

Например изследователят поставя пред изследването *изследователския въпрос*: "Има ли разлика в степента на религиозна идентичност между момчета и момичета?" *Изследователската хипотеза* звучи по следния начин: "Има различие в религиозната идентичност между момчета и момичета." Освен че изследователските въпроси са във въпросителна форма, в тях няма ясна посока за прогнозата на променливата или за описанието на данните. Изследователските въпроси, които се отнасят до две променливи (обикновено едната е независима, а другата е зависимата) се анализират с *двумерна статистика*. Ако те включват повече от две променливи се използва *многомерна статистика*. Тъй като повечето от изследователските въпроси включват само две променливи, в учебника е отделено повече внимание на двумерната статистика.

Изследователските въпроси могат условно да се разделят на **три групи**:

1. когато се *съпоставят* няколко групи. Това са **съпоставителните изследователски въпроси**, при които се изследва дали има различие или се съпоставят стойностите на зависимата променлива (например: религиозната идентичност) за две или повече групи зададени от независимата променлива (например: българи, турци и роми). Всяка група е съставена от хора, които имат една и съща стойност на независимата променлива. Тези, които имат друга стойност на независимата променлива формират другата група. Целта на този вид изследователски въпроси е да покаже, че групите не са едни и същи за зависимата променлива. Изборът на подходящ съпоставителен статистически тест е разгледан подробно в Раздел 9.5.
2. когато се търси *зависимостта* или *връзката* между променливите. Това са **корелационните изследователски въпроси**, при които се изследва как се асоциират или свързват две или повече променливи. При тях изследователят се интересува как две или повече променливи се асоциират или свързват една с друга или как чрез една или повече променливи се прогнозира друга променлива. Когато две променливи имат позитивна зависимост (корелация), изследваните лица, които имат високи стойности по едната променлива имат и високи стойности по другата променлива. Изборът на подходящ корелационен статистически тест е разгледан подробно в Раздел 9.6.
3. когато е необходимо данните да се *обобщят* с няколко числа. Това са **дескриптивните изследователски въпроси**, при които не се формулират научни хипотези и затова не се правят статистически изводи. Те *само* описват или обобщават данните без да правят изводи за генералната съвкупност. Изборът на подходяща дескриптивна статистика е разгледан подробно в Раздел 9.4.

От начина на задаване на изследователските въпроси и хипотези се определя кой вид статистика е необходимо да се използва от изследователя: **(1) дескриптивна** или **(2) дедуктивна,** която се състои от съпоставителна или асоциативна.

1. **Дескриптивна статистика** се използва, когато изследователската задача е *само да се опишат* данните. С тази статистика не се проверят научни хипотези.
2. Съпоставителна и асоциативната статистика, които формират **дедуктивната статистика** или статистиката на изводите, се използват, когато изследователската задача е на основата на събраната извадка да се направят изводи за генералната съвкупност. Два вида хипотези могат да се проверят статистически – *хипотези за различие* и *хипотези за асоциация*:
    а) Според *хипотезите за различие* генералната съвкупност, от която са получени двете групи, които се сравняват (например: момчета и момичета) се различни една от друга. Съпоставителната статистика се занимава с този вид хипотези.
    б) Според *хипотезите за асоциация* съществува корелация между групите в генералната съвкупност, от която е получена извадката. Асоциативната /корелационната статистика се занимава с този вид хипотези.

Проверката на *хипотезите за различие* и *хипотезите за асоциация* изискват различни статистически тестове.

☐ **Вторият фактор**, който влияе върху избора на вида на подходяща статистическа процедура е дизайнът на изследването. За дескриптивната и асоциативната статистика не съществува класификация за него. Дизайнът на изследването е от значение само за съпоставителната дедуктивна статистика. От значение са следните **три аспекта**: **(1)** общият вид на изследователския дизайн, **(2)** броят на независимите променливи и **(3)** броят на нивата (групите) за всяка от независимите променливи.

1. Общият вид на дизайна на изследването може да бъде: а) **междугрупов** и б) **вътрешногрупов** или **дизайн с повтарящи се измервания**.
   а) При междугруповия дизайн, който още се нарича и *изследване с независими групи* всяко изследвано лице участва само в една група или условие на експеримента или в едно ниво на независимата променлива.
   б) Вътрешногруповият дизайн, който още се нарича и *изследване с повтарящи се измервания* е концептуално противоположен на междугруповия дизайн. При вътрешногруповия дизайн всяко изследвано лице участва във всички групи или условия на експеримента, т. е. във всички нива на независимата променлива. Към този дизайн се отнасят и изследванията, в които изследваните лица са включени по естествен принцип, например: близнаци, съпруг и съпруга, брат и сестра, родители. Той се нарича *дизайн на изследване със съгласувани двойки*. Във всички случаи, когато един и същи участник се оценява (измерва) повече от един път, дизайните се наричат вътрешногрупови. Те се използват най-често при времеви (лонгитудни) изследвания, при които независимата променлива е периодът от време и при интервенционните изследвания, когато са налице обикновено две измервания: *тест* и *повторен тест*.
2. Ако независимата променлива в дизайна на изследването е само една той се нарича **еднофакторен**. "Фактор" е другото име на независимата променлива при съпоставителната дедуктивна статистика. Ако броят на независимите променливи е две, то тогава дизайнът е двуфакторен, ако са три – той е трифакторен и т. н.
3. В дизайна на изследването всяка независима променлива се описва само с едно число. Дизайнът на изследването се казва, че е 2×3 междугрупов факториален дизайн при две независими променливи (фактора), например: *пол* с две нива (мъж и жена) и *етнос* с три нива (българин, турчин, ром). Зависимата променлива не е част от описанието на дизайна и не се включва при дефинирането му.

☐ **Третият фактор** при избора на статистическа процедура е броят на независимите и зависимите променливи, които се анализират. Променливата, която се задава от изследователя и чиято промяна се предполага да доведе до промяна в друга променлива се нарича *независима променлива*. Тя се нарича по този начин, защото промяната в нейните стойности не зависи от отговорите на изследваните лица, а тя се определя от изследователя. Независимите променливи се контролират и управляват от изследователя като той им задава различни стойности в съответствие с целите на изследването. Променлива, чиито стойности не се задават от изследователя в хода на изследването, а чиито стойности се получават като "измереният" резултат от изследваните лица се наричат *зависима променлива*. Зависимата променлива дава измереният ефект от независимата променлива. Най-често се изследват една независима и една зависима променлива. По принцип обаче е възможно произволното им съчетание като: една зависима и две независими или две зависими и три независими и т. н. Когато се анализира *една* независима и *една* зависима променлива се използва *двумерна статистика*. Когато се изследват три и повече променливи се използва *многомерна статистика*.

Изборът на подходящ статистически тест според зависими и независими променливи е разгледан подробно в Раздел 9.7.

☐ **Четвъртият фактор** при избора на статистическа процедура е типът на *скалата* за измерване на променливите. *Измерването* е процес на присвояване на числа на наблюденията в съответствие с дефинирано правило. Числата обаче не винаги са свързани по един и същи начин. Ето защо се говори за йерархия при скалите (нивата) на измерване, която се определя от допълнителните свойства на числата и които изграждат конкретната скала за измерване. Той показва какъв статистически тест е необходимо да

се приложи, за да се получат статистически заключения, които подлежат на интерпретация. Подредени йерархично скалите за измерване са: номинална, ординална, интервална и пропорционална. Те дават увеличаващо се ниво на информация, която се съдържа в данните. Те са разгледани подробно в Глава 1.

1. Най опростена е *номиналната скала*, в която на всяка взаимно изключваща категория се приписва номер. Пример за номинална скала е *резултат от теста* по статистика при два изхода (категории): "взет" и "невзет", които се кодират съответно с 1 (взет) и 0 (невзет).
2. Следващото по-високо ниво в йерархията на скалите е *ординалната (ранговата) скала*, която има допълнителното свойство да ранжира, подрежда наблюденията по конкретен признак, например по важност, значение, размер и т. н. Числата, които изграждат тази скала изразяват връзка от типа "по-голям от колкото" като разстоянието между точките на скалата или не е известно или не е еднакво. Статистическите тестове, които се използват в този случай се наричат *непараметрични*, защото не изискват предположения за характеристиките на генералната съвкупност. Непараметричните тестове са също подходящи и за интервали данни, когато те нямат нормално разпределение. В този случай интервалните данни първо се преобразуват в ординални (като се ранжират) и след това се провежда статистическият им анализ.
3. Следващото ниво в йерархията на скалите за измерване е *интервалната скала* или скалата на *равни* интервали. Тя има същите свойства като предишната в йерархията ординална скала, но освен това интервалите между числата представят *равна* разлика за променливата, която измерват в *целия диапазон на скалата*. На практика повечето измервания в социалните науки (включително педагогиката и психологията) са именно такива и са с нормално разпределение. Статистическите тестове за интервални променливи с нормално разпределение се наричат *параметрични*, защото допускат известни знания за генералната съвкупност, например, че анализираното разпределение е нормално.
4. Най-високото ниво в йерархията от четирите скали за измерване заема *пропорционалната скала*. Тя има свойствата на другите три скали, но освен това има *реална, истинска нула*. Анализът е същият както при интервалните данни.

Четирите вида скали се обединяват в две групи според вида променливи, които съдържат: *качествени* и *количествени променливи*. Номиналните скали са изградени от качествени променливи. Те боравят с понятието *категория*, която се кодира с числа като числото само по себе си е лишено от смисъл. Ето защо качествените променливи се наричат още и *категорийни променливи*. Към количествените променливи се отнасят променливите, измерени с ординална, интервална или пропорционална скала. При тях числата имат смисъл.

☐ **Петият фактор** при избора на статистическа процедура е дали данните са параметрични или непараметрични. Този фактор разделя статистическите тестове на две големи групи: *параметрични* и *непараметрични*. Той е разгледан подробно в Раздел 9.8.

☐ В таблиците за избор на подходяща статистика се използват и следните термини за вида на данните:

- *Количествени* са ординалните, интервалните и пропорционалните данни.
- *Качествени* са номиналните данни.
- *Категорийни* са номиналните данни.
- *Дихотомни* са номиналните данни, които имат две стойности.
- *Нормални* са интервалните или пропорционални данни с нормално или с *почти* нормално разпределение или данни, за които предпоставките за нормално разпределение *не са силно* нарушени.
- *Не-нормални* са интервалните или пропорционалните данни, за които предпоставките за нормално разпределение са *силно* нарушени и които *нямат* нормално разпределение.

9.4 ИЗБОР НА ДЕСКРИПТИВНА СТАТИСТИКА

Дескриптивната статистика е разгледана в Глава 7. Тя включва техники, които *описват* характеристиките, параметрите на *дадено множество от данни* (извадка).

Дескриптивната статистика обикновено включва: **(1)** мерки за централната тенденция (средните величини) на разпределението, **(2)** мерки на разсейването на разпределението и **(3)** мярка на зависимост: корелация. Графиките и таблиците са най-честата форма за представяне на дескриптивната статистика.

1. **Централната тенденция на разпределението** на една променлива най-често се измерва чрез следните три характеристики: **(а)** средноаритметичното, средното значение, **(б)** медианата и **(в)** модата. Мерките на средните величини помагат на изследователя бързо да идентифицира центъра на извадката, около който са разположени наблюденията. Тяхната стойност дава числото, около което са съсредоточени изследваните елементи.
   а) Най-популярната мярка за средните значения е **средноаритметичното**. То се дефинира като сумата на всички елементи, разделена на тяхната бройка. Използва се най-често при описание на променлива с нормално разпределение.
   б) **Медианата** се дефинира като средното наблюдение за всяко *подредено множество* от данни или подредена извадка, която го разделя на две равни части. Медианата е подходяща мярка за централната тенденция когато: **(i)** множеството от данни (извадката) не е равномерно разпределена, например асиметрични са или **(ii)** когато се анализират ординални (рангови) данни. За нормалното разпределение медианата и средноаритметичното съвпадат по стойност.
   в) **Модата** се дефинира като най-често срещаното наблюдение в извадката. Тя е приложима за всеки вид данни, но с най-малка точност определя централната тенденция на променливата. Всяко честотно разпределение може да има една мода - *унимодално*, две моди - *бимодално* или няколко моди – *мултимодално*. Когато разпределението има повече от една мода означава, че изследваното множество се състои от няколко подмножества, например: мъже и жени. При интервалните и пропорционалните данни много често има няколко моди, което означава, че нито една от тях не представлява "типичната" стойност за разпределението. Модата се използва при номинални данни, която дава "неизчисляема" оценка. В *хистограмата* и *стълбовидната графика* модата представлява най-високия стълб. За нормалното разпределение стойностите на средното, медианата и модата съвпадат.

2. **Мерките за разсейване** дават информация за обхвата на наблюденията или до колко наблюденията са различни или варират около средното, типичното наблюдение. Ако всички наблюдения в променливата са с еднаква стойност то тогава няма разсейване и тя е константа. Ако стойностите на променливата много се различават т. е. имат голям обхват, разсейването на променливата е голямо. Колкото е по-малко разсейването толкова са по-еднородни наблюденията. За разлика от мерките за централната тенденция на разпределението, които са точкови оценки, мерките за разсейването са дължини на интервала, които показват как наблюденията са разположени в него. Най-често използваните мерки за разсейване са: **(а)** размах (диапазон) на изменение, **(б)** дисперсия и **(в)** стандартно отклонение:
   а) **Размахът** или диапазонът на изменение на разпределението е най-простата мярка за разсейване. Той измерва ширината (обхвата) на разпределението и е равен на разликата между най-голямата и най-малката стойност на наблюденията. Това е най-приблизителната оценка за разсейването на променливата и е добър индикатор за обхвата на ординални (рангови) наблюдения. **Междуквантиловият размах** е равен на разстоянието между

25тият и 75тият квантил. Той е подходяща мярка за променливост на ординални (рангови) данни.

б) **Стандартното отклонение** е често използвана мярка за разсейването на променливата, особено ако тя има нормално разпределение. Ако при *размаха* се отчитат само двете екстремални значения – най-голямото и най-малкото, при *стандартното отклонение* и *дисперсията* се отчитат всички наблюдения и затова то дава по-обобщена оценка за разсейването. Ако ординалните (ранговите) данни са ранжирани в определени случаи може да се използва стандартното отклонение.

За номиналните данни нито една от трите мерки за променливост не може да се приложи. За тях се анализира броят на категориите (ако той не е бил предварително зададен) и какъв е процентът или броят на наблюденията за всяка от категориите, за да се получи представа за променливостта. Минималната и максималната честота за всяка от категориите дава информация за разсейването на номиналните данни.

3. Връзката, зависимостта или **корелацията** показва степента, с която две или повече променливи са свързани. Позитивната корелация между *тегло* и *височина* показва, че по-високите хора са по-тежки и че по-ниските хора са по-леки. Негативната корелация между *оценката* от изпита по статистика и *броя на отсъствията от упражненията* показва, че студентите с по-висока оценка имат по-малко отсъствия, както и че тези с по-ниска оценка имат повече отсъствия. Корелационният анализ се използва преди всичко при дедуктивната статистика, където по анализа на извадката се правят изводи за генералната съвкупност. Той се прилага и при дескриптивната статистика, когато се описва самата извадка (изследваната група) без да се правят изводи за генералната съвкупност.

В Таблица 9.1 е разгледан един от възможните подходи при избор на дескриптивна статистика. В зависимост от информацията в първите две колони се избира подходящата дескриптивна статистика за научното изследване.

Таблица 9.1 Дескриптивна статистика (чете се от ляво на дясно: първо от първата колона се намира броят на променливите, после от втората колона се избира видът на анализираните данни и тогава от третата колона се получава подходящият статистически тест)

Брой на променливите, които се описват	*Вид данни*	*Подходяща процедура за статистически анализ (разгледана в Глава)*
Една променлива	С нормално разпределение	Средноаритметично, дисперсия и т. н. (**Глава 7**)
	Количествени	Медиана, хистограма, листовидни графики (**Глава 6**)
	Категорийни	Честотни таблици (**Глава 18**)
Две свързани или зависими променливи	И двете са с нормално разпределение	Корелация на Пирсън (Pearson) (**Глава 10**)
	И двете са поне ординални	Корелация на Спирмън (Spearman) (**Глава 20**)
	И двете са категорийни	Кръстосани таблици (**Глава 18**)

Забележки: В тази таблица под термина нормално разпределение се разбира, че статистическата процедура се основава на предпоставката за нормално разпределение. На практика процедурата се използва и когато нормалното разпределение е приемливо или когато извадката е голяма.

В Таблица 9.2 е разгледан друг възможен подход за взимане на решение за избор на подходяща за конкретното изследване дескриптивна статистика. При този подход водеща роля играе видът на изследваните променливи.

Таблица 9.2 Избор на подходяща дескриптивна статистика в зависимост от скалата на измерване на променливата

	Номинални	*Дихотомни*	*Рангови*	*Интервални*
графика (диаграма)				
честотна	да	да	да	възможно
стълбовидна	да	да	да	възможно
хистограма	не	не	възможно	да
графика-кутия	не	не	да	да
средни значения				
средноаритметично	не	не	да[c]	да
медиана	не	възможно[a]	да	възможно
мода	да	възможно[b]	възможно	възможно
разсейване				
размах	не	винаги е =1	да	да
стандартно отклонение	не	не	да[c]	да
междуквартилов размах	не	не	възможно	възможно
брой на категориите	да	винаги е =2	възможно	не[d]

Забележки: "да" означава добър избор, "възможно" означава, че е възможно да се използва, но не е най-добрият избор; "не" означава, че не е подходящо да се използва за дадената скала за измерване; [a] *– стойността е равна на модата;* [b] *– стойността е равна на медианата;* [c] *– ако данните са ранжирани;* [d] *– ако данните са непрекъснати.*

Кутия 9.1 Дескриптивна статистика (Ганева, 2013а)

Дескриптивна статистика

Средните стойности на приложените скали са по-големи от средната стойност за максималния диапазон на изменение M=0.50. Диагностицираните жени са имали приблизително хомогенно мнение по четирите скали: стандартното отклонение (корен квадратен от дисперсията) е приблизително еднакво. Най-еднородна е *оценката на неспецифичните ефекти от проведеното лечение* (част Б) – минимално стандартно отклонение SD=0.17 и най-тесен диапазон на наблюдения: [0.38, 0.90], а за *възприемане на собственото тяло* мнението им е най-разнородно – максимално стандартно отклонение SD=0.21 и максимално голям наблюдаван диапазон: [0.33, 1.00].

9.5 ИЗБОР НА СЪПОСТАВИТЕЛЕН СТАТИСТИЧЕСКИ ТЕСТ

Съпоставителните изследователски въпроси изискват прилагането на съпоставителна дедуктивна статистика, която се използва за установяване на статически значимо различие между няколко групи изследвани лица. Основните статистически процедури са: *t*-тест и дисперсионният анализ (ANOVA). Параметричните тестове, които се използват за интервални и пропорционални данни с нормално разпределение са разгледани в Глави 13-17, а непараметричната им алтернатива в Глави 18 и 20.

***T*-тестът** се използва, когато се сравняват само две групи (например: момчета и момичета) или две извадки и когато е необходимо да се *сравнят средните им стойности*, измерени с интервална или пропорционална скала. Съществуват **три основни типа *t*-тест**: **(а)** за една извадка – сравнява се *една* средна стойност със зададена от изследователя константа, която се нарича "златен стандарт", **(б)** за две независими извадки – сравняват се средните стойности на *две различни групи* от хора (например: българи, чехи), **(в)** за две корелирани извадки – сравняват се средните стойности на *едни и същи групи* изследвани лица, чиито данни са събрани в две различни ситуации или в две различни условия (например: религиозната и етническата идентичности на ромите).

T-тестът е параметричен тест и е разгледан в Глава 13. Непараметричните му алтернативни тестове са Ман-Уитни (Mann-Whitney) тест и знаковият рангов тест на Уйлкоксън (Wilcoxon), които са разгледани в Глава 20.

Таблица 9.3 Съпоставителен дедуктивен статистически анализ (чете се от ляво на дясно: първо от първата колона се намира търсеният вид на съпоставката, после от втората колона се избира видът на анализираните данни и тогава от третата колона се получава подходящият статистически тест)

Вид съпоставка	*Вид данни*	*Подходяща процедура за статистически анализ (разгледана в Глава)*
Съпоставка на една извадка с константа ("златен стандарт")	количествени, нормални	*t*-тест за една извадка (one-sample *t*-test) (**Глава 13**)
	поне ординални	знаков тест (sign test)
	номинални	хи-квадрат тест за съгласуване (goodness of fit) (**Глава 18**)
Съпоставка на данни за две независими групи	количествени, нормални	*t*-тест за независими извадки (independent-samples *t*-test) (**Глава 13**)
	поне ординални	Ман-Уитни (Mann-Whitney) тест (**Глава 20**)
	номинални	$2 \times c$ тест за независимост, хи-квадрат (test for homogeneity/chi-square) (**Глава 18**)
Съпоставка на корелирани, повтарящи се измервания или съответни двойки	количествени, нормални	*t*-тест за корелирани извадки (paired-samples *t*-test) (**Глава 13**)
	поне ординални	знаков тест (sign test)
	симетрични количествени	Знаковият рангов тест на Уйлкоксън (Wilcoxon) (**Глава 20**)
	дихотомни	Макнемар тест (McNemar test)
Съпоставка на данни за повече от две независими групи	количествени, нормални	Еднофакторен дисперсионен анализ (ANOVA) (**Глава 14**)
	поне ординални	Крушкел-Уолис (Kruskal-Wallis) тест (**Глава 20**)
	номинални	$r \times c$ тест за независимост, хи-квадрат (test for homogeneity/chi-square)
Съпоставка на повече от две групи с повтарящи се измервания	количествени, нормални	Еднофакторен дисперсионен анализ за свързани извадки (one-way repeated measures ANOVA) (**Глава 14**)
	поне ординални	Фридман тест (Friedman's test) (**Глава 20**)
	номинални	Кю на Кохран (Cochran Q)
Съпоставка на средни стойности, когато моделът включва ковариационна корекция	количествени, нормални	Ковариационен анализ (ANCOVA) (**Глава 17**)

Забележка: "поне ординални" означава, че данните имат поне подредба и те са ординални, интервални или пропорционални.

Еднофакторният дисперсионен анализ е подобен на *t*-теста, но се използва, когато е необходимо сравнение на *средните стойности* на две или повече групи, които са измерени с интервална или пропорционална скала. Еднофакторният дисперсионен анализ търси влиянието на една независима променлива, т. нар. фактор върху една зависима променлива. Той не само показва дали има статистически значимо различие между групите, но показва и къде се наблюдава. За целта се провежда допълнителен *постхок* тест. Има два основи вида еднофакторни дисперсионни анализа: **(а)** за независими извадки и **(б)** за свързани, корелирани извадки. Те са разгледани в Глава 14. Непараметричните им алтернативни статистически процедури: Крушкел-Уолис (Kruskal-Wallis) тест и Фридман тест (Friedman's test) са разгледани в Глава 20.

☐ Чрез **двуфакторния дисперсионен анализ** се установява как две независими променливи, т. нар. фактори, влияят на една зависима променлива. Предимството му пред два еднофакторни дисперсионни анализа е в това, че позволява да се провери дали има *ефект на взаимодействие*, т. е. дали ефектът на едната независима променлива върху зависимата променлива зависи от другата независима променлива. Например дали оптимизмът намалява с възрастта, но само за групата на жените. Освен *ефектът на взаимодействието* двуфакторният дисперсионен анализ дава информация и за *главния ефект* - ефектът на едната независима променлива (възраст или пол) върху зависимата променлива (оптимизъм). Има два основни вида двуфакторен анализа **(а)** за независими извадки и **(б)** за свързани, корелирани извадки. Двуфакторният дисперсионен анализ е разгледан в Глава 15. За съжаление не съществува непараметричен алтернативен тест.

Таблица 9.4 Избор на подходяща двумерна съпоставителна дедуктивна статистика в зависимост от скалата за измерване

вид на скалата за измерване на зависимата променлива	**вид съпоставка**	една независима променлива с **две нива**		една независима променлива с **три и повече нива**	
		независими извадки	**корелирани извадки**	**независими извадки**	**корелирани извадки**
количествена, нормална	средни значения	*t*-тест за независими извадки (**Глава 13**) еднофакторен дисперсионен анализ (**Глава 14**)	*t*-тест за свързани (корелирани) извадки (**Глава 13**)	еднофакторен дисперсионен анализ (**Глава 14**)	еднофакторен дисперсионен анализ за свързани (корелирани) извадки (**Глава 14**)
поне ординална[а] или **не-нормална**	средни значения рангове	Ман-Уитни (Mann-Whitney) тест (**Глава 20**)	тест на Уйлкоксън (Wilcoxon) (**Глава 20**)	Крушкел-Уолис тест (Kruskal-Wallis) (**Глава 20**)	Фридман тест (Friedman's test) (**Глава 20**)
номинална или **дихотомна**	брой	Хи-квадрат тест (**Глава 18**)	Макнемар (McNemar) тест	Хи-квадрат тест (**Глава 18**)	Кю на Кохран (Cochran Q)

Забележка: [а] *– "поне ординална" означава, че данните имат поне подредба и те са ординални, интервални и пропорционални.*

☐ **Многомерният дисперсионен анализ** се използва за сравнение на различни групи за няколко зависими променливи, които концептуално, теоретично или логически са свързани по между си. Например какъв е ефектът от различни видове лечение върху промяна в психологическите характеристики на пациента: настроение, ниво на оптимизъм и песимизъм, психичното му благополучие като цяло. В многомерния дисперсионен анализ се анализират няколко зависими променливи. Той се прилага за една или повече независими променливи (фактори) и съответно е еднофакторен, двуфакторен или дори многофакторен многомерен дисперсионен анализ. В Глава 16 е разгледан еднофакторният многомерен дисперсионен анализ. За него за съжаление не съществува алтернативен непараметричен тест.

☐ **Ковариационният анализ** се прилага при статистически контрол на възможния ефект на допълнителна свързана (ковариационна) променлива. Тази статистическа техника, която се базира на корелационния анализ се използва, когато изследователят подозира, че различието между групите се влияе не само от независимата, но и от друга променлива. В този случай, за да е сигурен, че различието между изследваните групи е следствие на независимата променлива изследователят с помощта на ковариационния анализ статистически премахва ефектите на другата променлива, т. е. на ковариацията. Ковариационният анализ е разгледан в Глава 17. За него няма алтернативен непараметричен тест.

В Таблица 9.3 са разгледани най-често използваните статистически процедури за съпоставителна статистика. Аналогично на Таблица 9.1 според информацията в първата и втората колона изборът на подходящата дедуктивна статистическа процедура е даден в третата колона. Когато се анализират две променливи се работи с двумерна статистика, представена в Таблица 9.4. Изборът на съответния ред от таблицата зависи от *двете* променливи, които се анализират.

9.6 ИЗБОР НА КОРЕЛАЦИОНЕН СТАТИСТИЧЕСКИ ТЕСТ

Асоциативните изследователски въпроси се анализират чрез асоциативна дедуктивна статистика, която разглежда връзката между две или повече променливи. Основните *параметрични* статистически процедури в нея са: корелационен анализ (Глава 10), регресионен анализ (Глава 11) и факторен анализ (Глава 12). *Непараметричните* алтернативи за корелацията са разгледани в Глави 10, 18 и 20, а в Глава 19 е разгледан непараметричният логлинеен анализ, за който няма параметричен алтернативен тест.

Таблица 9.5 Асоциативен (корелационен и регресионен) дедуктивен анализ (чете се от ляво на дясно: първо от първата колона се намира търсеният вид на съпоставката, после от втората колона се избира видът на анализираните данни и тогава от третата колона се получава подходящият статистически тест)

Вид съпоставка	*Вид данни*	*Подходяща процедура за статистически анализ (разгледана в Глава)*
връзка между две променливи (за регресията: една независима и една зависима променлива)	количествени, нормални	корелация на Пирсън (Pearson) (**Глава 10**); единична линейна регресия (**Глава 11**)
	количествени, не-нормални	корелация на Спирмън (Spearman) (**Глава 10**)
	категорийни	$r \times c$ тест за асоциация (**Глава 18**)
	дихотомни	логистична регресия (**Глава 22**) дискриминантен анализ (**Глава 23**)
връзка между една зависима и две или повече независими променливи	количествени, нормални	множествена линейна регресия (**Глава 11**)
	категорийни	логлинеен анализ (**Глава 19**)
	дихотомни	логистична регресия (**Глава 22**) дискриминантен анализ (**Глава 23**)

Забележка: "вид данни" (втора колона) се отнася за зависимата променлива за регресионният анализ, а оценката на асоциацията се отнася за всички променливи.

Корелационният анализ е статистическа процедура, която определя силата на зависимостта между две променливи. При анализ на две интервални или пропорционални променливи се използва корелационният коефициент на Пирсън (Pearson), който е описан в Глава 10. Неговата непараметрична алтернатива е ранговият коефициент на Спирмън (Spearman), който също е разгледан в Глава 10. При изследване на **две** номинални променливи (например – (1) *пол*: мъже/жени и (2) *етнос*: българи/ турци/роми) се използва непараметричният *хи*-квадрат тест (Chi-square χ^2 test), който е разгледан в Глава 18. За него няма параметрична алтернатива. При анализ на две дихотомни или ординални променливи се използва коефициентът "*фи*" (*phi* coefficient), който е непараметричен статистически тест и е разгледан в Глава 20. За него няма параметричен алтернативен статистически тест.

Регресионният анализ е по-сложна статистическа техника, която позволява, за разлика от корелационния анализ, да се измери *степента* на линейната зависимост между две променливи. Той се прилага при изследване на прогнозните възможности на една или повече независими променливи върху една интервална или пропорционална зависима променлива. Линейният регресионен анализ е разгледан в Глава 11. За него няма непараметрична статистика.

Таблица 9.6 Избор на подходяща двумерна асоциативна дедуктивна статистика

Скала за измерване на две променливи	**Вид на връзката между**	**двете променливи са за един и същ или за подобни обекти**
двете променливи са количествени и с приблизително нормално разпределение	стойности	корелация на Пирсън (Pearson) (**Глава 10**); единична линейна регресия (**Глава 11**)
двете променливи са поне ординални[а] или предпоставката за нормалност на количествените данни е значително нарушена	рангове	*тау-б* на Кендал (Kendall's tau-b); (**Глава 18**) Спирмън *ро* (Spearman's *rho*) (**Глава 10**)
едната променлива е количествена с приблизително нормално разпределение, а **другата** променлива е номинална		*ета* (eta η coefficient)
двете променливи са номинални или дихотомни	брой	*фи (phi* ϕ coefficient); *V* на Крамер (Cramer's *V*) (**Глава 18**)

Забележки: [а] – *"поне ординални" означава, че данните имат поне подредба и те са ординални, интервални и пропорционални данни.*

☐ **Логистическата регресия** позволява да се прогнозират стойностите на една зависима променлива, когато тя може да приема две или повече категории, т.е. когато тя не е интервална или пропорционална променлива. Независимите променливи могат да бъдат както категорийни, така и интервални. Логистическият регресионен анализ е разгледан в Глава 22. За нея няма непараметрична статистика.

☐ **Дискриминантният анализ** се занимава със същата задача, както и логистическата регресия, а именно да прогнозира стойностите на зависимата променлива, когато тя може да приема две или повече категории, а независимите променливи са интервални. Когато категориите са две е за предпочитане да бъде използвана логистическата регресия, докато при три и повече категории за предпочитане е дискриминантният анализ. Дискриминантният анализ е разгледан в Глава 23 и за него няма непараметрична статистика.

☐ **Логлинейният анализ** е многомерна статистическа техника, която се използва при анализ както на таблици, на качествени и категорийни променливи, така и за честотни данни. Обикновено се прилага при анализ на въпроси с отговори: да/не или преди тест/след тест. Той е разгледан в Глава 19, спада към непараметричната статистика и за него няма параметрична статистика.

☐ В Таблица 9.5 са представени най-често използваните статистически процедури за асоциативна (корелационна) статистика. Аналогично на Таблици 9.1 и 9.3 според избора от първа и втора колона се избира подходяща статистика от третата колона. Аналогично на Таблица 9.4 в Таблица 9.6 е разгледан един от възможните подходи при избор на двумерна асоциативна статистика. Изборът на редицата от тази таблица зависи от *двете* променливи, които се анализират.

✶ ✶ ✶

☐ Чрез **факторния анализ** се намалява голямото количество променливи и се свеждат до *фактори* или *скрити променливи*. Съдържанието на термина „фактор", което се използва във факторния анализ в смисъл на *скрита променлива* не съвпада с термина „фактор", който се използва в дисперсионния анализ в смисъл на *независима променлива*. Факторният анализ се основава на корелационния анализ и се прилага при разработването на скали и за проверката им чрез конкретни данни от изследване (виж Глава 25). Факторният анализ, за разлика от другите статистически процедури, не е създаден за проверка на статистически тест. Факторният анализ е разгледан в Глава 12.

Кластерният анализ позволява на изследователя да класифицира огромно количество "сурова, първична" информация в групи. Кластерният анализ се използва за класификация на наблюденията в такива групи, за които наблюденията в групата са хомогенни (еднородни), а наблюденията между групите са хетерогенни (разнородни). Тези групи се наричат кластери. Кластерният анализ подобно на факторният анализ не е създаден за проверка на статистически тестове. Кластерният анализ, подобно на факторният анализ не прави разлика между зависима и независими променливи и затова се изследва цялото множество от наблюдения. Но докато факторният анализ намалява броят само на *променливите* като ги групира в малък по брой фактори (скрити променливи), кластерния анализ се използва преди всичко за намаляване броят на *наблюденията*, като ги групира в по-малък на брой кластери. По принцип е възможно да бъде използван кластерният анализ и за намаляване на броят на *променливите*, както е при факторният анализ. Кластерният анализ е разгледан в Глава 24.

Бланд-Олтман (Bland-Altman) **анализът**, подобно на факторният и кластерният анализ, не е статистически тест и затова не се формулират статистически хипотези. Този анализ е субективен процес, който се използва за преценка съгласуваността между два метода за измерване. Важно изискване на анализът е двата метода за измерване на една и съща характеристика е да използват една и съща скала за измерване. Анализът на Бланд-Олтман е графичен способ за сравняване на два метода за измерване при който се построяват графиките на *идентичността* и на *Бланд-Олтман*. Визуалният анализ на тези графики позволява на изследователя да прецени дали се наблюдава съгласуваност между двата метода за измерване. Анализът на Бланд-Олтман е разгледан в Глава 21.

9.7 ИЗБОР НА СТАТИСТИЧЕСКИ ТЕСТ СПОРЕД ЗАВИСИМИТЕ И НЕЗАВИСИМИТЕ ПРОМЕНЛИВИ

Таблица 9.7 Избор на подходяща статистическа процедура според броя и видът на зависимите и независимите променливи (чете се от ляво на дясно: първо от първата и втората колони се намира броят и видът на зависимите променливи, после от третата колона се дефинира броят и видът на независимите променливи, четвърта колона е информативна, а от последната пета колона се получава отговора за подходящият статистически тест)

зависима променлива		**независими променливи**	**измерване**	**подходящ статистически тест**
брой	**вид**			
1	интервална с нормално разпределение	0 (една група)	средна стойност	*t*-тест за една извадка one-sample *t*-test (**Глава 13**)
	ординална или интервална без нормално разпределение		медиана	медиана за една извадка one-sample median
	категорийна		пропорции	хи-квадрат тест за съгласуваност Chi-square test for goodness of fit (**Глава 18**)
1	интервална с нормално разпределение	1 с две нива (независими групи)	средна стойност	*t*-тест за независими извадки independent-samples *t*-test (**Глава 13**)
	ординална или интервална без нормално разпределение		медиана	Ман-Уитни (Mann-Whitney) тест (**Глава 20**); знаковият рангов тест на Уйлкоксън (Wilcoxon) (**Глава 20**)
	категорийна		пропорции	хи-квадрат тест Chi-square test (**Глава 18**); точен тест на Фишер (Fisher's exact test)

1	интервална с нормално разпределение	0 (една група) ***или*** 1 с две съгласувани групи	средна стойност	*t*-тест за свързани извадки paired-samples *t*-test (**Глава 13**)
	ординална или интервална без нормално разпределение		медиана	знаковият рангов тест на Уйлкоксън (Wilcoxon) (**Глава 20**)
	категорийна		пропорции	Макнемар тест (McNemar test); хи-квадрат тест Chi-square test (**Глава 18**)
1	интервална с нормално разпределение	1 с две и повече нива (независими групи)	средна стойност	еднофакторен дисперсионен анализ (ANOVA) (**Глава 14**)
	ординална или интервална без нормално разпределение		медиана	Крушкел-Уолис (Kruskal-Wallis) тест (**Глава 20**)
	категорийна		пропорции	хи-квадрат тест Chi-square test (**Глава 18**)
1	интервална с нормално разпределение	2 и повече	средна стойност	многофакторен дисперсионен анализ (ANOVA) (**Глава 15**)
	ординална или интервална без нормално разпределение		медиана	Фридман тест Friedman's test (**Глава 20**)
	категорийна		пропорции	логлинеен анализ (log-linear analysis) (**Глава 19**); логистична регресия
1	интервална с нормално разпределение	1 с две и повече нива	средна стойност	еднофакторен дисперсионен анализ за свързани извадки (**Глава 14**)
	ординална или интервална без нормално разпределение		медиана	Фридман тест (Friedman's test) (**Глава 20**)
	категорийна		пропорции	логистична регресия за свързани извадки
1	интервална с нормално разпределение	1	–	корелация (**Глава 10**); единична линейна регресия (**Глава 11**)
	ординална или интервална без нормално разпределение		–	непараметрична корелация (**Глава 10** и **Глава 18**)
	категорийна		–	единична логистична регресия
1	интервална с нормално разпределение	1+ количествени или категорийни	–	множествена линейна регресия (**Глава 11**); ковариационен анализ (**Глава 17**)
	категорийна		–	множествена логистична регресия; дискриминационен анализ
2+	интервални с нормално разпределение	1, с две и повече нива	–	еднофакторен многомерен дисперсионен анализ (**Глава 16**)
2+	категорийни	2+	–	многомерен дисперсионен анализ (**Глава 16**)
2+	интервални с нормално разпределение	2+	–	многомерен множествен регресионен анализ

В Таблица 9.7 е дадено възможното решение за избор на подходящ статистически тест в зависимост от броя и вида на зависимите и независимите променливи.

Разгледани са както двумерната така и многомерната статистика. Първо се дефинира колко са зависимите променливи и от какъв тип са те (колони едно и две). След това се дефинира колко и какви са независимите променливи (колона три). Четвъртата колона (измерване) е информативна и дава на какво се основава съответният съпоставителен статистически тест. Тъй като за асоциативната статистика това не е от значение е поставен знакът "–". От последната пета колона се получава търсеният отговор за подходящата за конкретния случай статистическа процедура.

9.8 ИЗБОР НА ПАРАМЕТРИЧЕН ИЛИ НЕПАРАМЕТРИЧЕН СТАТИСТИЧЕСКИ ТЕСТ

Статистическите тестове се разделят на **две големи групи**: параметрични и непараметрични тестове, между които има две важни различия.

1. *Първото различие* е, че за да се използват параметричните статистически тестове е необходимо да са изпълнени определени допълнителни условия за данните, наречени **предпоставки**.
2. *Второто различие* е, че ако предпоставките са изпълнени, параметричните тестове винаги ще са по-мощни от колкото непараметричната им алтернатива. Ето защо параметричните тестове имат по-голям шанс да открият статистически значимото различие на ефекта на независимата променлива върху зависимата, ако нулевата хипотеза H_0 не е вярна в случаите, когато наистина има такъв ефект.

Например за дизайн на изследването с две независими групи могат да се предложат два статистически теста: параметричният *t*-тест за независими извадки и непараметричната му алтернатива: Ман-Уитни тест (Mann-Whitney U test). Стратегията при избор на подходяща статистическа процедура е първо да се направи параметричният тест и само ако се окаже, че неговите предпоставки не са изпълнени, тогава да се премине към използването на непараметричната му алтернатива.

Параметричните тестове се използват с данни:

1. измерени само с интервална или пропорционална скали
2. и за които са изпълнени допълнителните условия, наречени предпоставки. За параметричните тестове, които са разгледани в учебника, изискват да са изпълнени две предпоставки:
   а) *хомогенност на дисперсиите* за всяка изследвана група;
   б) *нормално разпределение* на стойностите на променливата за всяка изследвана група.

   Ако те не са изпълнени вероятността p, с която се асоциират изчислените стойности и която се използва при проверка на нулевата хипотеза H_0 се смята за приблизителна, а не за точна стойност. Съответно изводът, че нулевата хипотеза H_0 е вярна с вероятност 0.05 може да е подвеждащ (неточен).

Очевидно е, че на практика двете предпоставки за параметричните тестове: за хомогенност на дисперсиите и за нормално разпределение, рядко са изпълнени напълно. Параметричните тестове са устойчиви към *незначителни* отклонения от двете предпоставки като тестовете продължават да дават точната стойност на вероятностите (*p*-стойностите) за оценяваните параметри. Възниква практическият въпрос кога параметричните предпоставки се смятат, че са дотолкова приблизително изпълнени, така че изследователят да има право да използва параметричните тестове и кога няма право да ги използва. За съжаление не съществуват ясни и еднозначни правила, които да дадат отговор на този въпрос, но съществуват няколко "емпирични правила", които помагат в случая:

1. Ако дисперсията на извадката на едната група (при едното условие на експеримента) е *повече от четири пъти* по-голяма или по-малка от дисперсията на другата група (при другото условие на експеримента) е добра идея да се използва непараметрична статистика.

2. Ако **(а)** графиката на честотното разпределение (например хистограма) за стойностите на променливата за двете групи поне едно от двете разпределения силно не прилича на нормалното *или* **(б)** ако двете разпределения имат различна асиметрия, то тогава е добра идея да се използва непараметрична статистика.
3. Колкото е по-малка *извадката* толкова по-сериозно трябва да се отчитат нарушенията на двете предпоставки на параметричните тестове и да се предпочита непараметричната статистика. По принцип е прието да се смята, че статистиката започва с числото 30, така че е добре да се анализира извадка, която включва поне 30 наблюдения. Освен общият обем на извадката, който е желателно да е над 30, ако размерът на извадката за всяка изследвана група (условие на експеримента) е по-малък от 20 (например 20 момчета и 20 момичета или общо извадката е от 40 изследвани лица), това е сигурен признак да се използва непараметрична статистика ако не са изпълнени предпоставките на параметричната статистика.
4. Ако дизайнът на изследването е с независими групи, неравенството на извадката за всяка група е добре да се анализира по-внимателно, особено при малки извадки. Колкото е по-голямо *различието* в размера на извадките толкова са по-сериозни проблемите при използването на параметрична статистика. Например ако едната извадка се състои от 50, а другата от 25 изследвани лица, това не е особено притеснително. Ако обаче съотношението (2:1) е същото при извадки 16 и 8 може да е сериозен проблем за приложението на параметричната статистика.
5. Ако формата на разпределението за всяка от групите е различна и разпределението за извадката не е нормално то още по проблематично е използването на параметричната статистика.
6. Съчетанието на: **(а)** не-нормално разпределение, **(б)** нехомогенност на дисперсиите и **(в)** малки, неравни извадки за всяка група (условие на експеримента) дава силни аргументи за приложение на непараметричната статистика.

☐ Параметричните тестове се използват само с данни, измерени с интервална или пропорционална скала само ако двете предпоставки за тях: хомогенност на дисперсията и нормалното им разпределение са приблизително изпълнени. Нарушението на двете предпоставки на параметричните тестове води до увеличаване на вероятността да се допусне *грешка от първи род*. Нарушенията са особено сериозни при

(а) малка извадка,
(б) силно неравенство на размера на извадките за всяка група и
(в) различие във формата на разпределението за всяка от групите.

Ако изследователят не е убеден дали може да се използват параметричните тестове е по-добре да се използва непараметричната им алтернатива.

☐ На практика често изискванията за параметричната статистика не са изпълнени за конкретните данни на изследването, особено изискването за нормално разпределение. Често възниква въпросът какво да се прави ако предпоставките за параметричния тест не са изпълнени. В този случай се предприема едно от следните действия:

- Ако няма сериозни нарушения в предпоставките за параметричния тест, тъй като много от тези тестове се смятат за "устойчиви", може да се приложи с надеждата, че няма да има сериозна неточност в статистическата оценка. При големи извадки тази стратегия има по-голям шанс да е успешна.
- Да се създадат нови променливи на базата на съществуващите, които са конструирани така че за тях да са изпълнени предпоставките за параметричната статистика.
- Да се използва непараметричният алтернативен статистически тест ако съществува такъв. За непараметричните тестове също има предпоставки, но те са по-леки и се смята, че са изпълнени за данните. Непараметричните тестове са с по-малка сила и не са толкова чувствителни да откриват търсените от изследователя различия.

9.9 МЕТОДИ ЗА РАБОТА С ЛИПСВАЩИ СТОЙНОСТИ В МАТРИЦАТА НА ИЗСЛЕДВАНЕТО

При провеждането на статистически анализ е важно да се направи опит да се обработи пълната информация събрана от всяко изследвано лице. На практика обаче често респондента не отговаря на един или няколко от въпросите от анкетата. В този случай има **липсващи стойности** в матрицата на изследването. При кратки анкети, които се състоят от няколко въпроса това не е често явление, но при по-дълги анкетни карти с над 100 въпроса това е сравнително често срещано явление.

Най-лесното решение на проблема е да се игнорират частично непълните анкети. Тъй като обаче това води до намаляване на броя на извадката може да се съберат нови анкети и да се въведат в матрицата на изследването *само* анкети, на които е отговорено на всички въпроси. На практика обаче това възможно решение на проблема с липсващите данни е трудно, сложно, скъпо и изисква много време. Ето защо изследователят е добре да свикне с мисълта, че е нормално не всеки анкетиран да отговори на всички зададени въпроси и проблемът с липсващите данни е част от процеса на статистически анализ.

Преди да започне статистическият анализ изследователят е необходимо да знае каква стратегия ще предприеме по отношение на анкетите с непълни данни, т. е. с липсващи данни в матрицата на изследването.

Съществуват два подхода към решаването на проблема.

Според *първия* всяко наблюдение, за което няма пълната информация се изключва от статистическия анализ. По този начин извадката се свежда до количество наблюдения, за които има събрани всички данни. Основният недостатък на този подход е, че извадката се *намалява*, което при малки извадки е критично.

Вторият подход е, когато за всеки конкретен статистически тест се анализират само тези наблюдения, за които има необходимата информация. В този случай извадката е с *различна размерност* за всеки конкретен статистически тест, но се анализира всяка анкета, за която има събрана информация за конкретния тест.

Тъй като всички статистически тестове в учебника са анализирани с помощта на статистическия пакет IBM SPSS Statistics е показано как проблемът се решава с този пакет. От бутона **Option** (Опция) на повечето статистически процедури в IBM SPSS Statistics се избира как да се оперира с липсващите данни. Изборът се прави внимателно, защото последствията за статистическия анализ са огромни, получават се различни статистически резултати и съответно се достига до различни изводи.

Липсващите стойности са данни, които липсват за дадено наблюдение в матрицата на изследването.

Има **три възможни подхода при работата с липсващи стойности** с IBM SPSS Statistics:

1. Опцията ***Exclude cases listwise*** (Изключване на наблюденията по редове): включва в избрания статистически анализ *само* тези наблюдения, за които има отговор на *всички* променливи, които са избрани за *всички* анализи. Анкета, за която липсва дори само един отговор на анализираните променливи се изключва автоматично от всички статистически анализи. Така се получава подизвадка, за която няма липсващи данни. При този подход отпада проблемът с липсващите данни за сметка на съкращаване на обема на извадката, което може да породи други проблеми при статистическите тестове.
2. Опцията ***Exclude cases pairwise*** (Изключване на наблюденията по двойки): изключва анкетата само тогава, когато в нея липсва данни за *конкретния* статистически анализ. В този случай анкетата се анализира според това дали съдържа конкретна информация и се включва или изключва от анализа според вида на данните, които липсват в нея. На пръв поглед това решение изглежда доста по-примамливо от колкото първия случай. Проблемът тук възниква от факта, че извадката става с динамичен размер, ту се увеличава, ту се намалява, което променя непрекъснато средните стойности и дисперсиите, които се

анализират, защото се анализира различно количество анкети. Това може да доведе до известно объркване особено при представяне на стойностите.

3. Опцията ***Replace Missing Values*** (Замени липсващите стойности), която се намира в менюто **Transform** (Преобразуване) в Лентата с менюта (Фигура 3.20) позволява да се *заменят* липсващите стойности в матрицата на наблюденията с конкретно число, например със средната стойност за променливата. По този начин отпада изцяло проблемът с липсващите данни, защото те се попълват с числа и се провежда статистически анализ без да се намалява извадката. Това е така, но тази опция никога не трябва да се използва. Замяна на липсващи данни с каквото и да е число означава, че се преписва на изследваните лица мнение, което те не са изразявали. Това води до изкривяване на анализираните данни, особено ако има доста липсващи данни.

Изборът как да се третират липсващите данни остава изцяло на изследователя. За препоръчване е опцията *Exclude cases pairwise* (Изключване на наблюденията по двойки), която е приложена в учебника. Като резервна остава опцията *Exclude cases listwise* (Изключване на наблюденията по редове), която е подходяща за младите изследователи.

9.10 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА РЕЗУЛТАТИТЕ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ ТЕСТ

Дедуктивната статистика или т. нар. статистика на изводите за разлика от дескриптивната статистика оценява параметрите на генералната съвкупност по извадката на изследването. За всяка статистическа процедура от съпоставителната и за асоциативната статистика статистическият пакет IBM SPSS Statistics изчислява съответната статистика, например *t*-статистика или *F*-статистика, като дава нейната *стойност* на основата, на която изследователят взима решение дали да приеме или да отхвърли изследователската хипотеза. Как обаче се взима решението на практика?

9.10.1 СТАТИСТИЧЕСКА ЗНАЧИМОСТ

От събраната извадка IBM SPSS Statistics изчислява стойност за необходимата статистическа процедура и я сравнява със съхранената в паметта **критична стойност** като отчита и **степените на свобода**, които обикновено се изчисляват според броя на участниците в изследването (броя на изследваните лица). По този начин статистическият пакет изчислява и дава *p*-стойността, която лежи в основата за взимане на статистическо решение от изследователя: **(а)** да приеме или **(б)** да отхвърли нулевата хипотеза H_0. Обикновено стойността на статистиката (например *t* или *F*) е относително голямо по стойност число (по правило е по-голямо от единица), а вероятността, т. е. *p*–стойността е малко число и е винаги по-малка от единица ($0.00 < p < 1.00$). Ако получената *p*–стойност е по-малка или равна на предварително зададената от изследователя стойност на алфа α (обикновено $\alpha = 0.05$), получените резултати са **статистически значими** или по-формално казано – те са статистически значими при ниво 0.05 ($\alpha = 0.05$). В този случай, когато $p \le 0.05$ се отхвърля нулевата хипотеза H_0, че няма различие между изследваните групи (при съпоставителните статистики) *или* че няма връзка/ асоциация между изследваните променливи (за асоциативната статистика) и се приема за вярна алтернативната хипотеза H_1 за наличие на различие/връзка (асоциация). Това е и целта на научното изследване.

От получените резултати от статистическия анализ с пакета IBM SPSS Statistics лесно се определя статистическата значимост на теста т. е. *p*–стойността. Изследователят остава само да я сравни с предварително дефинираната от него стойност на алфа α (обикновено $\alpha = 0.05$). IBM SPSS Statistics дава *p*–стойността в колоната **Sig.** (Значимост), (съкращение от английската дума *significance* (значимост)).

Без значение каква конкретна статистическа процедура се използва с IBM SPSS Statistics ако стойността в колоната **Sig.** (Значимост) (т. е., *p*–стойността) е по-малка или равна на предварително зададената от изследователя стойност на алфа α (обикновено $\alpha = 0.05$) резултатът е *статистически значим* и се отхвърля нулевата хипотеза H_0 за отсъствие на различие или на асоциация.

Степента на свобода (*df*) представлява броя на наблюденията, които имат свободата да се променят при оценката на даден статистически параметър (например: средно-аритметичното, дисперсията). Тя се изчислява като разлика между общия брой наблюдения и броя на уравненията, които са необходими за оценка на статистическия параметър. Например за *средноаритметичното* е необходимо едно уравнение и затова степента на свобода е равна на броя на наблюденията N минус 1, т. е. $df = N - 1$.

9.10.2 ГОЛЕМИНА НА ЕФЕКТА

Статистически значимият резултат не дава информация за *силата* на резултата или за неговия размер. Ето защо освен статистическата значимост е важна да се знае и **големината на ефекта** на независимата върху зависимата променлива. Тя се дефинира като *силата* на зависимостта между независимата и зависимата променливи или *важността* на разликата между нивата на независимата по отношение на зависимата променлива. Големината на ефекта се изчислява от извадката и е дескриптивна статистика, която преобразува оценения размер на зависимостта без да прави изводи за генералната съвкупност. Съществуват множество коефициенти за големината на ефекта, които се разделят на **две групи**: **(а)** групата на r коефициентите и **(б)** групата на d коефициентите. Първата група използва корелационният коефициент r на Пирсън като включва коефициентите *ро* (rho, r_s), *фи* (φ), *ета* (η) и др. като всеки от тях е между -1 и $+1$. Втората група коефициенти за големина на ефекта се съсредоточават върху важността на разликата, а не на силата на връзката. Обикновено стойностите на тези коефициенти е между -1 и $+1$, но е възможно и да са по-големи от 1.

Обикновено r коефициентите се използват, когато независимата и зависимата променлива са интервални или пропорционални. Ако независимата променлива е номинална, а зависимата променлива е интервална или пропорционална се използват d коефициентите.

За съжаление наличието на много коефициенти за големината на ефекта не дават ясен и еднозначен отговор кой от тях кога да се използва и най-важното - как еднозначно да се интерпретира. Например въпреки че d коефициентите са често прилагани при съпоставителната статистика, статистическият пакет IBM SPSS Statistics не ги изчислява и не дава тяхната стойност в изходните резултати от статистическите тестове. Ето защо, когато е необходимо да се използват, те се изчисляват на ръка. Корелационният коефициент r, а също и коефициентите *ро* (rho, r_s), *фи* (φ) и *ета* (η) са включени в изходните резултати от статистическите команди на IBM SPSS Statistics.

Големина на ефекта е мярка, от която се съди за относителната важност на статистически значимите резултати.

9.10.3 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА ГОЛЕМИНАТА НА ЕФЕКТА

Таблица 9.8 Интерпретация на големината на ефекта (в абсолютна стойност), съгласно Коен (Cohen, 1988)

Интерпретация	d	r и ϕ	R	$\eta(eta)$	$RD(\%)$
много по-голяма от типичната	$\geq \lvert 1.00 \rvert$	$\geq \lvert 0.70 \rvert$	$\lvert 0.70 \rvert +$	$\lvert 0.45 \rvert +$	≥ 52
голяма или по-голяма от типичната	$\lvert 0.80 \rvert$	$\lvert 0.50 \rvert$	$\lvert 0.51 \rvert$	$\lvert 0.37 \rvert$	43
средна или типична	$\lvert 0.50 \rvert$	$\lvert 0.30 \rvert$	$\lvert 0.36 \rvert$	$\lvert 0.24 \rvert$	28
малка или по-малка от типичната	$\lvert 0.20 \rvert$	$\lvert 0.10 \rvert$	$\lvert 0.14 \rvert$	$\lvert 0.10 \rvert$	11

Забележка: *когато големината на ефекта е по-малка от типичната, тя се интерпретира като* ***нищожна***.

За съжаление няма точна и еднозначна интерпретация на големината на ефекта. Най-често се използва ръководството за интерпретация на Коен (Cohen, 1988). Големината на ефекта за шестте най-често използвани коефициента е представена сумирано в Таблица 9.8. Интерпретацията на големината на ефекта обикновено се получава в изследванията в социалните науки и затова не се възприема като абсолютен критерии за всяко

изследване. При големината на ефекта се анализира абсолютната му стойност и затова в таблицата е даден неговият модул.

9.10.4 СИЛА НА СТАТИСТИЧЕСКИЯ ТЕСТ. ИЗБОР НА РАЗМЕРА НА ИЗВАДКАТА

За да се разбере понятието **сила на теста** е необходимо да се разбира понятието **грешка** на статистическия тест, която е два вида:

1. **Грешка от първи род** възниква, когато изследователят отхвърля нулевата хипотеза H_0 при условие, че тя е вярна. Тя се определя от изследователя, който задава **алфа** α ниво на **статистическа значимост.** Например ако той е избрал 5% ниво за статистическа значимост, тогава нормата за грешка от първи род е 5%. Условната вероятност да се допусне грешка от първи род, когато нулевата хипотеза H_0 е вярна се обозначава с коефициента алфа α .
2. **Грешка от втори род** е налице, когато се приема нулевата хипотеза H_0 при условие, че алтернативната H_1 е вярна. Условната вероятност да се допусне грешка от втори род, когато алтернативната хипотеза H_1 е вярна се обозначава с коефициент бета β .

В Таблица 1.2 (Глава 1) е показана връзката между различните родове грешки, "истинната" хипотеза и решението на изследователя.

Силата на статистическия тест е условната вероятност да се отхвърли нулевата хипотеза H_0 и да се приеме алтернативната хипотеза H_1, когато алтернативната хипотеза H_1 е вярна. Силата на теста показва каква е вероятността изследователят да намери връзката между променливите или различията между групите, ако те наистина съществуват. Тя се обозначава с $1-\beta$. Ако силата на теста е малка има по-голяма вероятност да се допусне грешка от втори род, т. е. да се отхвърли алтернативната хипотеза H_1 при условие, че тя е вярна.

Има **три фактора, които влияят на избора на силата на теста**: **(1)** нивото на статистическа значимост – коефициентът алфа α, **(2)** големината на ефекта и **(3)** размерът на извадката.

1. Увеличаването на нивото на статистическа значимост алфа α води до увеличаване на силата на теста. Например може да се зададе алфа да не е 0.05, както е общоприето, а да е по-голяма, например 0.10. Това обаче ще доведе и до увеличаване на вероятността да се отхвърли нулевата хипотеза H_0, когато тя е вярна. Промяната на нивото на алфа α не е общоприет начин за увеличаване на силата на теста.
2. Колкото е по-голяма големината на ефекта, толкова е по-лесно тя да се намери от статистически тест с по-малка сила. По-голямата сила на статистическия тест позволява да се открие по-малка големината на ефекта и това е един от проблемите на прекалено голямата сила на теста: тя може да открие статистически значим резултат, който да се третира като важен, когато на практика той е без особено значение. Ето защо дори, когато статистическият тест дава, че нулевата хипотеза H_0 за наличие на разлика между групите е вярна $p \leq 0.05$, ако големината на ефекта е близка до нулата, т.е. нищожна в този конкретен случай за данните някои изследователи смятат, че нулевата хипотеза H_0 не е вярна.
3. Размерът на извадката е един от най-важните фактори, който влияе на силата на теста. Колкото е по-голяма извадката толкова е по-голяма силата на статистическия тест и толкова е по-голяма вероятността да се отхвърли нулевата хипотеза H_0 като се откриват малки, незначителни различия. За да се избегне този проблем трябва още в процеса на планиране на изследването (Глава 2) да се избере такава по обем извадка, която да не е прекалено голяма и нищожната големина на ефекта да се открива от статистическия тест като статистически значима.

Коен (Cohen, 1988) показва, че силата на теста от 0.80 и повече е достатъчна да се открие средната големина на ефекта при зададено ниво на алфа от 0.05 и затова се смята за подходяща сила на теста.

Тогава, за да се намери необходимият размер на извадката N трябва да се отчитат следните **три фактора**: **(а)** коефициентът алфа α (обикновено $\alpha = 0.05$); **(б)** силата на теста $1-\beta$ (обикновено е равна на 0.80) и **(в)** големината на ефекта (за средна големина на ефекта се приема $d = 0.50$).

Като се задават горните три параметъра с помощта на таблиците на Коен (Cohen, 1988) или чрез специализирани компютърни програми се изчислява необходимият размер на извадката N преди да е започнало нейното събиране.

Така например ако се използва програмата Soper D. Statistics Calculators version 3.0 (http://danielsoper.com/statcalc3/default.aspx) за определяне на *минималната* извадката за провеждане на t-тест за различие между две групи (например: момчета и момичета) се получава $N=128$ (за всяка група $N=64$).

Силата на теста е способността му да открива ефект с определена големина. Добре е, когато силата на теста е 0.80.

9.10.5 ФАКТИЧЕСКАТА ЗНАЧИМОСТ В СЪПОСТАВКА СЪС СТАТИСТИЧЕСКАТА ЗНАЧИМОСТ

Когато научната хипотеза изисква да се използва съпоставителната дедуктивна статистика се получава оценка дали *различията* между групите са статистически значими, т. е. те не са случайни. Ако резултатите са статистически значими често студентите и дори понякога изследователите погрешно интерпретират статистически значимите резултати и като **фактически значими**, т. е. че са важни и стойностни на практика. Статистическата значимост обаче е различна от фактическата значимост. Например ако се изследва голяма извадка може да се намери статистическа значимост дори ако изследваната разлика или връзка е малка. Ето защо като допълнение към статистическата значимост е необходимо да се анализира и **големината на ефекта**. Напълно е възможно при големи извадки да се получи статистически значим резултат, който има слаба или малка големина на ефекта и няма практическа или фактическа значимост.

Винаги трябва да се помни, че нулевата хипотеза H_0 е, че няма различие между групите или че няма връзка между променливите.

Статистически значимият резултат с малка големина на ефекта означава, че има *някакво* различие или връзка, но че то вероятно е толкова малко, че на практика не е важно.

За да се интерпретират правилно резултатите от дедуктивната статистика е необходимо да се намери отговор на следните два въпроса: **(1)** има ли статистическа значимост за получените резултати от теста и **(2)** каква е големината на ефекта.

Тези два резултата винаги се изчисляват, но тяхната интерпретация не е еднозначна. Въпреки че **(а)** някои изследователи смятат, че големината на ефекта е показател (индекс) за фактическата значимост, т.е. когато има статистическа значимост ($p\leq 0.05$), но големината на ефекта (по Коен) е нищожна те правят извода, че не се наблюдава фактическа значимост; **(б)** други изследователи смятат, че големината на ефекта не е директен показател за важността на откритото различие (Morgan et al., 2012). Ето защо когато има статистическа значимост ($p\leq 0.05$) и големината на ефекта (по Коен) е нищожна те биха интерпретирали този резултат като наличие на статистическа значимост на резултатите с малка големина на ефекта (интерпретацията по Коен е само една от възможните интерпретации на големината на ефекта). Така например съгласно професор Хокан Статин (Håkan Stattin) от Университета Йоребру (Örebro University), Швеция ако е правилно избрана силата на теста (0.80) и размера на извадката, то в този случай само когато се отхвърля нулевата хипотеза H_0 и се приема за вярна алтернативната хипотеза H_1 се коментира големината на ефекта (Håkan Stattin, personal communication, January 5, 2015). Обяснение за това дава фактът, че големината на ефекта зависи от конкретната изследователска област, социалната среда, методологията, която е прилагана и т. н. Нещо повече, практическата значимост винаги включва в себе си преценката на изследователя и/или потребителя на изследването (клиника, учител, клиент).

Типичен пример е, че *големината на ефекта* от ежедневното приемане на аспирин като превенция за инфаркт е *малка* (ако се използва интерпретацията на Коен), но практическата (фактическата) значимост *де факто* е огромна, защото предпазването от инфаркт е въпрос на живот или смърт.

Изследователят винаги трябва да докладва *p*-стойността (*p*-value) и големината на ефекта в раздел Резултати (Глава 2).

9.11 ЗА КОГО Е СТАТИСТИЧЕСКИЯТ АНАЛИЗ ИЛИ НЕЩО КАТО ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Има три основни аспекта при провеждане на статистическо научно изследване:

1. **Всяко статистическо научно изследване е емпирично**: *първо* са направени измервания на интересуващите изследователя характеристики (променливи) и *второ* данните от тях са анализирани за статистическа и фактическа значимост. Измерването винаги подразбира наблюдение и именно *наблюдението* е ключовият елемент на всяко емпирично изследване. Когато знанията (информацията) за изследваното лице се получават чрез неговото директно наблюдение и измерване са използват емпирични методи за изследване. Ето защо статистическите изследователски процедури се нуждаят от емпирични данни. Всяко научно изследване, което използва статистически процедури изисква добри, надеждни и валидни наблюдения. Не съществува статистически анализ, който компенсира лошото качество на данните.
2. **Статистическото изследване е винаги индуктивно**. Специфичната техника на индуктивността – способността да се аргументира от частното към общото – лежи в основата на статистическото изследване. Всяко измерване е *конкретно*. Статистическият анализ определя дали измерванията за конкретна извадка на изследването могат да се обобщят за генералната съвкупност. Философията нарича прехода от частното към общото *индуктивен скок* като при статистическия анализ се оценява грешката при прехода от частното към общото. Именно фактът, че е възможно да се дефинира грешката при всички индуктивни изводи в статистиката е едно от нейните най-големи достойнства и доверие на получените статистически резултати.
3. Резултатите от статистическото научно изследване трябва да подлежат на интерпретация. След като са събрани данните и с тях са проведени подходящите статистически тестове, получените резултати трябва да подлежат на ясна, еднозначна интерпретация. Малка е ползата да се направи "изтънчено" изследване, което включва огромно количество емпирични данни само, за да се разбере, че резултатите са двусмислени. Това е все едно да се каже, че "операцията е успешна, но пациентът почина". Двусмислеността при интерпретация на получените от статистическия анализ резултати винаги се появява, когато не е отделено достатъчно внимание за изготвяне на логичен дизайн на изследването (Глава 2). Например не е възможно да се направи точен статистически анализ, когато част от измерванията за респондентите са свързани (корелирани), а другата част – независими.

Статистиката е изминала дълъг, но осветен и логически праволинеен път от средноаритметичното и медианата до факторния многомерен дисперсионен анализ. В тази глава е разгледано как за конкретно научно изследване да се избере подходящ статистически тест.

Изборът на правилна статистическа процедура за обработка на данните от проведеното изследване се определя от следните пет *основни* фактора:

1. Поставените изследователски въпроси и научни хипотези.
2. Дизайнът на изследването.
3. Броя на зависимите и независимите променливи.
4. Типа на скалата за измерване на променливите.
5. Параметрични или непараметрични ли са данните.

Научните хипотези определят какъв тип статистически анализ е необходимо да се направи.

- Ако е необходимо само да се опишат събраните данни и да се сведат до няколко числа се прилага **дескриптивна статистика**.

- Ако е необходимо да се съпоставят две или повече групи изследвани лица се прилага **съпоставителна статистика**.
- Ако е необходимо да се анализира връзката между две или повече променливи или да се прогнозира стойността на една променлива в зависимост от стойностите на друга или други променливи се прилага **асоциативна статистика**.

В следващите глави на учебника (Глави 10-25) подробно са разгледани основните статистически тестове. В тях всеки изследовател може да намери достатъчно знания, за да чете и разбира с лекота научно изследване, а също и да планира, провежда и докладва свое собствено. Разбира се има много други тестове, които не са разгледани в учебника.

Преговор: ***Ключови думи и термини*** по азбучен ред, *виж* Тълковния речник

p-стойност	зависима променлива	нормално разпределение
алфа α на Кронбах	извадка	ординална (рангова) скала
асиметрия	измерване	параметричени тестове
бимодално честотно разпределение	изследователски въпрос	подредено множество
	интервална скала	пропорционална скала
вътрешно групов дизайн на изследване	категорийна променлива	размер на извадка
	качествени променливи	сила на теста
големина на ефекта	квантил	скали на измерване
графика	квартил	средноаритметично
графика-кутия	количествени променливи	стандартно отклонение
грешка от втори род	критична стойност	статистическа значимост
грешка от първи род	липсващи стойности	статистическа хипотеза – проверка
дедуктивна статистика	медиана	
дескриптивна статистика	междугрупов дизайн на изследване	статистически изводи
дизайн на изследване		статистически тест степени на свобода
дизайн на изследване с независими групи	междуквартилов размах	
	мерки за разсейване	стълбовидна графика
дизайн на изследване с повтарящи се измервания	мерки за централните тенденции	унимодално разпределение
дихотомна променлива	многомодално разпределение	условна вероятност
експериментално изследване	мода	устойчивост на теста
емпирично, експериментално доказателство	независима променлива	фактор
	непараметричени тестове	хистограма

9.12 УПРАЖНЕНИЯ

I. Изследовател желае да установи връзката между *доходите* на жените-лекари в София и техния *трудов стаж*. За целта е селектирана случайна извадка от 30 лекарки и на всеки респондент са зададени два въпроса: 1) какъв ви е доходът през миналата година и 2) какъв ви е трудовият стаж (в години) към края на миналата година.

Отговорете на следните въпроси:

1. Колко са променливите, които изследователят желае да изследва?
2. От какъв вид са променливите: номинална, ординална, интервална или пропорционални?
3. Какъв вид статистически анализ трябва да се използва: дескриптивен, съпоставителен или корелационен?

II. Изследовател желае да установи какво е различието на *самооценката* на представители на различни *етнически групи* като използва скалата на Розенберг (Rosenberg, 1965), която се състои от 10 въпроси във формат на Ликерт (виж Кутия 5.1). За целта анкетира 355 респонденти от три основни етноса: българи (122), турци (116) и роми (117) (виж Ганева, 2010, стр. 110 и стр. 205).

Отговорете на следните въпроси:

4. Какъв вид статистически анализ трябва да се използва: дескриптивен, съпоставителен или корелационен?
5. Коя е зависимата променлива и от какъв вид е тя: номинална, ординална, интервална или пропорционална?
6. Коя е независимата променлива и от какъв вид е тя: номинална, ординална, интервална или пропорционална?
7. Коя статистическа процедура е подходящо да се приложи за изследването и от кои таблици следва това?

III. Изследовател желае да установи какво е различието между *момчетата* и *момичетата* в оптимизма и песимизма им като *ориентации в живота*. За целта е използвана скалата за Ориентация в живота (Scheier, Carver & Bridges, 1994), която се състои от 10 въпроса във формат на Ликерт (виж Кутия 5.2). Анкетирани са 355 респонденти: 151 момчета и 204 момичета, които са от български, турски и ромски произход (виж Ганева, 2010, стр. 109 и стр. 207).

Отговорете на следните въпроси:

8. Какъв вид статистически анализ трябва да се използва: дескриптивен, съпоставителен или корелационен?
9. Коя е зависимата променлива и от какъв вид е тя: номинална, ординална, интервална или пропорционална?
10. Коя е независимата променлива и от какъв вид е тя: номинална, ординална, интервална или пропорционална?
11. Променливата *етническа група*, която приема три стойности: българи, турци и роми, зависима или независима е?
12. Коя статистическа процедура е подходящо да се приложи за изследването и от кои таблици следва това?

IV. Изследовател желае да установи какво е различието в *относителната важност* на различните идентичности и *разстоянието* от България, на което живеят изследваните българи. За целта са били изследвани 173 българи, живеещи в: **(а)** България, **(б)** Европейски съюз (и изключение на България) и **(в)** Северна Америка (САЩ и Канада). Всяко изследвано лице е било помолено да *ранжира* следните шест идентичности: **(а)** национална, **(б)** етническа, **(в)** религиозна, **(г)** полова, **(д)** европейска и **(е)** локална (от конкретен град), като им приписват числа от: 1 – *най-значима* до 6 – *най-малко значима* според степента на значимост. Всяко число може да се използва само един път (виж Ганева, 2010, стр. 171 и стр. 188).

Отговорете на следните въпроси:

13. Какъв вид е променливата *относителна важност* на различните идентичности: номинална, ординална, интервална или пропорционална?
14. Какъв вид е променливата *разстояние* от България: номинална, ординална, интервална или пропорционална?

Ако изследователят желае да установи какво е различието в *относителната важност* на религиозната идентичност и *разстоянието* от България, на което живеят българите, то в случая:

15. Какъв вид статистически анализ трябва да се използва: дескриптивен, съпоставителен или корелационен?
16. Коя е зависимата променлива и от какъв вид е тя: номинална, ординална, интервална или пропорционална?
17. Коя е независимата променлива и от какъв вид е тя: номинална, ординална, интервална или пропорционална?
18. Коя статистическа процедура е подходящо да се приложи за изследването и от кои таблици следва това?

V. Изследовател желае да установи какво е асоциацията, връзката между: **(а)** самооценката, измерена със скала за *самооценка* (Rosenberg, 1965), която се състои от 10 въпроса във формат на Ликерт. (виж Кутия 5.1), и **(б)** скалата за *степен на оптимизъм и*

песимизъм (Scheier, Carver, & Bridges, 1994), която се състои от 6 въпроса във формат на Ликерт (виж Кутия 5.2).

Изследователският въпрос е: "Има ли линейна асоциация между *самооценката* и *степента на оптимизъм и песимизъм*?" (Ганева, 2010, стр. 194).

Отговорете на следните въпроси:

19. Какъв вид статистически анализ трябва да се използва: дескриптивен, съпоставителен или корелационен?
20. Колко променливи трябва да се анализират и от какъв вид са те: номинални, ординални, интервални или пропорционални?
21. Коя статистическа процедура е подходящо да се приложи за изследването и от кои таблици следва това?
22. Като се отчита изследователският въпрос как се формулира и звучи алтернативната хипотези H_1?
23. При какви p-стойности нулевата хипотеза H_0 няма да е статистически значима и какъв статистически извод се прави тогава?
24. Какво е нужно да се изчисли, за да се определи дали има фактическа, практическа значимост?

VI. Изследовател желае да установи какво е различието между: *етническата идентичност*, измерена със скала на Фини (Phinney & Ong, 2007), която се състои от 6 въпроса във формат на Ликерт (виж Кутия 5.3) по *пол* (две групи: момчета и момичета) и по *възраст* (две групи: непълнолетни и пълнолетни).

Изследователският въпрос е: "Има ли статистически значимо различие в средно-аритметичните стойности за *етническата идентичност* по пол и възраст?"

Отговорете на следните въпроси:

25. Какъв вид статистически анализ трябва да се използва: дескриптивен, съпоставителен или корелационен?
26. Колко променливи трябва да се анализират и от какъв вид са те: номинални, ординални, интервални или пропорционални?
27. Колко са зависимите променливи и кои са те?
28. Колко са независимите променливи и кои са те?
29. Коя статистическа процедура е подходящо да се приложи за изследването и от кои таблици следва това?

VII. Група от студенти участват в изследване за определяне на *стереотипите на българите* към основните етноси в България: *българите, турците, ромите* и *евреите* (Ганева, 2012б), чрез скала за *стереотипи към етноса* (Esses et al., 1993), която се състои от 20 въпроса във формат на Ликерт. В изследването участват 942 респондента, от които 347 мъже и 595 жени на средна възраст M=21.3 години (SD=4.2години). Изследването е било проведено за пет времеви периода: 2004 (188 респондента), 2006 (240 респондента), 2008 (202 респондента), 2010 (160 респондента) и 2012 (152 респондента) година.

Изследователският въпрос е: "Има ли статистически значимо различие в *стереотипите на българските студенти към ромите* за *периода* 2004-2012?"

Отговорете на следните въпроси:

30. Какъв вид статистически анализ трябва да се използва: дескриптивен, съпоставителен или корелационен?
31. Колко променливи трябва да се анализират и от какъв вид са те: номинални, ординални, интервални или пропорционални?
32. Коя е зависимата променлива?
33. Коя е независимата променлива?

10 Корелационен Анализ

10.1	Въведение	265
10.2	Корелационен коефициент на Пирсън (Pearson) за две интервални или пропорционални променливи	270
10.3	Корелационна матрица на Пирсън (Pearson) за три или повече интервални или пропорционални променливи	284
10.4	Рангова корелация на Спирмън *ро* (Spearman's *rho*)	289
10.5	Обобщение	292
10.6	Упражнения	293

10.1 Въведение

В предишните глави на учебника е представено как се описва честотно разпределение на една променлива чрез мерките за средните величини (мода, медиана и средно-аритметична стойност) и чрез мерките за разсейване на разпределението (размах, средно отклонение, дисперсия и стандартно отклонение). Често обаче на изследователя му се налага да измери две променливи (характеристики) на една група изследвани лица, за да установи дали те са свързани по между си – например *общия успех от дипломата за средно образование* и *резултата от изпита по статистика в университета.* Например той е забелязал, че някои от студентите, които имат висок успех от *дипломата за средно образование* имат и *висока оценка* по *статистика*. Изследователят може да опише всяка от двете променливи и техните разпределения по отделно, но описанието няма да показва до каква степен двете променливи са свързани една с друга. Всички студенти, които имат висока оценка по статистика дали имат и висок успех от дипломата, т. е. при по-високи стойности на едната променлива дали се увеличават стойностите и на другата променлива?

Връзката между променливите често се изследва в социалните науки. Например: (а) дали карането на *скъпа кола* е признак на *високи доходи* или (б) има ли връзка между *творческите способности* на ученика и *неговите оценки* или (в) има ли връзка между *броя на криминалните престъпления* и *региона*, в който са извършени.

Броят на изследователските въпроси, които могат да се формулират с участието на зависимостта между две променливи е практически неограничен. С цел да се проверят

научните въпроси те се формулират в научни хипотези за проверка на корелацията (асоциацията).

Корелационните изследователски въпроси са тези, в които две или повече променливи се асоциират или свързват. При тези хипотези обикновено интерес представлява как две или повече променливи се свързват една с друга или как чрез една или повече променливи се прогнозира друга променлива.

Отговорът на корелационните научни хипотези се дава с помощта на **корелацията** и **регресията**. В термините на статистиката **корелацията** е математическа мярка за силата на зависимостта между две променливи. **Регресията**, която е разгледана в следващата Глава 11, оценява стойността на зависимостта между двете променливи. Чрез регресионния анализ при зададена стойност на една (независима) променлива се прогнозира, оценява стойността на друга (зависима) променлива.

Корелацията не прави предположения дали една променлива зависи от една или повече други променливи. Тя анализира и оценява само **връзката, асоциацията** между двете променливи. За разлика от корелацията, **регресията** описва зависимата променлива като функция от една или няколко независими променливи. Налице е еднопосочна причинно-следствена връзка от зависимите към независимата променлива, независимо дали връзката е директна или индиректна. Въпреки че регресионният анализ се базира на корелацията, фундаменталната разлика между двата анализа е, че при регресионния анализ се изследва причинно-следствената връзка между две (или повече променливи), а при корелационния анализ не се изследва причинно следствената връзка между двете променливи.

Концепцията за корелационния коефициент е предложена от сър Франсис Галтон (Sir Francis Galton, 1822-1911) в Лондон през 1877 година и доразвита от неговия ученик Карл Пирсън (Karl Pearson, 1857-1936).

Въпросът дали една променлива е свързана с друга се отнася до: **(1)** формата, **(2)** направлението и **(3)** силата на връзката между двете променливи. Отговорът на въпросите зависи от естеството на променливите, които се изследват: **(а)** дали двете променливи са интервални или пропорционални, **(б)** дали и двете са ординални, **(в)** дали и двете променливи са дихотомни или **(г)** са комбинация от два различни вида.

Корелацията е мярка за силата на зависимостта между две променливи.

Корелационният коефициент е индекс за зависимостта между две променливи.

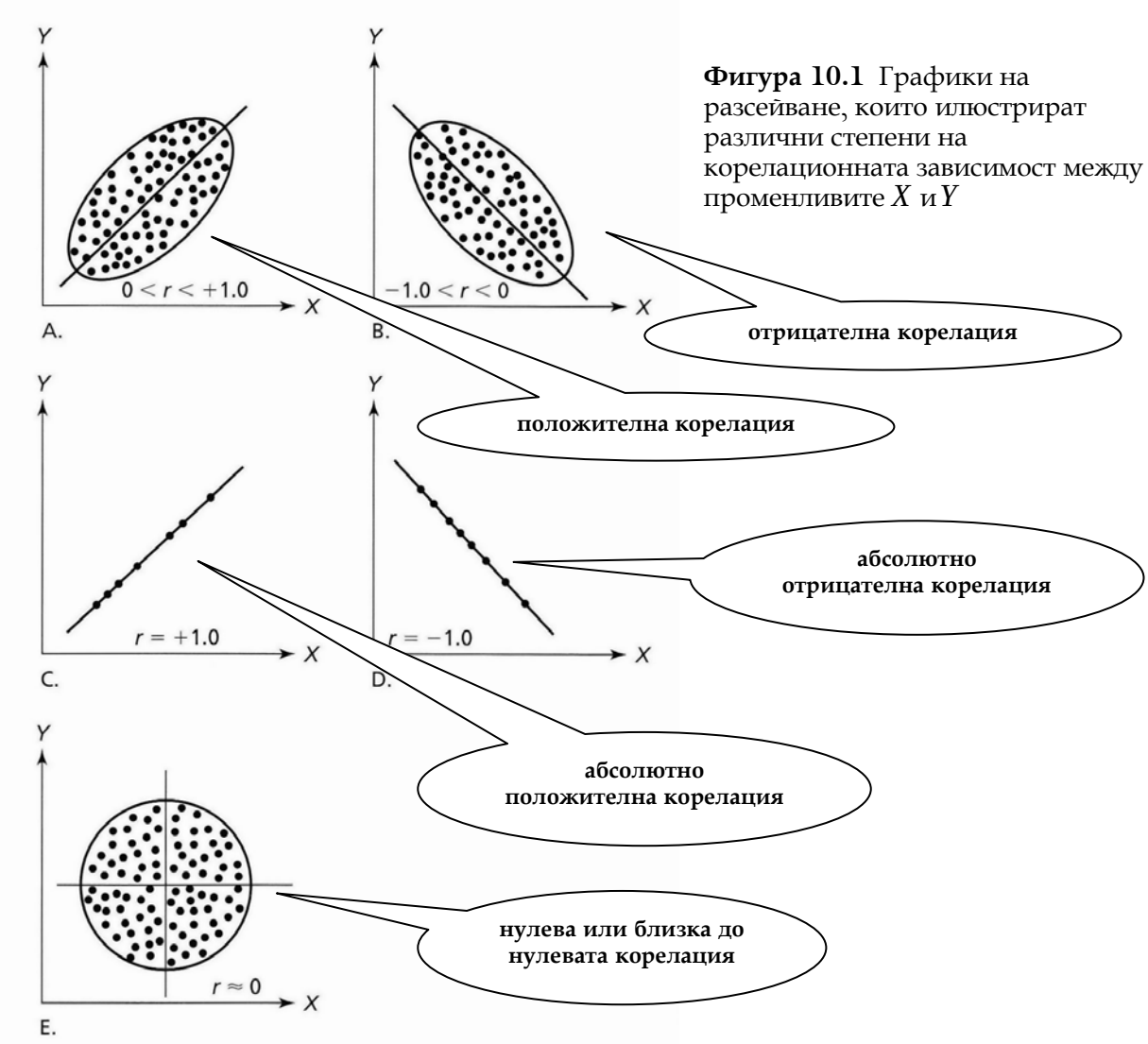
Корелационен анализ е статистически анализ за проверка на хипотезата за (не случайна) връзка между променливите.

Връзката между две променливи се визуализира като се построи графика на техните стойности в класическата (X,Y) координатна система. В т. нар. *графика на разсейването* (виж Глава 6, Раздел 6.5) всяка точка представлява стойността на двете променливи за дадения респондент. Точките образуват елипсовиден облак (виж Фигура 10.1), а минаващата през него "ос" показва геометрично случая на абсолютна корелация между двете променливи X и Y.

Ако структурата на графиката на разсейването е от вида "от ляво по-ниски стойности към дясно по-високи стойности" (Фигура 10.1A) тогава е налице *положителна връзка* или *положителна корелация* между двете променливи. Ако структурата на графиката е "от ляво по-високи стойности към дясно по-ниски стойности" (Фигура 10.1B) тогава е налице *отрицателна връзка* или *отрицателна корелация* между двете променливи. Ако всички точки на графиката на разсейването лежат на права линия налице е линейна, *абсолютна корелация*. На Фигура 10.1C е показана *абсолютно положителна корелация*, а на Фигура 10.1D – *абсолютно отрицателна корелация*. Графиките на разсейването, за които точките нямат направление нагоре или надолу възникват когато има нулева или близка до *нулевата корелация* (Фигура 10.1E).

Първата характеристика на всяка връзка е нейната *форма*. Всички графики с изключение на Графика 10.1E се описват с права линия, което означава, че има линейна връзка между изследваните променливи. Тъй като Графика 10.1E не може да се опише с права линия, то не може да се каже, че съществува линейна зависимост между изследваните променливи.

Втората характеристика за връзката между две променливи е нейното *направление*. Тъй като правата линия, с която се описват точките на Графика 10.1A има положителен наклон линейната връзка е положителна. Това означава, че с увеличаване на стойностите на едната променлива се увеличават стойностите и на другата променлива. От друга страна, тъй като правата линия, с която се описват точките на Графика 10.1B има отрицателен наклон линейната връзка между двете променливи е отрицателна. В този случай с увеличаване на стойностите на едната променлива се намаляват стойностите на другата променлива.



Фигура 10.1 Графики на разсейване, които илюстрират различни степени на корелационната зависимост между променливите X и Y

Третата характеристика за описание на връзката между две променливи е нейната *сила*. Колкото точките в графиката са по-близо до образуването на права линия, толкова силата между двете променливи е по-голяма. Например силата на връзката между двете променливи от Графики 10.1A и 10.1B е по-малка в сравнение с Графики 10.1C и 10.1D.

За да се получи количествена оценка на линейната зависимост между две променливи без да се анализира графиката, която те образуват е достатъчно да се изчисли *индексът* на взаимовръзката им.

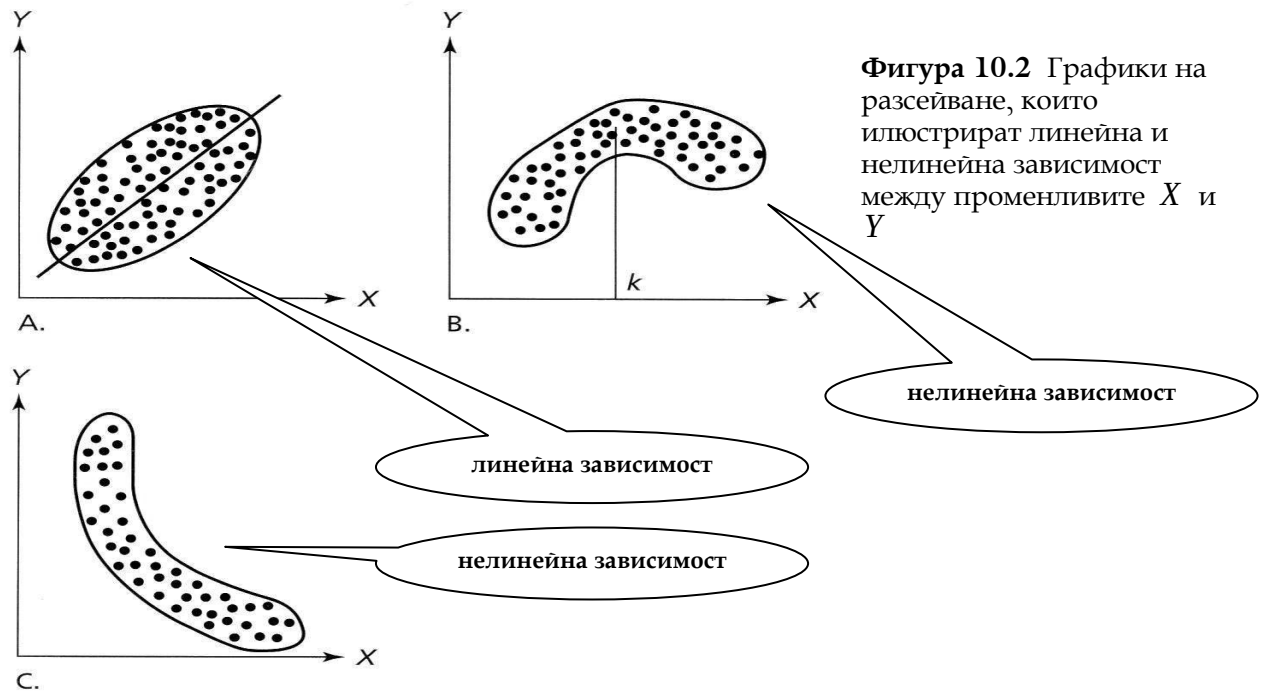
Корелационният коефициент е индекс за описание на степента, с която две множества от данни са свързани по между си и е мярка за връзката между две променливи. Той приема произволна стойност в диапазона от −1.00 до +1.00 включително.

Знакът на корелационния коефициент показва *направлението* на връзката между две променливи, а **абсолютната му стойност** показа *силата* на линейната им зависимост. Когато корелационният коефициент е равен на +1.00, това означава, че точките на

графиката за двете променливи лежат на права линия (затова и корелацията е индекс за *линейна* зависимост) с положителен наклон и е налице *абсолютно положителна корелация* (Графика 10.1C). Аналогично при корелационен коефициент равен на −1.00 е налице *абсолютно отрицателна корелация* (Графика 10.1D). Колкото корелационният коефициент е по-близо до +1.00 или до −1.00, толкова линейната връзка е по-силна или точките на графиката са по-близо до права линия и елипсовидният облак е по-малък. Колкото обаче корелационният коефициент е по-близо до 0, толкова връзката е по-слаба и точките на графиката са разхвърляни по нея, като образуват по-голям елипсовиден облак (Графика 10.1E). Корелационните коефициенти +0.05 и –0.05 показват, че има слаба (практически липсва) линейна зависимост между двете изследвани променливи. Коефициентите +0.90 и –0.90 показват голяма линейна зависимост между тях. При корелационни коефициенти +1.00 или −1.00 е налице праволинейна, абсолютна зависимост.

Когато няма връзка между две променливи корелационният коефициент е равен на 0. Обратното обаче не е вярно: от това, че корелационният коефициент е равен на 0 не следва, че няма връзка между двете променливи. Необходимо, но не и достатъчно условие две променливи да са независими е корелацията между тях да бъде равна на 0.

Числовата стойност на корелационния коефициент е функция на наклона на точките на графиката на разсейването (виж Фигура 10.1). **Наклонът** показва общото направление на връзката между двете променливи. При положителен наклон (виж Фигура 10.1A и 10.1C) е налице положителна или правопропорционална връзка и корелационният коефициент е положителен, т. е. $0 < r \leq +1.00$. При отрицателен наклон е налице отрицателна или обратнопропорционална връзка и корелационният коефициент е отрицателен, т. е. $-1.00 \leq r < 0$ (виж Фигура 10.1B и 10.1D). Ширината на елипсовидния облак показва обсега на връзката между променливите и силата или абсолютната стойност на корелационния коефициент. Колкото е по-тесен елипсовидният облак, толкова е по-голям корелационният коефициент. Например ширината на елипсовидния облак от Фигура 10.1A е: **(а)** по-голяма от тази от Фигура 10.1C, която е равна на 0, **(б)** но е по-малка от тази на Фигура 10.1D, която е почти кръг.



Фигура 10.2 Графики на разсейване, които илюстрират линейна и нелинейна зависимост между променливите X и Y

В статистическия анализ под **корелация между две променливи** най-често се разбира *линейна* зависимост между тях, въпреки че съществуват различни корелационни коефициенти, включително и за *нелинейна* корелация като например квадратична, логаритмична и др. (виж Фигура 10.2).

- Изчислената стойност на корелационния коефициент лежи в диапазона от -1.00 до $+1.00$ включително. Знакът на коефициента показва направлението на връзката, а абсолютната му стойност е индикатор за силата на линейната връзка.
- Ако две променливи са независими т. е. няма връзка между тях, корелационният им коефициент е равен на 0. От това, че корелационният коефициент между две променливи е равен на 0 не следва, че те са независими.

Корелационният коефициент *ета* (*eta*, η), който е индекс за *нелинейна* корелация между две променливи се използва също и за оценка на големината на ефекта (пета колона на Таблица 9.8).

На практика най-често използвани са следните индекси за *линейна* корелация (виж Таблица 10.1) като всеки от тях се избира и прилага в зависимост от това какви по вид са двете променливи, които се изследват:

- когато се анализират две интервални или пропорционални променливи се използва **корелационният коефициент на Пирсън** (Pearson linear or product-moment coefficient r). Той се използва също и при оценката на големината на ефекта (трета колона на Таблица 9.8). Това е параметрична статистика.
- когато се анализират две ординални променливи се използва **ранговият коефициент на Спирмън** (Spearman's rank-order correlation) r_s. Той се използва също и когато предпоставките на параметричната статистика за корелационния коефициент на Пирсън не са изпълнени. Това е непараметрична статистика.
- когато се анализират две номинални дихотомни променливи се използва **коефициентът "*фи*"** (*phi*, ϕ coefficient). Той се използва също и при оценка на големината на ефекта (трета колона на Таблица 9.8). Това е непараметрична статистика.
- когато едната променлива е интервална или пропорционална, а другата променлива – номинална дихотомна се използва **коефициентът на бисериална корелация** (point-biserial correlation). За съжаление този корелационен коефициент не е включен в IBM SPSS Statistics и затова няма да се разглежда в учебника. Това е непараметрична статистика.

Подходящият коефициент за линейна корелация се определя от скалата за измерване на двете променливи.

Таблица 10.1 Матрица на корелационния коефициент за дадена скала на измерване на променливите X и Y

променлива		***X***		
		номинална	ординална	интервална или пропорционална
Y	номинална	1. ***фи*** (Phi (ϕ)) 2. ***V* на Крамер** (Cramer's V)		
	ординална	**рангова бисериална** (rank-biserial)	**Спирмън *ро*** Spearman ρ	
	интервална или пропорционална	**точкова бисериална** (point-biserial)	**бисериална** (biserial)	***r* на Пирсън** Pearson r

Корелационният коефициент на генералната съвкупност се обозначава с гръцката буква ρ, а неговата оценка по представителната извадка се обозначава с буквата r. Когато се говори за *корелационен коефициент* се разбира именно неговата статистическа оценка *r*, която се получава при обработката на данните от изследването, т. е. по събраната извадка.

В тази глава се разглеждат: **(а)** корелационният коефициент *r* на Пирсън за две интервални или пропорционални променливи (Раздел 10.2); **(б)** корелационна матрица на Пирсън за три и повече интервални или пропорционални променливи (Раздел 10.3) и **(в)** рангова корелация на Спирмън *ро* (Раздел 10.4).

10.2 КОРЕЛАЦИОНЕН КОЕФИЦИЕНТ НА ПИРСЪН (PEARSON) ЗА ДВЕ ИНТЕРВАЛНИ ИЛИ ПРОПОРЦИОНАЛНИ ПРОМЕНЛИВИ

В социалните науки, включително и в педагогиката и психологията, най-често се налага да се оцени силата на *линейната* връзка между две променливи. Най-често използваният в статистиката в този случай е корелационният коефициент на Пирсън, който се обозначава със символа r. Той е разработен от английския статистик Карл Пирсън (Karl Pearson, 1857-1936) и винаги е в интервала $[-1.00, +1.00]$.

Ако той е равен на -1.00 означава, че всички точки за стойностите на двете променливи за графиката на разсейване лежат на права линия, която има отрицателен наклон и е налице *линейна отрицателна корелация* или *абсолютно отрицателна линейна корелация*, която се явява (линейна) функционална зависимост между двете променливи. Аналогично, когато корелационният коефициент на Пирсън е равен на $+1.00$ означава, че всички точки лежат на права линия с положителен наклон и е налице *праволинейна положителна корелация* или *абсолютно положителна линейна корелация*, която се явява линейна функционална зависимост между двете променливи. Праволинейната или абсолютната положителна и отрицателна корелация се явяват математически абстракции и не се срещат на практика в реалните научни изследвания в социалните науки.

Положителната линейна корелация между две променливи показва, че ако стойностите на едната променлива се увеличават и стойностите на другата променлива също се увеличават. При отрицателна корелация стойностите на едната променлива се увеличават, а стойностите на другата променлива имат тенденция да намаляват.

Колкото корелационният коефициент на Пирсън е по-близо по стойност до $+1.00$ (или до -1.00) толкова линейната връзка между двете променливи е по-силна (т. е. точките на графиката на разсейване по-добре формират права линия и елипсовидният облак е по-тесен). Колкото обаче корелационният коефициент на Пирсън е по-близо до 0, толкова е по-слаба линейната връзка между двете променливи, елипсовидният облак е по-широк и се доближава до кръг.

Когато е необходимо да се провери дали съществува *линейна* връзка между две променливи от две множества с данни и да се изчисли корелационният им коефициент на Пирсън r те трябва да отговарят на следните две условия (предпоставки):

1. За да се изчисли корелацията между две променливи те трябва да се *измерят по двойки* за всеки респондент. Например не е възможно да се изчисли корелацията между *успеха от дипломата за средно образование* и *успеха от изпита по статистика* ако за една група студенти е събрана информация за *успеха от дипломата за средно образование*, а за друга група студенти – информация за *успеха от изпита по статистика*. Необходима е информацията за двете променливи за една и съща група изследвани лица, т. е. да е налице информация за *успеха от дипломата за средно образование* и за *успеха от изпита по статистика* за всеки респондент.
2. Тъй като за изчисляването на r се използва средноаритметичната стойност и дисперсията, то за да се изчисли той е необходимо данните да са интервални или пропорционални.

ФАКТОРИ, КОИТО ВЛИЯЯТ НА РАЗМЕРА НА КОРЕЛАЦИОННИЯ КОЕФИЦИЕНТ НА ПИРСЪН

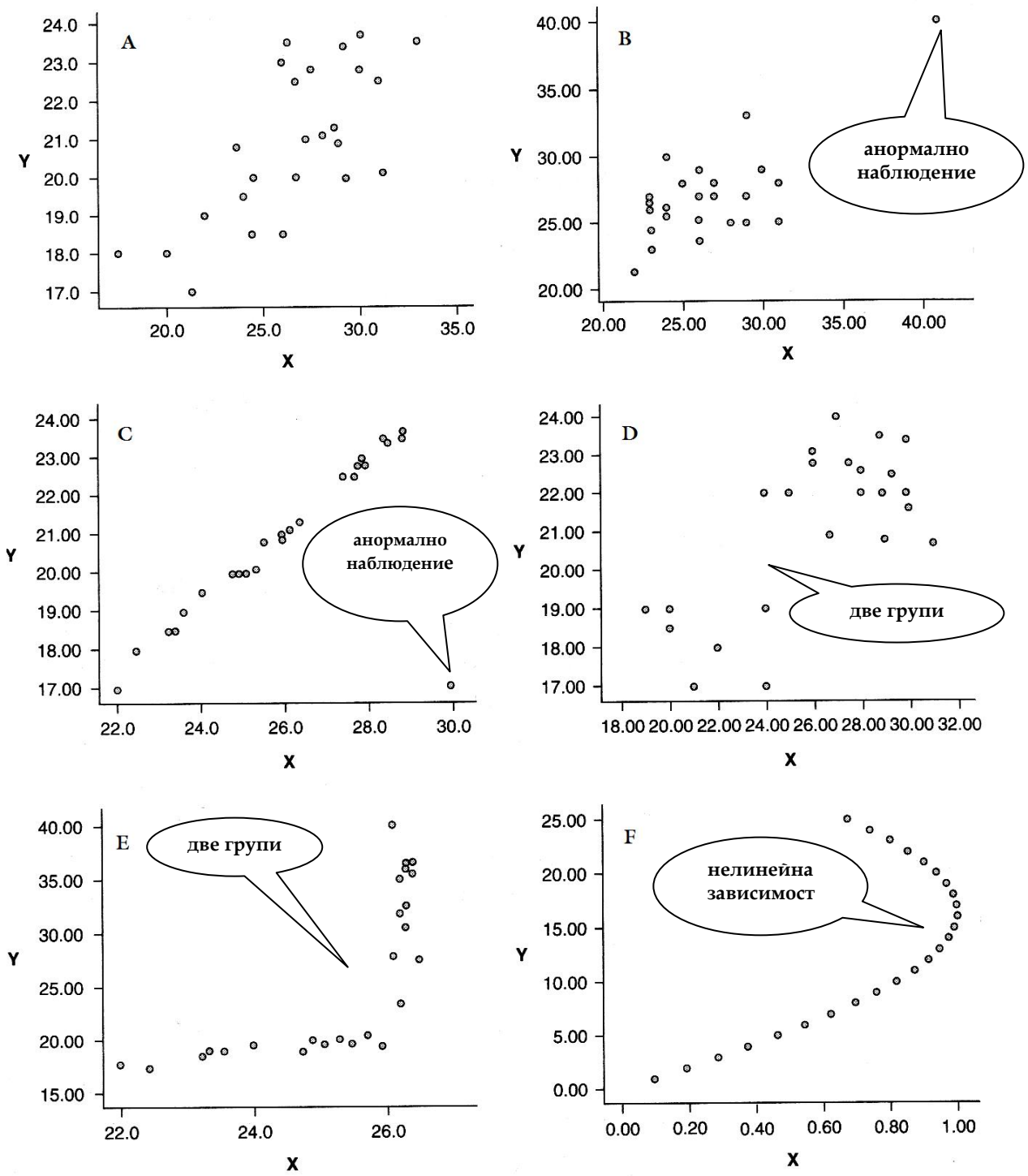
Първият фактор, който влияе на размера на корелационния коефициент на Пирсън е *линейността* на връзката между двете изследвани променливи.

За да се разбере концепцията за линейност на връзката е необходимо да се разгледат графиките на разсейване на Фигура 10.2. Първата от тях, Графика **A** илюстрира линейна зависимост между променливите X и Y. Когато се твърди, че съществува *линейна зависимост* между две променливи се няма предвид, че точките попадат точно върху самата линия, а само че точките се намират близо до правата линия.

За разлика от Графика 10.2A, Графиките 10.2B и 10.2C показват *нелинейна зависимост* между променливите. Това означава, че липсва правата линия за графиките, защото няма линейна функционална зависимост между двете променливи. Налице са

нелинейни криви, защото има нелинейна функционална зависимост между променливите.

Ако корелационният коефициент на Пирсън е равен на 0 означава, че няма *линейна* зависимост между двете променливи. От това обаче не следва, че двете променливи са независими. Липсата на линейна зависимост не означава, че няма друг вид зависимост между изследваните променливи, например: квадратична, логаритмична и т. н.



Фигура 10.3 Графики на разсейване, за които r=**0.70**

За да се анализира наличието на *линейна* зависимост между две променливи е необходимо да се построи графика на разсейването им (X,Y графика). На Фигура 10.3 са показани 6 графики, за които корелационният коефициент е равен на около $r = 0.70$.

Графика 10.3A е типична, когато точките са разположени около правата линия при стойности за корелационния коефициент $r = 0.70$.

Графика 10.3B показва корелация около 0.70, която изцяло се дължи на *анормалното* наблюдение горе в дясно. Без това наблюдение корелационният коефициент би бил близък до 0. Това е пример за ефекта на "захарното петле". При внимателно вглеждане в графиката се вижда очертаното захарно петле. Неговата пръчица се формира от анормалното наблюдение, а останалите наблюдения оформят самото петле.

От Графика 10.3C се вижда, че има голяма линейна корелация между двете променливи, която е по-голяма от 0.70, обаче отново едно анормално наблюдение в долния десен ъгъл не се вписва в останалата структура на корелацията и по този начин драматично намалява стойността на изчисления корелационен коефициент. Анормалните наблюдения обаче не винаги се установяват с класическата техника за откриване на анормални наблюдения за едномерно разпределение (например: Глава 6, Раздел 6.6), защото те могат да бъдат в допустимия диапазон за всяка от двете променливи. Ето защо е необходимо да се построи графика на разпределението за двете променливи, за да се открият анормалните двумерни наблюдения. Те коренно променят стойностите на корелационния коефициент r и затова трябва да се изключат от неговото изчисляване.

На Графика 10.3.D са налице две групи от данни. Те съответстват на две подгрупи в генералната съвкупност, например: момчета и момичета. От графиката става ясно, че има малка или няма линейна връзка (корелация) между двете променливи за всяка от двете групи.

На Графика 10.3E точките при x в диапазона от 22 до 26 са разположени около права линия с лек положителен наклон, след което за стойностите на $x > 26$ линията става с много стръмен наклон.

На Графика 10.3F двете променливи имат голяма квадратична функционална зависимост, но между тях липсва линейна зависимост и за това за тях не е добра идея да се използва корелационният коефициент на Пирсън .

- **Корелационният коефициент на Пирсън** е индекс за *линейна* зависимост на две променливи, който е между -1.00 и $+1.00$. Знакът на коефициента показва направлението на линейната връзка, а абсолютната му стойност – нейната сила.
- Ако **корелационният коефициент на Пирсън** се прилага към две променливи с *нелинейна* зависимост ще даде *занижена* стойност на зависимостта им.

Вторият фактор, който влияе на размера на корелационния коефициент на Пирсън е *хомогенността* или еднородността на двете изследвани променливи. Колкото повече се увеличава хомогенността на едната или и на двете променливи, толкова абсолютната стойност на корелационния коефициент намалява.

Третият фактор, който влияе на размера на корелационния коефициент на Пирсън е размерът на извадката. На практика размерът на извадката влияе незначително върху размера на корелационния коефициент и затова в повечето изследвания този фактор не се разглежда и анализира.

ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА КОРЕЛАЦИОННИЯ КОЕФИЦИЕНТ НА ПИРСЪН

Изчисляването на оценката за връзката между две променливи става като се прилагат статистически процедури. След като се изчисли корелационният коефициент r възниква въпросът как да се интерпретира или какво на практика показва r за данните.

Анализът на корелационния коефициент *не* позволява да се направят изводи за причинно-следствената връзка между двете променливи, а само за наличието или отсъствието на линейна зависимост между тях.

Линейната зависимост *може* да се интерпретира като голяма, слаба или липсва за конкретно изследване.

Ако корелацията между две променливи е 0.40 това означава ли, че тя е *важна* за конкретното изследване?

Интерпретацията на корелацията зависи от това какви променливи при какви условия са измерени и изследвани.

СКАЛА ЗА r

Тъй като корелационният коефициент е индекс той няма единици на измерване. Той е възможно да се изчисли, когато двете променливи имат различни единици на измерване, например височина (в метри) и тежест (в килограми). Освен това няма значение в какви мерни единици е измерена височината: в метри, сантиметри или милиметри - корелационният коефициент ще е един и същ.

Корелационният коефициент r се измерва в *ординална скала*.

Нека има три двойки от променливи и са изчислени техните корелации, които са: 0.40, 0.60 и 0.80. *Не може* да се каже, че разликата между $r = 0.60$ и $r = 0.40$, която е равна на 0.20 е същата, както разликата между $r = 0.80$ и $r = 0.60$, която е равна също на 0.20; или че $r = 0.80$ е два пъти по-голямо от $r = 0.40$. Това е така, защото скалата на стойностите за корелационния коефициент *не* е интервална или пропорционална т. е. интервалът между 0.80 и 0.60 не е равен на интервала между 0.60 и 0.40. Ето защо може да се каже само, че корелационният коефициент $+0.60$ показва голяма положителна линейна корелация, а корелационният коефициент $+0.40$ показва средна положителна корелация. Но *не* може да се каже, че корелация $+0.80$ е два пъти по-голяма от корелация $+0.40$.

Скалата на корелационния коефициент на Пирсън r е ординална (рангова) скала.

За съжаление няма еднозначна интерпретация на корелационния коефициент на Пирсън.

Една от най-често използваните скали за интерпретация на корелационния коефициент е скалата на Коен (Cohen, 1988), която е дадена в Таблица 10.2, съгласно която той се интерпретира в четири категории: слаб, среден, голям и много голям. Те формират *ординална* (*рангова*) *скала*, защото разстоянието между четирите категории *не* е еднакво. Например при корелационен коефициент $r = 0.82$ означава, че е налице много голяма корелация, а при $r = 0.32$ корелацията е средна. Това позволява да се уеднакви интерпретацията на корелационния коефициент и големината на ефекта.

Корелацията на *една* променлива със самата себе си винаги е равна на $+1.00$ и затова обикновено не се използва[7].

Таблица 10.2 Интерпретация на корелационния коефициент на Пирсън, съгласно Коен (Cohen, 1988)

Интерпретация	r *(в абсолютна стойност)*
много голяма (висока) корелация	$0.70 < r \leq 1.00$
голяма (висока) корелация	$0.50 < r \leq 0.70$
средна корелация	$0.30 < r \leq 0.50$
слаба (ниска) корелация	$0.10 < r \leq 0.30$

ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА r В ТЕРМИНИТЕ НА ДИСПЕРСИЯТА

Корелационният коефициент измерва не само връзката между две променливи, но той е и *индекс за пропорцията* за индивидуалните различия в едната променлива, които могат да бъдат свързани с индивидуалните различия в другата променлива.

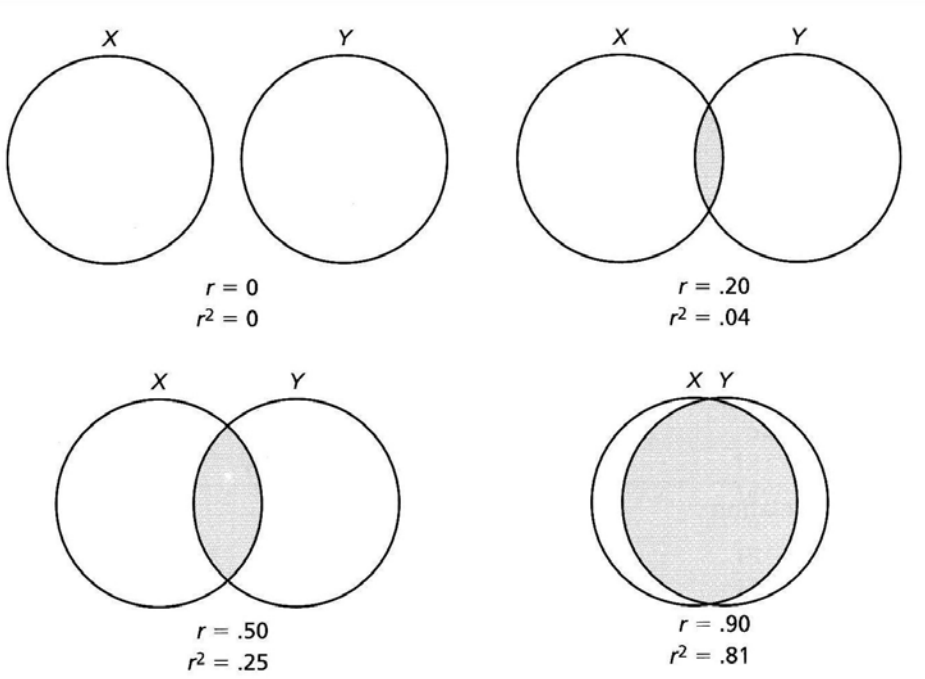
Корелационният коефициент е индекс, *който показва какво количество информация относно Y се съдържа в X*. Квадратът на r, т. е. r^2 показва пропорцията на "общата" дисперсия между двете променливи или пропорцията на едната дисперсия, която може да се свърже *в* дисперсията на другата променлива.

[7] при времеви редове се използва *коефициентът за автокорелация*. Той представлява мярка за корелация на променливата със самата себе си във времето. Този случай не е разгледан в учебника.

Коефициентът r^2 се нарича **коефициент на детерминация** или **коефициент на определеност** и е показан на Фигура 10.4.

Например ако корелацията между X и Y е равна на $r = 0.69$ коефициентът на детерминация е равен на $r^2 = 0.69^2 = 0.48$. Това означава, че 48% от дисперсията на променливата Y се свързва с дисперсията на променливата X или че 48% от информацията в Y се съдържа в X или че в 48% от наблюденията измененията в едната променливата ще доведат до промяна и в другата променлива.

Квадратът на корелационния коефициент (r^2), който се нарича **коефициент на детерминация** показва *пропорцията* на едната дисперсия, която се свързва с дисперсията в другата променлива.



Фигура 10.4 Илюстрация на коефициента на детерминация r^2 като препокриващи се области за дисперсията

10.2.1 ПРЕДПОСТАВКИ ЗА КОРЕЛАЦИОНЕН АНАЛИЗ

Корелационният коефициент на Пирсън r се използва, когато са налице две интервални или пропорционални променливи с приблизително нормално разпределение. Коефициентът се използва, за да се измери наличието на *линейна* зависимост между две променливи ако за тях са изпълнени следните предпоставки:

1. **Свързани двойки**. Данните са събрани за свързани двойки: когато се събира стойността на едната променлива е необходимо да се събере и стойността на другата променлива от същия респондент по същото време с една и съща анкета. Освен това всяко наблюдение (свързана двойка) е събрано независимо от другите наблюдения.
2. **Линейност.** Двете променливи трябва да имат линейна връзка. Ако те имат зависимост, но тя не е линейна корелационният коефициент няма да я открие. Ето защо ако между двете променливи съществува нелинейна зависимост е необходимо да се създадат две *нови* променливи, които да имат линейна зависимост. Двете нови променливи се създават чрез трансформиране на съществуващите променливи.
3. **Скала на измерване.** Наблюденията трябва да са числови от тип интервални или пропорционални.
4. **Нормално разпределение**. Двете променливи трябва да са с нормално разпределение.
5. **Хомоскедастичност**. Дисперсията на едната променлива е приблизително еднаква *за* всички стойности на другата променлива.

Предпоставки 1 и 3 се определят при планиране на изследването (Глава 2).

Предпоставка 4 се проверява съгласно процедурата, предложена в Глава 7, Раздел 7.8.4.

Предпоставки 2 и 5 се проверяват чрез графиката на разсейване, разгледана в Глава 6, Раздел 6.5 за всяка от двете променливи.

Коефициентът за линейна корелация на Пирсън r принадлежи към двумерната параметрична статистика, която се използва, когато и двете променливи имат приблизително нормално разпределение.

Когато има ординални (рангови) данни или предпоставката за нормалност е значително нарушена, тогава е по-добре да се използва непараметричният еквивалент на коефициента на Пирсън – ранговият коефициент на корелация на Спирмън, който се обозначава с "*ро*" (Spearman *rho*) или r_s, (виж Раздел 10.4).

Преди да се разгледа процедурата за изчисляване на корелационния коефициент на Пирсън е показано как се проверява дали е изпълнена втората предпоставка за линейна зависимост между двете променливи:

ПРОВЕРКА НА ПРЕДПОСТАВКАТА ЗА ЛИНЕЙНА ЗАВИСИМОСТ МЕЖДУ ПРОМЕНЛИВИТЕ С ГРАФИКА НА РАЗСЕЙВАНЕ

С цел да се илюстрира проверка на предпоставката за линейност между две променливи е разгледана голяма извадка, която включва повече от 50 наблюдения като се използват следните 2 скали:

1. Скала за *етническа идентичност* (Phinney & Ong, 2007), която се състои от 6 въпроса във формат на Ликерт. Ръководството на скалата е дадено в Кутия 5.3. Тя е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6).

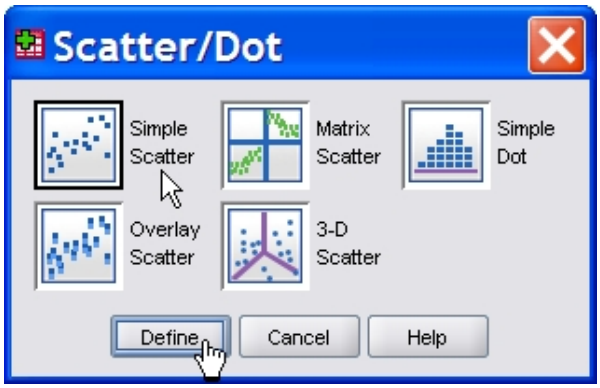
   В матрицата на изследването променливата, която съответства на скалата се нарича *MEIM_6_Ethic_Identity*.
2. Скала за *степен на оптимизъм и песимизъм* (Scheier, Carver, & Bridges, 1994), която се състои от 6 въпроса във формат на Ликерт. Ръководството на скалата е дадено в Кутия 5.2. Тя е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6).

   В матрицата на изследването променливата, която съответства на скалата се нарича *Optimism*.

ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДАТА SCATTER/DOT (ГРАФИКА НА РАЗСЕЙВАНЕ)

Процедурата за създаване на графика на разсейване с помощта на IBM SPSS Statistics е следната (виж Глава 6, Раздел 6.5):

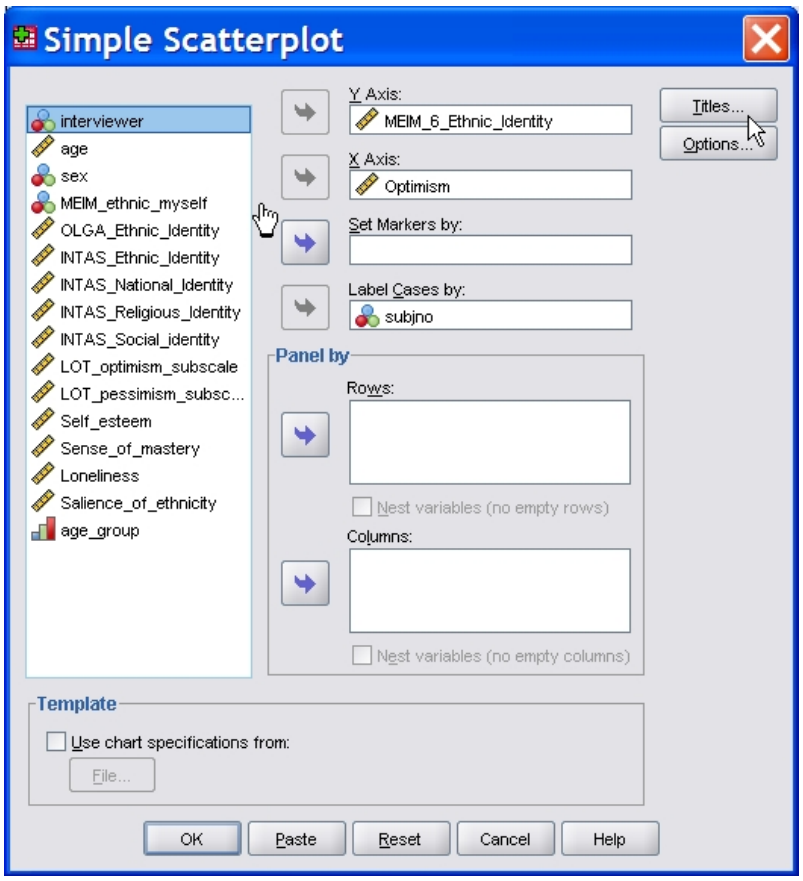
- От Лента с инструменти (Menu Bar) (Фигура 3.7) се избира **Graphs** ⇒ **Legacy Dialogs** ⇒ **Scatter/Dot** (Графики ⇒ Традиционни графики ⇒ Графика на разсейване) (виж Фигура 6.1) и се получава новата диалогова кутия от Фигура 10.5.



Фигура 10.5 Диалогова кутия на командата *Scatter/Dot* (Графика на разсейване)

- Избира се **Simple Scatter** (Обикновена графика на разсейване) (виж курсора във Фигура 10.5).

- Кликва се на бутона **Define** (Дефинирай) (виж ръчичката във Фигура 10.5) и се получава диалоговата кутия от Фигура 10.6.
- Избира се първата променлива, която условно се смята за зависима и ще бъде по вертикалната ос *Y* и със съответната стрелка (виж ръчичката) се премества в кутията **Y Axis** (Ос Y): в примера това е променливата *MEIM_6_Ethic_Identity*.
- Избира се втората променлива, която условно се смята за независима и ще бъде по хоризонталната ос *X* и със съответната стрелка (виж ръчичката) се премества в кутията **X Axis** (Ос X): в примера това е променливата *Optimism*.



Фигура 10.6 Диалоговата кутия *Define* (Дефинирай) на командата *Simple Scatterplot* (Графика на разсейване)

- Променливата *subjno* се премества в кутията **Label Cases by:** (Разграничаване на наблюденията по) със съответната стрелка. Това позволява да се идентифицират ако има на графиката анормалните наблюдения (outliers).

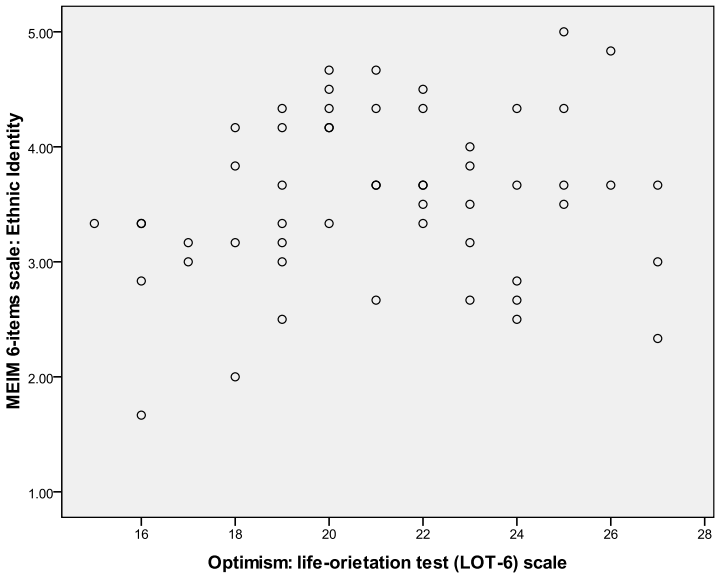
  Заглавията на графиката се поставят чрез бутона **Titles** (Заглавие) (виж курсора) и в новата диалогова кутия се попълват необходимите тестове. Със селектиране на бутона **Options** (Опции) (виж курсора) се появява нова диалогова кутия, от която се задава как да се отчитат липсващите данни в матрицата (виж Глава 9, Раздел 9.9).
- Кликва се на бутона **OK** и се получава следната графика. С това обаче *не* приключва проверката на предпоставката за линейна зависимост между двете променливи.

СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

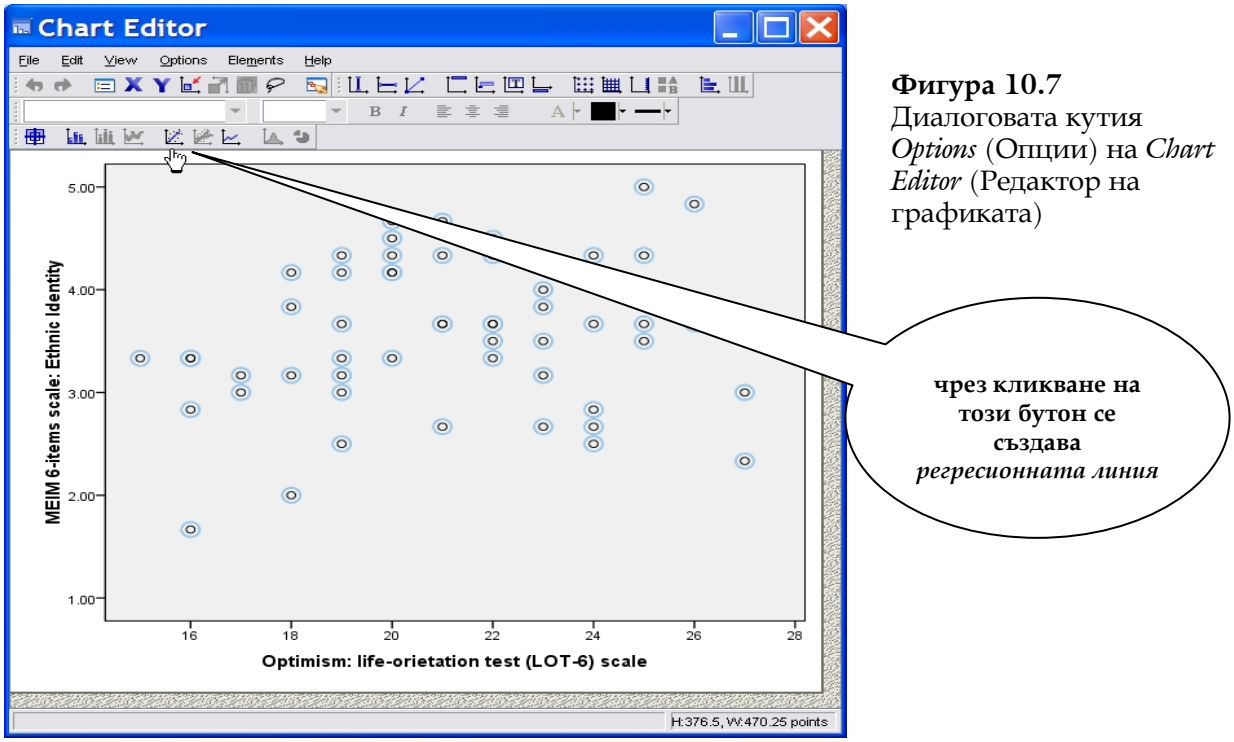
```
GRAPH
   /SCATTERPLOT(BIVAR)=Optimism WITH MEIM_6_Ethnic_Identity
      BY subjno (IDENTIFY)
   /MISSING=LISTWISE.
```

ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ

Graph



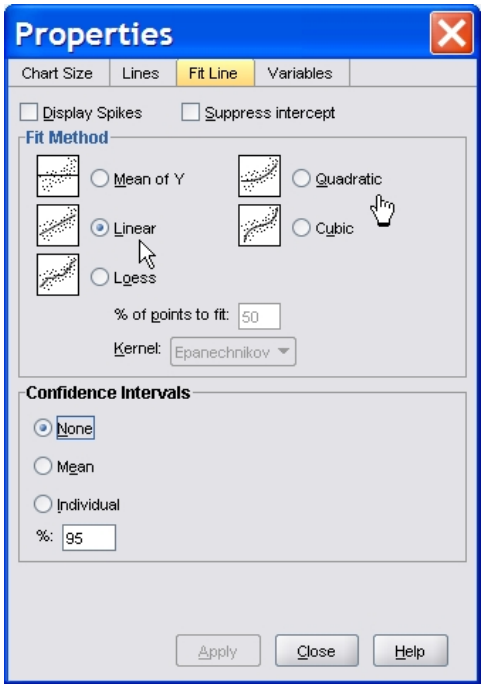
- Кликва се два пъти с левия бутон на мишката върху графиката в Навигатора на резултати (Viewer) и се отваря новата диалогова кутия от Фигура 10.7.
- Кликва се на което и да е кръгче в графиката в **Chart Editor** (Редактор на графиката) и автоматично всички кръгчета стават тъмно сини (виж Фигура 10.7).
- Кликва се на бутона, показан с ръчичката на Фигура 10.7, за да се генерира права линия върху графиката и се отваря новата диалогова кутия от Фигура 10.8.



Фигура 10.7
Диалоговата кутия *Options* (Опции) на *Chart Editor* (Редактор на графиката)

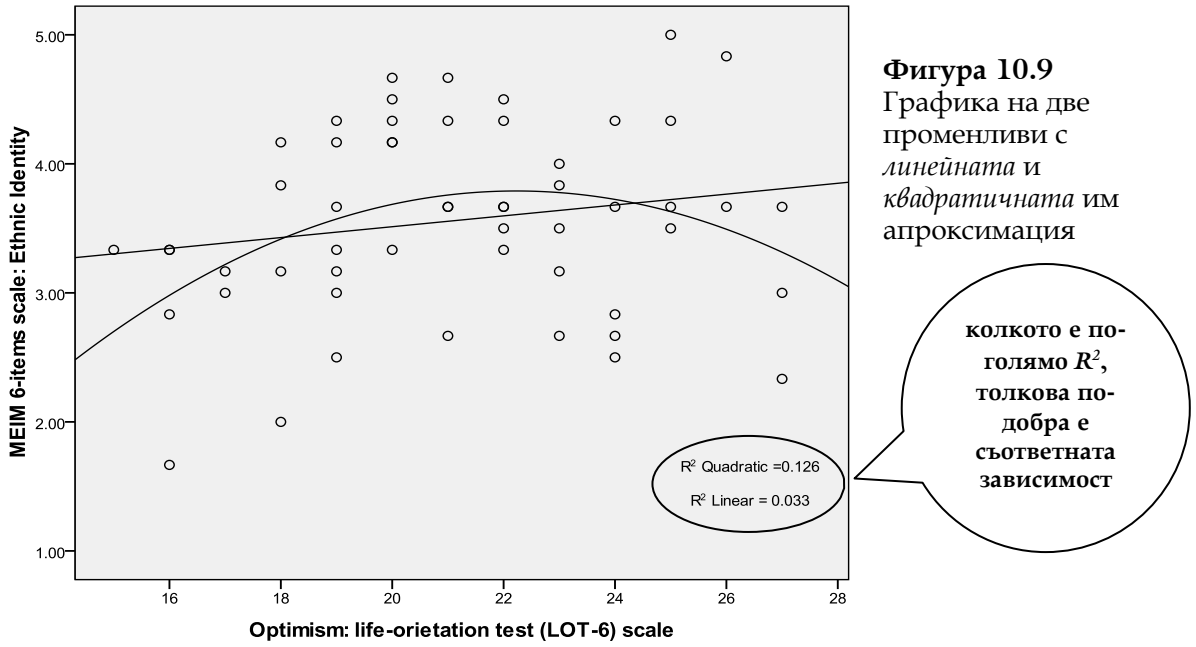
- В раздел *Fit Method* (Избор на метод) се селектира балонът **Linear** (Линия) (виж курсора).
- След това се селектира бутонът **Close** (Затвори) за връщане отново към **Chart Editor** (Редактор на графиката) (виж График 10.7). Сега на графиката има и линейна графика за двете променливи.
- Отново се кликва на бутона, показан с ръчичката на Фигура 10.7, за да се генерира квадратична линия. Отново се отваря диалоговата кутия от Фигура 10.8.

- В раздел *Fit Method* (Избор на метод) се селектира балонът **Quadratic** (Квадратичен) (виж ръчичката).



Фигура 10.8
Диалогова кутия *Properties* (Свойства) на командата *Simple Scatterplot* (Графика на разсейване)

- След това се селектират бутоните **Apply** (Приложи) и **Close** (Затвори) за връщане отново към **Chart Editor** (Редактор на графиката) (виж Графика 10.9). Сега към графиката са добавени както линейната зависимост, така и квадратичната зависимост за двете променливи.



Фигура 10.9
Графика на две променливи с *линейната* и *квадратичната* им апроксимация

ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА РЕЗУЛТАТИТЕ

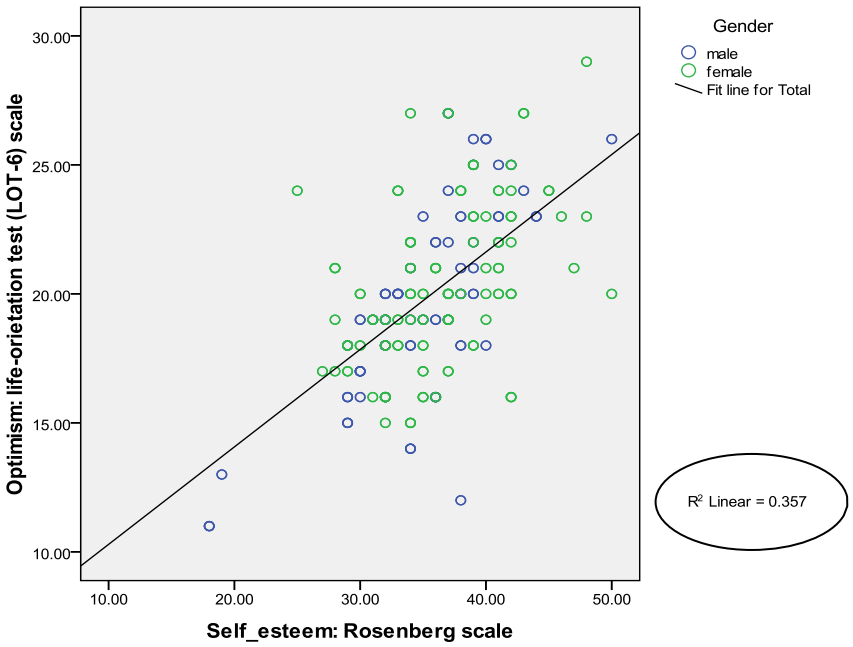
Всяка точка на графиката представлява наблюдение, което съответства на стойностите на двете променливи. Правата линия показва къде би трябвало да се намират точките, за да е налице абсолютно положителна корелация (Фигура 10.1C). Колкото точките са по-

разхвърляни от правата линия, толкова е по-слаба линейната корелация между двете променливи.

Аналогично е разгледана и квадратичната корелация между променливите, за да се съпостави с линейната корелация. Параметърът R^2, чиято стойност е дадена в долния десен ъгъл на графиката, е критерий за линейна и квадратична апроксимация на данните. Колкото е по-голяма неговата стойност толкова данните по-добре се апроксимират съответно линейно или квадратично.

В примера (Фигура 10.9) квадратичната регресионна линия ($R^2_{Quadratic} = 0.126$) по-добре апроксимира данните в сравнение с линейната апроксимация ($R^2_{Linear} = 0.033$). Предпоставката за линейна зависимост между променливите *не* е изпълнена и коефициентът на линейна корелация на Пирсън *не* е най-подходящият за корелационен анализ на данните.

За примера, разгледан в Глава 6, Раздел 6.5 се получава $R^2_{Linear} = 0.357$ (виж Фигура 10.10), което говори за много добра линейна зависимост между променливите.



Фигура 10.10
Графика на двете променливи от Раздел 6.5 с линейна линия

10.2.2 СТАТИСТИЧЕСКИ ХИПОТЕЗИ ЗА КОРЕЛАЦИОНЕН АНАЛИЗ

Научните хипотези за проверка на статистическа значимост с корелационния коефициент на Пирсън са следните:

$H_0 : \rho = 0$ *Няма* линейна зависимост между двете променливи.
$H_1 : \rho \neq 0$ *Има* линейна зависимост между двете променливи.

Нулевата хипотеза H_0 се тества на базата на *t*-разпределението на Стюдънт, което е разгледано подробно в Глава 13.

Ако получената от статистическия пакет IBM SPSS Statistics *p*-стойност е малка ($p \leq 0.05$) тогава се отхвърля нулевата хипотеза H_0 и се прави изводът, че се наблюдава статистически значима връзка между двете променливи, т. е. $\rho \neq 0$. В този случай изследователят е необходимо да направи професионално заключение, за да определи дали наблюдаваната връзка, която не е нулева има "практическа" значимост, т. е. да анализира каква е *големината на ефекта*.

Напълно възможно е да се окаже, че корелационният коефициент е статистически значим ($p \leq 0.05$), т. е. да са налице статистически доказателства, че той не е нулев, но той няма практическа значимост ако това ниво на връзка (тази стойност на корелационния коефициент) не представлява научен интерес за изследователя (виж Глава 9, Раздел 9.10).

СТАТИСТИЧЕСКА ЗНАЧИМОСТ НА КОЕФИЦИЕНТА НА КОРЕЛАЦИЯ

При изчисляване на корелационния коефициент статистическият пакет IBM SPSS Statistics дава освен неговата стойност и *t*-статистиката, която е необходима само при проверка дали корелационният коефициент е ***статистически значим от нулата***, т. е. да се види дали има линейна зависимост без да се конкретизира нейната сила. За разлика от другите статистически тестове обаче тук има известен нюанс при интерпретацията. Статистическото ниво на значимост на този тест се основава на предпоставката за остатъчните стойности в регресията (виж Глава 11), т. е. за девиацията от линейната линия. Методът на Монте Карло[8] (Monte Carlo method) обаче показва, че тази предпоставка не е важна при по-големи извадки, за това на практика много изследователи следват неписаното правило, че ако изследваната извадка е по-голяма поне от 50 (а най-добре – повече от 100) да не се обръща внимание на това дали *оценката* на корелационния коефициент е статистически значима или не, а се анализира неговата стойност като се приема, че той винаги е значим. С други думи казано при големи извадки ($N > 50$) се приема, че оценката на корелационния коефициент е винаги статистически значима. Това решение принадлежи на изследователя, който трябва да прецени за конкретното изследване дали корелационният коефициент е значим или не.

За да се проведе корелационният анализ *винаги* трябва да са изпълнени неговите предпоставки. За големи извадки *може* ако изследователят прецени да не се безпокои за статистическата значимост на коефициента на корелация като се приема, че той винаги е значим и да се анализира като такъв.

При представяне на резултатите от корелационния анализ се посочва стойността на корелационния коефициент, неговата статистическа значимост и размера на извадката.

ГОЛЕМИНА НА ЕФЕКТА

Корелационният коефициент на Пирсън r формира групата на r коефициентите за изчисляване на големината на ефекта (виж Глава 9, Раздел 9.10). Неговата интерпретация, направена от Коен (Cohen, 1988), е дадена в Таблица 9.8.

10.2.3 ПРОЦЕДУРА ЗА ПРОВЕЖДАНЕ НА КОРЕЛАЦИОНЕН АНАЛИЗ: КОМАНДА BIVARIATE (ДВУМЕРНА КОРЕЛАЦИЯ)

С цел да се илюстрира и интерпретира корелационният коефициент на Пирсън за две интервални променливи се използват следните 2 скали:

1. Скала за *самооценка* (Rosenberg, 1965), която се състои от 10 въпроса във формат на Ликерт. Ръководството на скалата е дадено в Кутия 5.1. Тя е интервална променлива (виж Глава 1, раздел 1.6.6). В матрицата на изследването променливата е обозначена като *Self_esteem*.
2. Скала за *степен на оптимизъм и песимизъм* (Scheier, Carver & Bridges, 1994), която се състои от 6 въпроса във формат на Ликерт. Ръководството на скалата е дадено в Кутия 5.2. Тя е интервална променлива (виж Глава 1, раздел 1.6.6). В матрицата на изследването променливата е обозначена като *Optimism*.

Извадката за разгледания пример е $N = 355$.

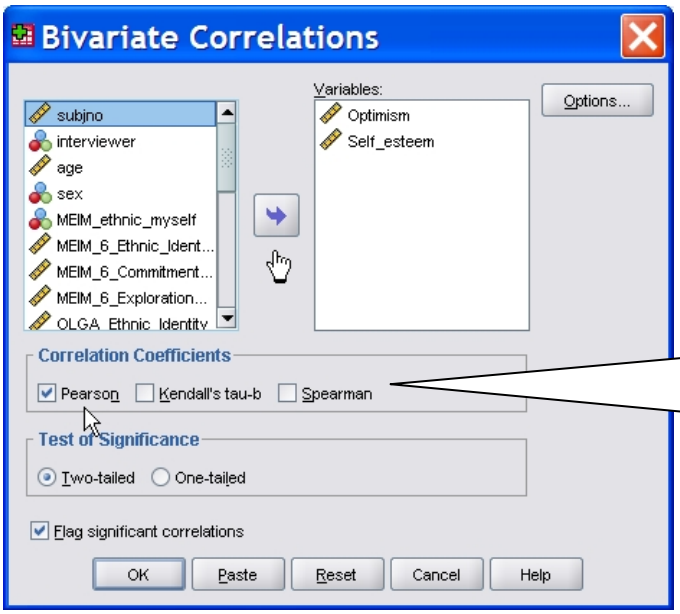
Изследователският въпрос е: "Има ли линейна асоциация между *самооценката* и *степента на оптимизъм и песимизъм*?"

Научната (експерименталната) хипотеза H_1 е: "Има линейна връзка (асоциация) между *самооценката* и *степента на оптимизъм и песимизъм*."

[8] кодово име (псевдоним) на група учени работещи над създаването на атомната бомба (проекта Манхатън) и което е избрано по името на известното казино Monte Carlo в Монако. Методът на Монте Карло е термин, който се използва, когато търсеното решение се намира чрез статистически изпитания.

Процедурата за изчисляване на корелационния коефициент на Пирсън с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- Избира се **Analyze** ⇒ **Correlate** ⇒**Bivariate** (Анализ ⇒ Корелация⇒Двумерна) (Фигура 3.21) и се появява диалоговата кутия от Фигура 10.11.



Фигура 10.11 Диалогова кутия на командата *Bivariate* (Двумерна корелация)

може да се зададе (да се изчисли) *един*, *два* или *три* корелационни коефициенти, но се интерпретира и докладва само *един*

- Със стрелката в средата (виж ръчичката) се преместват променливите за изследване в кутията **Variables** (Променливи). В примера това са двете променливи: *Optimism* и *Self_esteem*.
- В раздел *Correlation Coefficients* (Корелационни коефициенти) кутията **Pearson** (Пирсън) е селектирана (виж курсора).

  Другите два корелационни коефициента: **Kendall's tau-b** (*may-b* на Кендал) и **Spearman** (Спирмън) са непараметрични и ако се селектират се получават и техните стойности. По принцип е възможно да се избере да се изчисли повече от един корелационен коефициент, но винаги се докладва само един.
- В раздела *Test of Significance* (Тест за значимост) се селектира балонът **Two-tailed** (Двустранна хипотеза).
- За да се класифицира стойността на корелационния коефициент е необходимо да се селектира **Flag significant correlations** (Маркирай значимите корелации). Чрез него бързо се идентифицира с една звездичка (*) корелационният коефициент, когато е статистически значим за $p = 0.05$ и с две звездички (**) за $p = 0.01$. Ако тази опция не е избрана статистическият коефициент и неговата статистическа значимост ще бъдат изчислени без да се класифицират с една или две звездички.

Фигура 10.12 Диалогова кутия *Options* (Опции) на командата *Bivariate* (Двумерна корелация)

- Кликва се на бутона **Options** (Опции), който се намира горе в дясно и се получава новата диалогова кутия от Фигура 10.12.
- От раздела *Statistics* (Статистика) се селектира **Means and standard deviations** (Средно-аритметично и стандартно отклонение) (виж курсора).
- От раздела *Missing Values* (Липсващи Стойности) се селектира балонът **Exclude cases pairwise** (Изключване на наблюденията по двойки) (виж ръката). Този въпрос е представен в Глава 9, Раздел 9.9.
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 10.11.
- Кликва се на бутона **OK** на Фигура 10.11 и се получава следният резултат от изпълнението на командата за изчисляване на корелационния коефициент на Пирсън.

10.2.4 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
CORRELATIONS
   /VARIABLES=Optimism Self_esteem
   /PRINT=TWOTAIL NOSIG
   /STATISTICS DESCRIPTIVES
   /MISSING=PAIRWISE.
```

10.2.5 ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

Correlations

брой на наблюденията за всяка от двете променливи

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
Optimism	20.0225	3.37229	355
Self_esteem	35.6997	5.32686	353

корелацията на Пирсън: $r=0.597, p<0.001, N=353$

Correlations

		Optimism	Self_esteem
Optimism	Pearson Correlation	1	.597**
	Sig. (2-tailed)		.000
	N	355	353
Self_esteem	Pearson Correlation	.597**	1
	Sig. (2-tailed)	.000	
	N	353	353

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

10.2.6 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Първата таблица **Descriptive Statistics** (Дескриптивни статистики) дава описателната (дескриптивната) статистика за двете променливи: *Optimism* (първи ред) и *Self_esteem* (втори ред): първата колона **Mean** (Средноаритметично) съдържа информация за средноаритметичните; втората колона е **Std. Deviation** (Стандартното отклонение), в която е дадено стандартното отклонение за всяка от двете променливи (виж Глава 7, Раздели 7.2.3 и 7.3.4); третата колона *N* (Брой) показва броя на извадката за всяка променлива.

Втората таблица **Correlations** (Корелации) съдържа резултатите за корелационния коефициент на Пирсън r под формата на диагонална матрица с размерност 2×2. Стойността на коефициента на корелация между двете изследвани променливи е равна на $r = 0.597$, неговата статистическа значимост е $p < 0.001$ и броят на изследваните лица е $N = 353$. Диагоналните елементи на корелационната матрица представляват корелацията на всяка променлива сама със себе си, която е винаги единица и затова не се анализират и представят.

Под таблицата са дадени две звездички ** и коментар, че ако корелационният коефициент е значим с $p < 0.01$ стойността е отбелязана с две звездички (**). При представяне на резултатите от корелационния анализ (виж Кутия 10.1) се използват следните обозначения за горните звездички: $^{*}p < 0.05$; $^{**}p < 0.01$; $^{***}p < 0.001$.

10.2.7 ПРЕДСТАВЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Освен статистическата значимост и знака на корелационния коефициент на Пирсън е необходимо да се посочи и интерпретира и големината на ефекта, за да се направи изводът дали той е и практически значим. В примера той е равен на $r = 0.60$ и големината на ефекта съгласно Коен (Cohen, 1988) е голяма или по-голям от типичната (виж Таблица 9.8, трета колона: r и ϕ).

Резултатите от корелационния анализ се представят в раздел **Метод** и **Резултати** (виж Глава 2). Тъй като скалите за *оптимизъм* и *самооценка* се състоят от въпроси във формат на Ликерт, отговорите на които са в цели числа от 1 до 5 се посочват техните стойности с точност два знака след десетичната точка (виж Глава 1, Раздел 1.17). За примера те звучат по следния начин:

- В раздел **Метод**:

> С помощта на корелационния коефициент на Пирсън беше измерена оценката на линейната връзка между скалите за *оптимизъм* (Scheier, Carver & Bridges, 1994) и *самооценка* (Rosenberg, 1965).

- В раздел **Резултати**:

> Направеният корелационен анализ с помощта на корелационния коефициент на Пирсън показа, че не са нарушени предпоставките за нормалност, линейност и хомогенност. Линейната корелация между двете променливи е умерено положителна, $r = 0.60$, $p < 0.001$ като броят на изследваните лица е $N = 353$. Големината на ефекта е голяма или по-голяма от типичната (Cohen, 1988).

Понякога се посочват и степените на свобода df (degree of freedom), които за корелационния анализ са равни на броя на наблюденията минус 2 или $df = N - 2$. В примера тъй като наблюденията са $N = 353$ степените на свобода са равни на: $df = N - 2 = 353 - 2 = 351$. В този случай представянето на резултатите от корелационния анализ звучи по следния начин:

> Направеният статистически анализ с помощта на корелационния коефициент на Пирсън показва, че има статистически значима линейна зависимост между *оптимизма* и *самооценката* $r(351) = 0.60$, $p < 0.001$. Големината на ефекта е голяма или по-голяма от типичната (Cohen, 1988). За анализираните данни средноаритметичното значение и стандартното отклонение са съответно за *оптимизма:* 20.02 (3.37) и за *самооценката*: 35.70 (5.33).

В Кутия 10.1 са представени резултатите от 3 корелационни коефициента на Пирсън (Ганева, 2010, стр. 194) за извадка от 173 българи, от които 64 живеят в България, 64 живеят в Европейски съюз (с изключение на България) и 45 живеят в Северна Америка (САЩ и Канада).

Кутия 10.1 Корелационен коефициент на Пирсън (Ганева, 2010)

Резултати
Коефициентът на Пирсън между двете подскали, *за обвързаност с етническата идентичност* и *за желание за изследване на собствената етническа група,* е значим ($p < 0.001$) за цялата извадка $r = 0.42$ и за всяка една от трите групи: българи, живеещи в България: $r = 0.53$, българи, живеещи в Европейски съюз (с изключение на България): $r = 0.28$ и българи, живеещи в Северна Америка (САЩ и Канада): $r = 0.39$.

10.3 КОРЕЛАЦИОННА МАТРИЦА НА ПИРСЪН (PEARSON) ЗА ТРИ ИЛИ ПОВЕЧЕ ИНТЕРВАЛНИ ИЛИ ПРОПОРЦИОНАЛНИ ПРОМЕНЛИВИ

Когато се налага да се изследват повече от две **(а)** интервални или пропорционални променливи, които са **(б)** с почти нормално разпределение IBM SPSS Statistics позволява да се изчисли корелацията за всяка *двойка* от изследваните променливи като резултатът се представя под формата на корелационна матрица. Размерът на корелационната матрица е равен на броя на изследваните променливи, т. е. ако е необходимо да се изследва каква е корелацията между 6 променливи, корелационната матрицата ще е с размерност 6 на 6, т. е. 6×6.

10.3.1 ПРЕДПОСТАВКИ ЗА КОРЕЛАЦИОНЕН АНАЛИЗ

В този случай предпоставките са същите като за корелационния коефициент на Пирсън r, но трябва да важат за всички изследвани променливи.

10.3.2 ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДА BIVARIATE (ДВУМЕРНА КОРЕЛАЦИЯ)

Изчислена и интерпретирана е корелационната матрица на Пирсън за следните пет интервални променливи:

1. Скала за оценка на *етническа идентичност* (Phinney & Ong, 2007), която се състои от 6 въпроса във формат на Ликерт (виж Кутия 5.3) и е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследването тя е обозначена като *MEIM_6_Ethic_Identity*.
2. Скала за *степента на оптимизъм и песимизъм* (Scheier, Carver & Bridges, 1994), която се състои от 6 въпроса във формат на Ликерт (виж Кутия 5.2) и е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследването тя е обозначена като *Optimism*.
3. Скала за *самооценка* (Rosenberg, 1965), която се състои от 10 Ликерт въпроса (виж Кутия 5.1) и е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследването тя е обозначена като *Self_esteem*.
4. Скала за *усещане за контрол* (Pearlin & Schooler, 1978; Pearlin et al., 1981), която се състои от 7 въпроса във формат на Ликерт (виж Кутия 13.2) и е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследването тя е обозначена като *Sense_of_mastery*.
5. Скала за *степента на изпитвана самота* (Russell, 1996), която се състои от 10 въпроса във формат на Ликерт (виж Кутия 12.2) и е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследването тя е обозначена като *Loneliness*.

Извадката за разглеждания пример е $N = 355$.

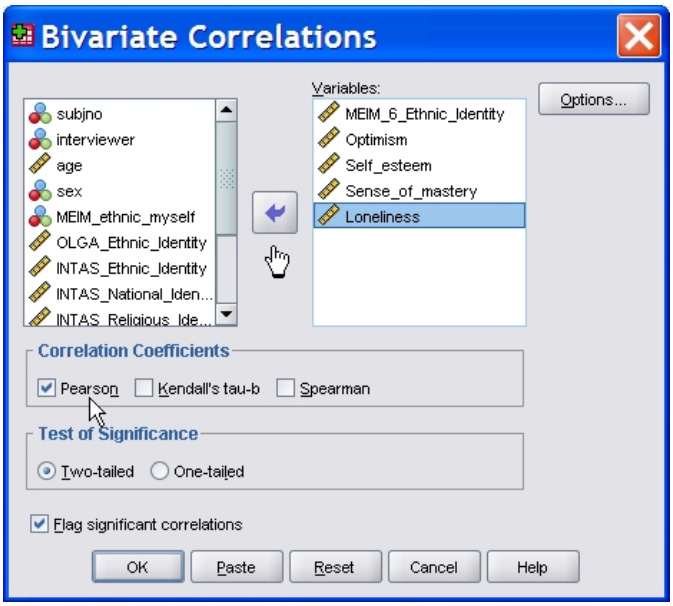
Изследователският въпрос е: "Има ли линейна връзка между *етническата идентичност* и четирите скали за психично благополучие: *степен на оптимизъм и песимизъм*, *самооценка*, *усещане за контрол* и *степен на изпитвана самота*?"

Така формулираният изследователски въпрос изисква проверката на **четири научни (експериментални) хипотези**:

- H_1: има линейна връзка между *етническата идентичност* и *степента на оптимизъм и песимизъм*.
- H_1: има линейна връзка между *етническата идентичност* и *самооценката*.
- H_1: има линейна връзка между *етническата идентичност* и *усещането за контрол*.
- H_1: има линейна връзка между *етническата идентичност* и *степента на изпитвана самота*.

Процедурата за провеждане на корелационния анализ с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- Избира се **Analyze** ⇒ **Correlate** ⇒ **Bivariate** (Анализ ⇒ Корелация ⇒ Двумерна) (Фигура 3.21) и се получава диалоговата кутия от Фигура 10.13.



Фигура 10.13 Диалогова кутия на командата *Bivariate* (Двумерна корелация)

- Със стрелката в средата (виж ръчичката) се преместват изследваните променливи във **Variables** (Променливи). В примера това са следните пет променливи: *MEIM_6_Ethnic_Identity*, *Optimism*, *Self_esteem*, *Sense_of_mastery* и *Loneliness*.
- В раздела *Correlation Coefficients* (Корелационни коефициенти) се селектира кутията **Pearson** (Пирсън) (виж курсора).
- В раздела *Test of Significance* (Тест за значимост) се селектира балонът **Two-tailed** (Двустенна хипотеза).
- Опцията **Flag significant correlations** (Маркирай значимите корелации) също е избрана. Това помага бързо да се установи дали корелационният коефициент е статистически значим.
- Кликва се на бутона **Options** (Опции), който се намира горе в дясно и се появява новата диалогова кутия от Фигура 10.14.

Фигура 10.14 Диалогова кутия *Options* (Опции) на командата *Bivariate* (Двумерна корелация)

- От раздела *Statistics* (Статистика) се селектира **Means and standard deviations** (Средно-аритметично и стандартно отклонение) (виж курсора).
- От раздела *Missing Values* (Липсващи стойности) се селектира балонът **Exclude cases pairwise** (Изключване на наблюденията по двойки) (виж ръчичката). Този въпрос е представен в Глава 9, Раздел 9.9.
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 10.13.
- Кликва се на бутона **OK** на Фигура 10.13 и се получава следният резултат от изпълнението на командата.

10.3.3 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
CORRELATIONS
   /VARIABLES= MEIM_6_Ethnic_Identity Optimism Self_esteem
               Sense_of_mastery Loneliness
   /PRINT=TWOTAIL NOSIG
   /STATISTICS DESCRIPTIVES
   /MISSING=PAIRWISE.
```

10.3.4 ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

Correlations

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
MEIM_6_Ethnic_Identity	3.7634	.75946	355
Optimism	20.0225	3.37229	355
Self_esteem	35.6997	5.32686	353
Sense_of_mastery	22.5183	4.46665	355
Loneliness	23.1521	6.47066	355

брой изследвани лица: N = 355

N = 355

Correlations

		MEIM_6_ Ethnic_ Identity	Optimism	Self_esteem	Sense_of_ mastery	Loneliness
MEIM_6_Ethnic_Identity	Pearson Correlation	1	.168**	.076	.243**	-.079
	Sig. (2-tailed)		.001	.156	.000	.137
	N	355	355	353	355	355
Optimism	Pearson Correlation	.168**	1	.597**	-.244**	-.393**
	Sig. (2-tailed)	.001		.000	.000	.000
	N	355	355	353	355	355
Self_esteem	Pearson Correlation	.076	.597**	1	-.486**	-.566**
	Sig. (2-tailed)	.156	.000		.000	.000
	N	353	353	353	353	353
Sense_of_mastery	Pearson Correlation	.243**	-.244**	-.486**	1	.241**
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.000		.000
	N	355	355	353	355	355
Loneliness	Pearson Correlation	-.079	-.393**	-.566**	.241**	1
	Sig. (2-tailed)	.137	.000	.000	.000	
	N	355	355	353	355	355

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

10.3.5 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Първата таблица **Descriptive Statistics** (Дескриптивни статистики) дава описателната статистика за *петте* променливи: първата колона **Mean** (Средноаритметично) съдържа информация за средноаритметичните; втората колона е **Std. Deviation** (Стандартно

отклонение), в която са дадени стандартните отклонения за всяка от петте променливи (виж Глава 7, Раздели 7.2.3 и 7.3.4); третата колона N (Брой) е броят на извадката за всяка променлива.

Втората таблица **Correlations** (Корелации) е доста по-голяма от тази, разгледана в Раздел 10.2. Тя представлява корелационната матрица за изследваните пет променливи и е с размерност 5×5. В нея се съдържа информация не само за четирите научни хипотези H_1, която е в първата колона (*MEIM_6_Ethnic_Identity*), но и за други корелационни хипотези, които няма да се анализират. Например корелационният коефициент на Пирсън между променливата *MEIM_6_Ethnic_Identity* и останалите 4 променливи се съдържа в първата колона. Например информацията за корелацията между променливата *MEIM_6_Ethnic_Identity* и променливата *Self_esteem* се съдържа в третия ред на първата колона от таблицата и е: $r=0.076$ като статистическата значимост е $p=0.156$ (корелацията *не* е статистически значима, защото е по-голяма от 0.05) при брой на изследваните лица $N=353$. Тъй като извадката е достатъчно голяма ($N>50$) при интерпретацията може да се третира като статистически значим. Съгласно Таблица 9.8 големината на ефекта е между малка и средна, практическата му значимост не е голяма.

Матрицата **Correlations** (Корелации) е *диагонална* със стойности за корелацията $+1.00$ по диагонала, защото корелацията на всяка променлива със себе си винаги е равна на $+1.00$. Корелационната матрица е *симетрична*, което означава, че информацията над и под диагонала е еднаква. Ето защо се анализира и представя само едната половина от матрицата. Прави впечатление, че под таблицата са дадени две ** и коментар, че ако корелационния коефициент е значим с $p<0.01$ тази стойност е отбелязана с двете горни звездички (**). При представяне на резултатите от корелационния анализ (виж Кутия 10.2) обаче се използват следните обозначения за горните звездички: $^{*}p<0.05$; $^{**}p<0.01$; $^{***}p<0.001$.

10.3.6 ПРЕДСТАВЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Корелационната матрица се представя под формата на таблица, в която освен статистическата значимост и знака на корелационния коефициент на Пирсън се посочва и интерпретира големината на ефекта, която е дадена в третата колона (r и ϕ) на Таблица 9.8.

Резултатите от корелационния анализ се представят в раздел **Метод** и **Резултати** (виж Глава 2) на научната статия. Тъй като разгледаните пет скали се състоят от Ликерт въпроси отговорите, на които са в цели числа, в случая стойностите на корелационните коефициенти се посочват с точност два знака след десетичната точка (виж Глава 1, Раздел 1.17). За примера те звучат по следния начин:

- В раздел **Метод**:

> С помощта на корелационния коефициент на Пирсън беше измерена оценката на линейната връзка между скалата за *етническа идентичност* (Phinney & Ong, 2007) и скалите за *степен на оптимизъм и песимизъм* (Scheier, Carver & Bridges, 1994), *самооценка* (Rosenberg, 1965), *усещане за контрол* (Pearlin & Schooler, 1978 и Pearlin et al., 1981) и за *степен на изпитвана самота* (Russell, 1996).

- В раздел **Резултати**:

> Направеният корелационен анализ с помощта на корелационния коефициент на Пирсън показа, че не са нарушени предпоставките за нормалност, линейност и хомогенност.
>
> В Таблица 10.3 са представени корелационните коефициенти и тяхната статистическа значимост, а също и средноаритметичната стойност и дисперсията за всяка от петте скали.
>
> Между *оптимизма* и *самооценката* се наблюдава голяма положителна корелация, която може да се третира като голяма или по-голяма от типичната големина на ефекта ($r(353)=0.60, p<0.001$).

Между *самооценката* и *самотата* се наблюдава голяма отрицателна корелация ($r(353)=-0.57$, $p<0.001$). Това означава, че респондентите, които имат относително висока *самооценка* е много вероятно да имат относително висок *оптимизъм* и да изпитват относително ниска степен на *самота*.

Таблица 10.3 Стойности на линейна корелация, средноаритметична стойност (*M*) и стандартното отклонение (*SD*) за петте скали за психично благополучие ($N=355$)

скала за	*1*	*2*	*3*	*4*	*5*	*M*	*SD*
1. *етническа идентичност*	1	0.17**	0.08	0.24***	-0.08	3.76	0.76
2. *оптимизъм*	–	1	0.60***	-0.24***	-0.39***	20.02	3.37
3. *самооценката*	–	–	1	-0.49***	-0.57***	35.70	5.33
4. *усещане за контрол*	–	–	–	1	0.24***	22.52	4.47
5. *самота*	–	–	–	–	1	23.15	6.47

Забележки: данните са анализирани с коефициента на Пирсън (Pearson partial correlation coefficients); корелацията е със значимост над: * $p<0.05$; ** $p<0.01$; *** $p<0.001$.

В Кутия 10.2 са представени резултатите от корелационната матрица за четирите подскали: *релаксация, изпитвано напрежение, асертивност* и *справяне* на скалата за *оценка на собственото състояние* на жени болни от рак на гърдата (Ганева, 2013д). Обикновено корелацията се докладва заедно с дескриптивната статистика: средноаритметичното, стандартното отклонение, наблюдавания и максималния диапазон за всяка от скалите.

Кутия 10.2 Корелационна матрица за четири подскали (Ганева, 2013д)

Резултати
Дескриптивна статистика и корелационен анализ

Таблица 1 Корелация, средноаритметично, стандартно отклонение и наблюдавания диапазон на подскалите на скалата за *оценка на собственото състояние* (част А): *релаксация, изпитвано напрежение, асертивност* и *справяне*, за цялата извадка ($N=95$)

корелация между	*релаксация*	*напрежение*	*асертивност*	*справяне*
релаксация	1			
напрежение	0.70***	1		
асертивност	0.83***	0.58***	1	
справяне	0.77***	0.39***	0.77***	1
средно	2.02	2.59	2.66	2.17
стандартно отклонение	1.27	0.66	1.07	0.87
наблюдаван диапазон	0.00, 4.00	1.67, 3.67	1.33, 4.00	0.60, 3.40
максимален диапазон	0.00, 4.00	0.00, 4.00	0.00, 4.00	0.00, 4.00

*Забележки: данните са анализирани с корелационния коефициент на Пирсън (Pearson linear correlation coefficient); корелацията е със статистическа значимост: * $p<0.05$; ** $p<0.01$; *** $p<0.001$.*

Средните стойности и за четирите подскали са близки около средната стойност за максималния диапазон на изменение ($M=2.00$) като за *изпитвано напрежение* респондентите имат най-хомогенно мнение – стандартното отклонение е минимално: $SD=0.66$ и наблюдаваният диапазон е най-тесен: [1.67,3.67]. За подскалата *релаксация* тяхното мнение е най-разнородно – стандартното отклонение е най-голямо: [$SD=1.27$] и наблюдаваният диапазон е максимално голям [0.00,4.00] и съвпада с максималния диапазон.

Корелацията на четирите подскали е положителна, което означава, че има позитивна асоциация между четирите понятия или при увеличаването на едно от тях се увеличават и другите три.

10.4 РАНГОВА КОРЕЛАЦИЯ НА СПИРМЪН *РО* (SPEARMAN'S *RHO*)

В много изследвания се използват рангови (ординални) данни, а понякога и в процеса на статистическия анализ се налага да се трансформират първичните интервални или пропорционални данни в рангови. В тези случаи и когато предпоставката за нормално разпределение на коефициента на Пирсън не е изпълнена е подходящо да се използва корелационният коефициент r_s. Той е предложен от английският психолог и статистик Чарлз Спирмън (Charles Spearman, 1863-1945), който е автор и на факторния анализ (Глава 12). Корелационният коефициент r_s се нарича още **коефициент на рангова корелация на Спирмън** (Spearman's rank-order correlation) или **Спирмън *ро*** (Spearman's *rho*). Спирмън *ро* мери силата на увеличението или намалението на връзката между две променливи като не се използват оригиналните данни, а те се ранжират и се анализират именно ранжираните данни. Както корелационният коефициент на Пирсън r, така и Спирмън *ро* приема стойности от -1.00 до $+1.00$ и се интерпретира по сходен начин.

Понякога има ситуации, когато и двата корелационни коефициента могат да се приложат. За предпочитане е да се използва Спирмън *ро* пред корелационния коефициент на Пирсън r в следните два случая:

- *Предимства на ранговите данни.* Когато данните на изследването съдържат анормални наблюдения или наблюдения, които имат необичайни стойности, но не могат да се отнесат към анормалните, тъй като корелационният коефициент на Пирсън r е силно чувствителен към такива наблюдения (виж Фигура 10.3), неговата стойност може да е необосновано изместена вследствие на тези наблюдения. В такива случаи прилагането на Спирмън *ро*, който използва ранговете на наблюденията, а не техните стойности дава ясна представа за силата на връзката, защото минимизира влиянието на екстремалните стойности.
- *Извадката е прекалено малка.* Измерването на връзката между две променливи е за предпочитане при малка извадка и когато нормалното разпределение на една от променливите е под въпрос.

10.4.1 ПРЕДПОСТАВКИ ЗА КОРЕЛАЦИОНЕН АНАЛИЗ

Предпоставките за изчисляване на коефициента на рангова корелация на Спирмън са същите като са за всеки непараметричен тест:

1. **Случайна извадка**. Изборът на респондентите трябва да е направен по случаен начин.
2. Данните за променливите трябва да са **независими**. Всеки респондент е попълнил само една анкета и не се е влиял от мнението на другите респонденти.

10.4.2 СТАТИСТИЧЕСКИ ХИПОТЕЗИ ЗА КОРЕЛАЦИОНЕН АНАЛИЗ

Статистическите хипотези, които се проверяват са следните:

H_0 : *Няма* монотонна асоциация (връзка) между двете променливи.
H_1 : *Има* монотонна асоциация (връзка) между двете променливи.

10.4.3 ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДАТА BIVARIATE (ДВУМЕРНА КОРЕЛАЦИЯ)

Коефициентът на рангова корелация на Спирмън *ро* е илюстриран и интерпретиран чрез следните 2 скали:

1. Скала за *религиозна идентичност* (Barrett, 2007) се състои от 4 въпроса във формат на Ликерт. Ръководството за скалата е дадено в Кутия 11.3. Тя е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследването тя се нарича *INTAS_Religious_Identity*.
2. *Разстоянието*, на което се намира респондентът от България е оценено чрез номиналната променлива *Държава*, в която живее. Променливата *Разстояние* е ординална (виж Глава 1, Раздел 1.6.2) и приема следните три стойности: 1 – в

България, 2 – близо до България (в Европа), 3 – далеч от България (в Северна Америка). В матрицата на изследването променливата *Разстояние* се нарича *Country_of_residence*.

Извадката за разгледания пример е $N = 173$.

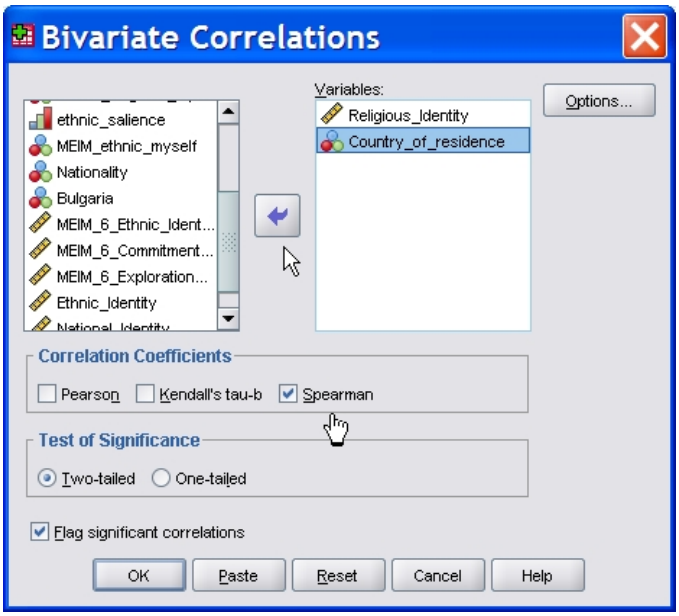
Изследователският въпрос е: "Има ли статистически значима монотонна асоциация (връзка) между религиозната идентичност на българите, измерена по скалата на Барет (Barrett, 2007) и разстоянието, на което те се намират от България?"

Научната (експерименталната) хипотеза H_1 е: "Има монотонна асоциация (връзка) между религиозната идентичност на българите, измерена по скалата на Барет (Barrett, 2007) и разстоянието, на което те живеят от България."

Добра идея е да се види графично каква е връзката между двете изследвани променливи преди да започне процедурата за изчисляване на коефициента на рангова корелация Спирмън *ро*. За целта е необходимо да се построи графика на разсейването, която е разгледана в Глава 6, Раздел 6.5.

Процедурата за изчисляване на коефициента на рангова корелация Спирмън *ро* с помощта на IBM SPSS Statistics е подобна на изчисляването на корелационния коефициент на Пирсън r и е следната:

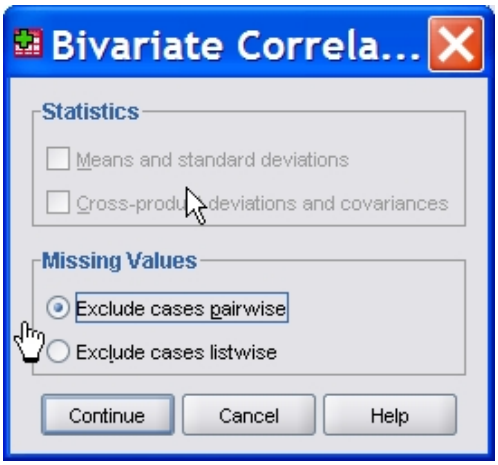
- Избира се **Analyze** ⇒ **Correlate** ⇒ **Bivariate** (Анализ ⇒ Корелация ⇒ Двумерна) (Фигура 3.21) и се получава диалоговата кутия от Фигура 10.15.
- Със стрелката в средата (виж курсора) се преместват променливите за изследване във **Variables** (Променливи). В примера това са: *Religious_Identity* и *Country_of_residence*.
- В раздела *Correlation Coefficients* (Корелационни коефициенти) се селектира само **Spearman** (Спирмън), а другите две опции: **Pearson** (Пирсън) и **Kendall's tau-b** (*тау-б* на Кендал) *не* се селектират (виж ръчичката).
- Селектира се балонът **Two-tailed** (Двустранна хипотеза) в раздел *Test of Significance* (Тест за значимост).
- За да се класифицира стойността на корелационния коефициент се избира **Flag significant correlations** (Маркирай значимите корелации). По този начин бързо се идентифицира с една звездичка (*) корелационният коефициент, когато е статистически значим за $p = 0.05$ и с две звездички (**) за $p = 0.01$. Ако тази опция не е избрана статистическият коефициент и статистическата му значимост се изчисляват без да се класифицират с една или с две звездички.



Фигура 10.15 Диалогова кутия на командата *Bivariate* (Двумерна корелация)

- Кликва се на бутона **Options** (Опции), който се намира горе в дясно и се появява нова диалогова кутия, подобна на тази от Фигура 10.16.

- Селектира се балонът **Exclude cases pairwise** (Изключване на наблюденията по двойки) (виж ръчичката), който се намира в раздел *Missing Values* (Липсващи Стойности). Този въпрос е представен в Глава 9, Раздел 9.9. Прави впечатление, че от раздел *Statistics* (Статистика) (виж курсора) не може да се селектира нищо при изчисляването на коефициента на рангова корелация Спирмън *ро*.



Фигура 10.16 Диалогова кутия *Options* (Опции) на командата *Bivariate* (Двумерна корелация)

- Кликва се на **Continue** (Продължи) за връщане към Фигура 10.15.
- Кликва се на бутона **OK** на Фигура 10.15 и се получава следният резултат.

10.4.4 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
NONPAR CORR
   /VARIABLES=Religious_Identity Country_of_residence
   /PRINT=SPEARMAN TWOTAIL NOSIG
   /MISSING=PAIRWISE.
```

10.4.5 ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

Nonparametric Correlations

Correlations

			Religious_ Identity	Country_of_ residence
Spearman's rho	Religious_Identity	Correlation Coefficient	1.000	-.264**
		Sig. (2-tailed)	.	.000
		N	173	173
	Country_of_residence	Correlation Coefficient	-.264**	1.000
		Sig. (2-tailed)	.000	.
		N	173	173

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Спирмън *ро*, *rho* = – 0.264, *p*<0.001, *N*=173

10.4.6 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Резултатът от изчисляването на коефициента на рангова корелация Спирмън *ро* е даден в таблицата **Correlations** (Корелации), която както и при изчисляването на корелационния коефициент на Пирсън (виж Раздел 10.2) е под формата на матрица с размерност 2×2. Стойността на рангова корелация Спирмън *ро* между двете изследвани променливи е $rho=-0.264$, която е статистически значима $p<0.001$ при брой на изследваните лица $N=173$. Диагоналните елементи на корелационната матрица представляват рангова корелация на всяка променлива сама със себе си, която е винаги единица и затова не се анализират и представят.

Под таблицата са дадени две звездички ** и коментар, че ако корелационният коефициент е значим с $p<0.01$ стойността е отбелязана с двете горни звездички (**).

Когато обаче се представят резултатите от корелационния анализ се използват следните обозначения на горните звездички: $^{*}\ p < 0.05$; $^{**}\ p < 0.01$; $^{***}\ p < 0.001$.

10.4.7 ПРЕДСТАВЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Резултатите от корелационния анализ се представят в раздел **Метод** и **Резултати** (виж Глава 2) на научната статия. Тъй като разгледаните две променливи приемат стойности само цели числа, в този случай стойностите на корелационния коефициент се посочват с точност два знака след десетичната точка (виж Глава 1, Раздел 1.17). За примера те звучат по следния начин:

- В раздел **Метод**:

> С цел да се изследва асоциацията (връзката) между *религиозната идентичност* и *разстоянието*, на което българите живеят от родината си беше използван коефициентът на ранговата корелация Спирмън *ро*.

- В раздел **Резултати**:

> Спирмън *ро* за *религиозната идентичност* и *разстоянието*, на което българите живеят от родината си е: $rho(173) = -0.26, p < 0.001$. Знакът на корелацията е отрицателен, което означава, че на колкото по-голямо разстояние се намират респондентите толкова тяхната религиозна идентичност е по-слабо изразена. Като се прилага ръководството на Коен (Cohen, 1988) големината на ефекта е близка до средната. Стойността на коефициента на детерминация r^2 показва, че приблизително 7% от дисперсията в религиозната идентичност на българите се асоциира (свързва) с дисперсията на разстоянието, на което се намират изследваните лица.

10.5 ОБОБЩЕНИЕ

Корелационният анализ е една от най-широко използваните аналитични процедури в социалните науки. Корелацията се дефинира като степента, с която две променливи се асоциират една с друга. Корелацията в тази глава е ограничена само до най-често срещаните случаи, когато връзката между двете променливите е линейна и се нарича двумерна асоциация. Корелацията се казва, че е *положителна* когато (а) по-големите стойности на едната променлива се асоциират с по-големи стойности и на втората променлива и (б) когато по-малките стойности на първата променлива се асоциират с по-малки стойности и на втората променлива. Когато асоциацията е в обратна посока се казва, че корелацията е *отрицателна*. Когато не се наблюдава асоциация между стойностите на двете променливи се казва, че не съществува корелация между тях. Корелацията дори и за номинални променливи (например: цвят, пол) може да се изчисли като нейните стойности са винаги числови.

Най-честото изкушение при интерпретация на корелационния коефициент идва от това, че се смята, че ако две променливи са асоциирани по между си то от това следва автоматично, че едната променлива е следствие на другата, т. е. че между тях съществува причинно-следствена връзка. Това обаче не е така, но въпреки че корелацията не дава тази причинно-следствена връзка, тя е един прекрасен инструмент за намиране на по-добра от случайната прогноза.

Корелацията се илюстрира с графиката на разсейване, при която честотните разпределения за двете променливи са показани едновременно. Всяка точка от графиката показва стойностите за двете променливи.

Процедурата за изчисляване на корелационния коефициент за интервални и пропорционални данни е предложена от Карл Пирсън (Karl Pearson) и е известна като Пирсън r. Корелационният коефициент на Пирсън r варира по стойност от -1.00 (*линейна отрицателна корелация* или *абсолютно отрицателна линейна корелация*) и $+1.00$ (*линейна положителна корелация* или *абсолютно положителна линейна корелация*) и показва

направлението и силата на връзката между две променливи. Броят на наблюденията за всяка от променливите *не* влияе на абсолютната стойност на r.

Корелационният коефициент се използва още **(а)** при прогноза на стойностите на една променлива при зададени стойности на друга или други променливи (Регресионен анализ, Глава 11) и **(б)** в дедуктивната статистика, когато на основата на корелацията за извадката се правят изводи за корелацията на генералната съвкупност (например при *t*-тест за корелирани извадки, Глава 13). Колкото стойностите на r са по-отдалечени от нулата, толкова е по-голяма точността на прогнозата.

Коефициентът на детерминация r^2 дава специфична информация за точността на прогнозата с дадения корелационен коефициент. Ако се умножи r^2 по 100 се получава приблизителният процент на информация относно дадена променлива, която се съдържа в другата променлива.

Когато данните са ординални или предпоставките за линейност за корелационния коефициент на Пирсън r не са изпълнени се използва друг корелационен коефициент r_s. Той е бил предложен от Чарлз Спирмън (Charles Spearman) и се нарича още коефициент на рангова корелация на Спирмън или Спирмън *ро*. Той измерва силата на увеличението или намалението на връзката между две променливи като за целта се използват не оригинални, а ранжирани данни. Както корелационният коефициент на Пирсън r така и коефициентът на рангова корелация на Спирмън *ро* приема стойности от -1.00 до $+1.00$ и се интерпретира по сходен начин. Тъй като r_s е непараметричен тест, то неговата сила е по-малка от тази на Пирсън r и затова се използва само, когато предпоставките за Пирсън r не са изпълнени.

Преговор: ***Ключови думи и термини*** по азбучен ред, *виж* Тълковния речник

p-стойност	изследователски хипотези	размер на извадка
алтернативна хипотеза H_1	коефициент на детерминация	сила на теста
анормални наблюдения	корелационен анализ	средноаритметично
големина на ефекта	корелационен коефициент на Пирсън	стандартно отклонение
графика на разсейване	корелационна матрица	статистическа значимост
двустранна хипотеза	корелация	степени на свобода
дескриптивна статистика	Ликерт скала	*тау-б* на Кендал
дисперсия	матрица	тест за асоциация
едностранна хипотеза	метод на Монте Карло	*фи* ϕ коефициент за корелация
експериментална хипотеза	нулева хипотеза H_0	
извадка	ординална (рангова) скала	
изследователски въпроси		

10.6 УПРАЖНЕНИЯ

I. Отговорете на следните въпроси с "вярно" или "невярно":

1. Колкото е по-голяма корелацията между X и Y, толкова повече информация за Y се съдържа в X.
2. Ако Пирсън r е 0.80 означава, че процентът на информация за Y, която се съдържа в X е около 64%.
3. Корелационните коефициенти на Пирсън r и на Спирмън r_s имат еднаква точност, защото силата на теста е еднаква.
4. Корелационният коефициент на Пирсън r предполага нелинейна асоциация между двете променливи.

II. Отговорете на следните въпроси:

5. Когато данните са интервални, но не са с нормално разпределение кой корелационен коефициент е подходящ да се използва?
6. Когато данните са ординални (рангови) кой корелационен коефициент е подходящ да се използва?
7. Ако данните позволяват да се използват Пирсън r и Спирмън r_s в кои два случая трябва да се предпочете Спирмън r_s ?

III. За да се изчисли асоциацията между скалите за *етническата идентичност* и *религиозната идентичност* (Barrett, 2007) за: (а) групата на момчетата, (б) групата на момичетата и (в) общо, изследователят е използвал: корелационният коефициент Пирсън r (таблиците в ляво) и Спирмън r_s (таблиците в дясно).

А. За групата на *момчетата* получените резултати са следните:

Correlations

		Religious_ Identity	Ethnic_Identity
Religious_Identity	Pearson Correlation	1	.446*
	Sig. (2-tailed)		.029
	N	24	24
Ethnic_Identity	Pearson Correlation	.446*	1
	Sig. (2-tailed)	.029	
	N	24	24

*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

Correlations

			Ethnic_Identity	Religious_ Identity
Spearman's rho	Ethnic_Identity	Correlation Coefficient	1.000	.471*
		Sig. (2-tailed)	.	.020
		N	24	24
	Religious_Identity	Correlation Coefficient	.471*	1.000
		Sig. (2-tailed)	.020	.
		N	24	24

*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

Б. За групата на *момичетата* получените резултати са следните:

Correlations

		Religious_ Identity	Ethnic_Identity
Religious_Identity	Pearson Correlation	1	.377*
	Sig. (2-tailed)		.040
	N	30	30
Ethnic_Identity	Pearson Correlation	.377*	1
	Sig. (2-tailed)	.040	
	N	30	30

*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

Correlations

			Ethnic_Identity	Religious_ Identity
Spearman's rho	Ethnic_Identity	Correlation Coefficient	1.000	.232
		Sig. (2-tailed)	.	.218
		N	30	30
	Religious_Identity	Correlation Coefficient	.232	1.000
		Sig. (2-tailed)	.218	.
		N	30	30

В. *Общо* за цялата извадка (момчета и момичета) получените резултати са следните:

Correlations

		Religious_ Identity	Ethnic_Identity
Religious_Identity	Pearson Correlation	1	.405**
	Sig. (2-tailed)		.002
	N	54	54
Ethnic_Identity	Pearson Correlation	.405**	1
	Sig. (2-tailed)	.002	
	N	54	54

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Correlations

			Ethnic_Identity	Religious_ Identity
Spearman's rho	Ethnic_Identity	Correlation Coefficient	1.000	.357**
		Sig. (2-tailed)	.	.008
		N	54	54
	Religious_Identity	Correlation Coefficient	.357**	1.000
		Sig. (2-tailed)	.008	.
		N	54	54

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Отговорете на следните въпроси:

8. Какъв е размерът на извадката за: (а) групата на момчетата, (б) групата на момичетата и (в) общо?
9. Статистически значим ли е корелационният коефициент на Пирсън r за: (а) групата на момчетата, (б) групата на момичетата и (в) общо?
10. Каква е стойността на корелационния коефициент на Пирсън r за: (а) групата на момчетата, (б) групата на момичетата и (в) общо?
11. Каква е силата на корелационния коефициент на Пирсън r за цялата извадка (виж Таблица 10.2)?
12. Каква е големината на ефекта за корелационния коефициент на Пирсън r за цялата извадка (виж Таблица 9.8)?
13. Статистически значим ли е корелационният коефициент на Спирмън r_s за: (а) групата на момчетата, (б) групата на момичетата и (в) общо?
14. Каква е стойността на корелационния коефициент на Спирмън r_s за: (а) групата на момчетата, (б) групата на момичетата и (в) общо?
15. За коя от трите групи (момчета, момичета и общо) интерпретацията на Пирсън r и Спирмън r_s води до различни, противоположни изводи?

11 Линеен регресионен анализ

11.1	Въведение	295
11.2	Предпоставки за линеен регресионен анализ	303
11.3	Единичен линеен регресионен анализ	305
11.4	Множествен линеен регресионен анализ	315
11.5	Обобщение	327
11.6	Упражнения	328

11.1 Въведение

В тази глава е представена концепцията за линейната регресия като се използва **(а)** корелацията и **(б)** правата линия. Регресията и корелацията са близки статистически процедури. Двете понятия се основават на връзката между две променливи като за целта анализират една и съща извадка със свързани наблюдения за двете променливи. Корелационният анализ е насочен към силата и направлението на връзката между двете променливи, а регресионният анализ е съсредоточен върху приложението на връзката за *прогнозиране* на стойностите на едната променлива. В термините на прогнозата ако две променливи са праволинейно или абсолютно корелирани (Фигура 10.1) като се знаят стойностите на едната променлива може точно да се прогнозират стойностите на другата променлива. За съжаление обаче праволинейната или абсолютната корелация се явяват математически абстракции и не се срещат на практика в реалните научни изследвания в социалните науки. Винаги обаче, когато две променливи са корелирани изследователят може да използва стойностите на едната променлива, която се нарича **независима**, за да прогнозира стойностите на другата променлива, която се нарича **зависима**. Ако обаче няма абсолютна корелация между двете променливи не е възможно да се прогнозира точно и в този случай винаги има грешка в прогнозирането.

Концепцията за корелационния анализ, разгледана в Глава 10 се прилага в процеса за прогнозиране в регресионния анализ. Например концепцията за линейна корелация е илюстрирана с графиките на разсейване на Фигура 10.1. Правата линия на графиките, която показва как изменението на едната променлива X се свързва с измененото на другата променлива Y, се нарича **линейна регресионна линия**, а уравнението, което описва тази линия се нарича **регресионно уравнение**. Ако се използва променливата X

за прогнозиране на стойностите на променливата Y тази линия се нарича *регресия на* Y *от* X. Колкото повече точките от елипсовидния облак са по-близо съсредоточени до правата линия, толкова е по-точна прогнозата на Y от X и следователно грешката от прогнозата е по-малка.

Статистическият апарат за анализ на отделното или съвместното влияние на две и повече променливи върху друга променлива е предложен за първи път от английския учен сър Франсис Галтон (Sir Francis Galton, 1822-1911) и е наречен **регресионен анализ**.

Регресионният анализ представлява набор от статистически процедури за изследване на взаимовръзката между една или няколко независими променливи, които се обозначават с X_i и (най-често) *една* зависима променлива, която се обозначава с Y. Стойностите за всяка от променливите се обозначават със съответните малки букви. Например стойностите за зависимата променлива Y са съответно $y_1, y_2, \ldots y_N$, където N е размерът на извадката.

Целта на линейния регресионен анализ е да посочи *степента* на линейна зависимост между две или повече променливи като изчислява регресионната константа и регресионните коефициенти.

Резултатът от регресионния анализ е уравнение, което представлява най-добрата **прогноза**[9] за зависимата променлива Y като функция от независимите променливи X_i, $i = 1, 2, ..., n$. С други думи с помощта на регресионното уравнение се прогнозира стойността на Y на базата на стойностите на X_i. Прогнозата, образно казано, е процесът на оценка на стойностите на зависимата променлива Y на базата на предварително известни стойности на независимите променливи X_i като се използва концепцията за корелацията. Регресионният анализ се **използва** доста често като метод за анализ на данните, когато е необходимо да се определи до колко са важни независимите променливи. Ако например се изследва образователната система като зависима променлива Y може да се определи относителната важност на: **(а)** размера на класа (първа независима променлива X_1), **(б)** броя на членовете на семейството на ученика (втора независима променлива X_2), **(в)** финансовото положение на ученика (трета независима променлива X_3) и други характеристики (независими променливи $X_4, X_5, \ldots$). Отговорът на този и подобни изследователски въпроси може да се даде *само* с помощта на регресионния анализ.

- **Прогноза** е процес на *оценка* на стойността на една променлива (наречена *зависима*) на базата на знанието на стойността на друга променлива (наречена *независима*).
- **Зависимата променлива в регресионното уравнение** е променливата, чиито стойности се оценяват (прогнозират) на базата на знанията на стойностите на независимите променливи.
- **Независимата променлива в регресионното уравнение** е променливата, чиито стойности са предварително известни и се използват за прогнозиране на неизвестната стойност на зависимата променлива.

ВРЪЗКА МЕЖДУ КОРЕЛАЦИЯ, ПРИЧИННО-СЛЕДСТВЕНА ВРЪЗКА И ТОЧНОСТ НА ПРОГНОЗАТА

Фактът, че се използват знанията за връзката между двете променливи X и Y за прогнозиране на стойностите на Y чрез зададени от изследователя стойности на X не означава, че промените в стойностите на Y са причинени от променливата X или корелацията между две променливи не означава, че между тях има причинно-следствена връзка. Колкото обаче е по-голяма корелацията между променливите X и Y толкова *по-*

[9] английският термин *prediction* на български има следните три основни значения: *предсказание*, *прогноза* и *пророчество*. Някои български автори го превеждат като *предсказание*, но в учебника се използва общоприетият математически превод: *прогноза*. Предсказанието и пророчествата се базират повече на духовни знания (виж Библията), а прогнозата се основава на математически апарат (например прогноза на времето, прогноза на валутния курс). Тъй като регресионното уравнение е математическо уравнение, а не Духовен Закон е по-правилно да се каже, че с негова помощ се **прогнозира**, а не пророкуват или предсказват стойностите на зависимата променлива.

точно може да се прогнозира Y на базата X и обратно: колкото е по-слаба корелацията между тях толкова е по-малка точността на прогнозата. Точната прогноза за зависимата променлива Y *не зависи* от това дали промените в нейните стойности *са причинени* от независимата променлива X, а от това колко е голяма корелацията между тях. Естествено възниква въпросът как тогава изследователят прави изводи за причинно-следствената връзка? Това става на основата на знанията му за природата на изследваните променливи в контекста на конкретно изследване. Статистиката, която се използва в корелационния и регресионния анализ само *показва* наличието на връзка между изследваните променливи и доколко ефективно прогнозата може да бъде направена на базата на тази връзка между тях. Изследователят *трябва* да интерпретира статистическите резултати в контекста на конкретното изследване.

ДВЕ СТЪПКИ ПРИ ИЗЧИСЛЯВАНЕ НА ПРОГНОЗАТА

Процесът на прогноза на зависимата променлива Y на базата на зададените от изследователя стойности за независимата променлива X включва две стъпки:

1. Първата стъпка е да се изчисли регресионната линия, която представлява математическо уравнение. Тъй като в учебника се разглежда само линейна регресия, за това и уравнението е линейно, т. е. регресионното уравнение е уравнение за права линия, което за една независима променлива е: $Y = a + bX$ (виж правата линия на Фигура 10.1). Задачата на първата стъпка е да се намерят стойностите на коефициентите a и b, за които грешката в прогнозата, изчислена в Стъпка 2 е най-малка. Това е оптимизационна задача или задача за намиране на най-доброто от няколко възможни решения по зададен критерий – намиране на най-добрата линия, която минимизира грешката от прогнозата.
2. Втората стъпка в процеса на прогнозата е след като се изчисли регресионното уравнение, т. е. след като се изчислят коефициентите a и b (Стъпка 1) да се изчисли прогнозната стойност за зависимата променлива Y при зададена от изследователя стойност за независимата променлива X. На практика това означава при известни стойности на коефициентите a, b (Стъпка 1) и зададена от изследователя стойност за x_i да се изчисли прогнозната стойност за y_i като се използва регресионното уравнение $y_i = a + bx_i$, което е еднозначна задача.

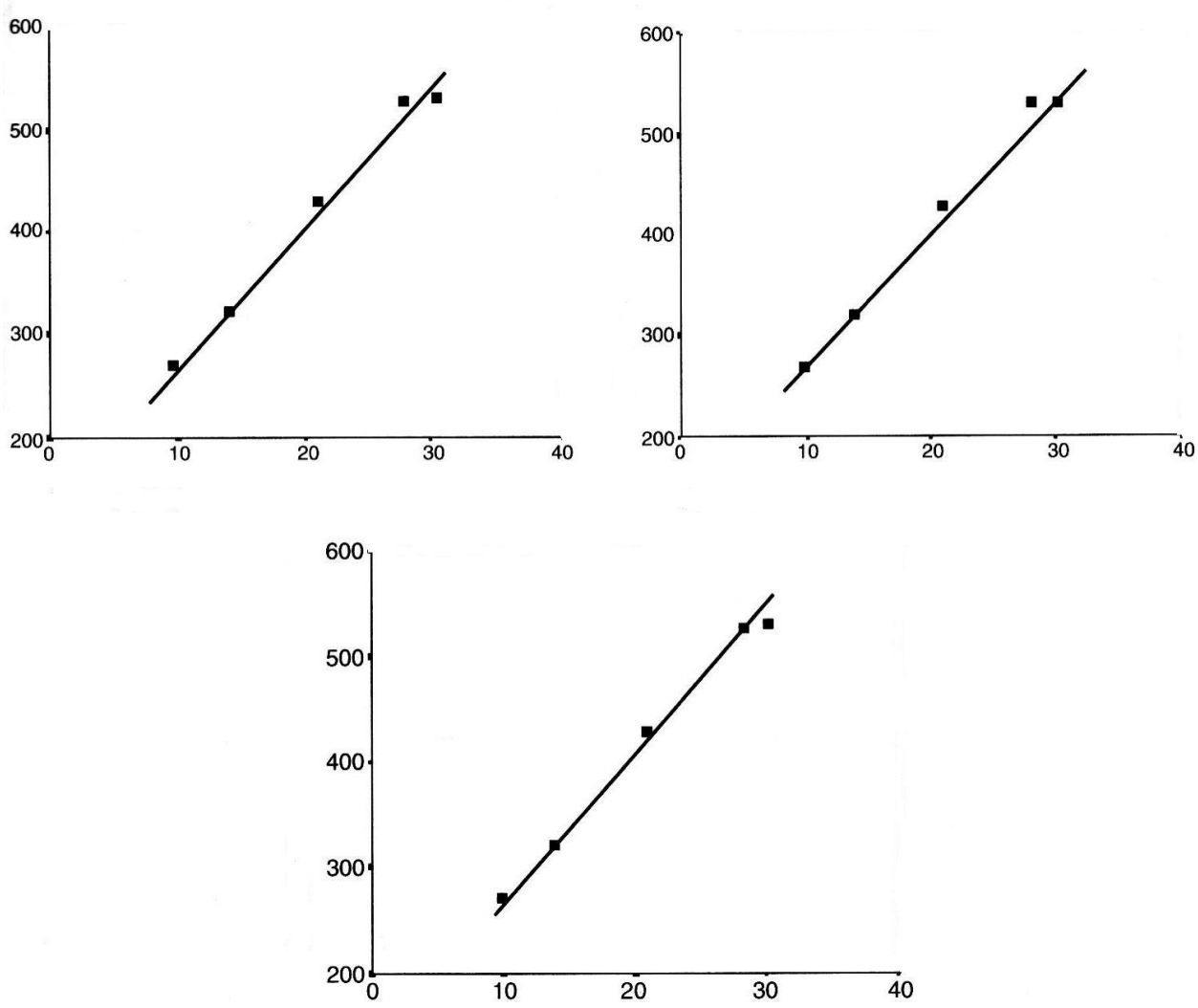
СТЪПКА 1: НАМИРАНЕ НА РЕГРЕСИОННОТО УРАВНЕНИЕ ПО МЕТОДА НА НАЙ-МАЛКИТЕ КВАДРАТИ

Като се знае общата формула за уравнението на правата линия ($Y = a + bX$) задачата е как тя да се построи върху графиката на разсейване така, че да съответства на всичките ѝ точки, за да се използва правата линия за прогнозиране на стойностите на зависимата променлива при зададени стойности на независимата променлива (Стъпка 2).

Ако връзката между променливите X и Y е линейна или ако има абсолютна корелация между тях (Фигура 10.1C и 10.1D) тогава всички точки попадат (лежат) на една права линия и в този случай задачата за намиране на линейното регресионно уравнение, което да съответства на всички точки от зададеното множество е еднозначно дефинирана и лесно решима. В социалните науки обаче е практически изключително рядко явление да има абсолютна корелация между две променливи, т. е. данните да съответстват на такава права линия. Тогава възниква въпросът: "Как да се намери "най-добре" съответстващата линия, за да се прогнозира една променлива от друга, когато двете променливи *не* са праволинейно свързани или когато няма абсолютна корелация между тях?"

Например на Фигура 11.1 е показана една и съща графика на разсейване за променливите X и Y, за които корелационният коефициент на Пирсън е равен на $r = 0.99$. Въпреки че $r = 0.99$ е много голяма положителна линейна корелация, тя фактически не е праволинейна, абсолютна, която се наблюдава само при $r = 1.00$. Това означава, че *не съществува* каквато и да е права линия, която да минава точно едновременно през всичките (пет) точки. Затова пък *съществуват безкраен брой* прави линии, които *почти* минават през всичките 5 точки. На Фигура 11.1 са показани три такива прави линии, които изглеждат подходящи за целите на прогнозата. Коя от тези 3

линии е най-подходяща за прогнозата и как да се намери нейното уравнение, т. е. стойностите на коефициентите a и b? Въпросът за "най-подходящ" е субективен и зависи какво се влага в това понятие. По принцип всяка задача за намирането на най-подходящ, най-хубав, най-добър и т. н. се нарича **оптимизационна** и предполага **(а)** наличие на няколко избора (поне два) и **(б)** задаване на критерий за оптималност, т. е. възможно е еднозначно да се дефинира какво се подразбира под термините "най-подходящ", "най-хубав" и т. н. В този случай намирането на оптимално решение, удовлетворява зададения от изследователя критерии за оптималност.



Фигура 11.1 Три линии всяка, от които *почти* минава през всички точки от графиката на разсейване

При регресионния анализ е необходимо да се намери линията, за която *грешката* от прогнозата е минимална. Прогнозните стойности за зависимата променлива винаги лежат на регресионната линия, а реалните стойности се намират около нея (виж Фигура 11.1). Разликата между прогнозната и реалната стойност за зависимата променлива се нарича **грешка от прогнозата** и задачата на изследователя е да избере линия, за която разликата между прогнозните и реалните стойности за зависимата променлива да са минимални. Логично възниква въпросът как да се намери тази линия. Например може да се избере като "най-подходяща" (оптимална) линия тази, която: **(а)** *минава през най-много точки* от графиката на разсейване. На втората графика на Фигура 11.1 е показана такава линия, която минава през 3 от петте точки или **(б)** линията, която *минава на най-близо разстояние до всички точки* на графиката на разсейване. На първата графика на Фигура 11.1 е показана линия, която минава само през 1 от петте точки. Ако се избере

критерии **(а)** тази линия въпреки, че минава през много от точките може да се окаже, че се намира на много голямо разстояние от точките, през които не минава. Критерии **(б)** осигурява минималната грешка от прогнозата. Линията, която го удовлетворява се нарича *регресионна линия*, а уравнението, което я описва се нарича *уравнение на регресионната линия*.

Какво всъщност означава дефиницията "най-близко разстояние до *всички* точки" при избора на регресионна линия.

Нека е избрана която и да е от показаните три линии на Фигура 11.1, наречена права линия **L** за прогноза на стойностите на променливата Y при зададени на X_i и нека с $\hat{Y}_i$ (чете се "игрек с колибка" или $Y-hat$) да обозначава стойността на Y, която се получава от уравнението на правата линия **L** за прогноза за X_i. С "колибката" (hat) над дадена променлива се означава нейната оценка т. е. $\hat{Y}_i$ е оценка на Y_i. Тогава за всяка стойност на X_i има две стойности за зависимата променлива: едната е истинската Y_i, която е наблюдавана и се намира в матрицата на изследването, а другата $\hat{Y}_i$ е прогнозната, която е изчислена съгласно уравнението за правата линия **L**.

Разликата между двете стойности за зависимата променлива се нарича *грешка на прогнозата*, *грешка на оценката* или **остатъчен член** на регресионното уравнение и се обозначава с e:

$$e = (Y - \hat{Y})$$

Ето защо линията, която минава на "най-близо разстояние до *всички* точки" дава най-малка грешка от прогнозата.

На Фигура 11.2 са показани регресионната линия и в увеличен мащаб два положителни и една отрицателна грешки от прогнозата. Ако се съберат грешките от прогнозата за всичките пет точки, то отрицателните грешки от прогнозата биха компенсирали положителните грешки и резултатът би дал погрешното чувство, че няма грешка при прогнозата. Ето защо, за да се получи ***валидна*** оценка за грешката от прогнозата (положителната грешка да не се компенсира от отрицателната) е необходимо да се има предвид **(а)** абсолютната стойност на грешката от прогнозата или **(б)** квадратът на всяка грешка от прогнозата *преди* да се сумират с цел да се получи общата грешка от прогнозата. Това са същите две алтернативи, които са представени в Глава 7 при дефиниране на мерките на разсейване. Както и тогава, така и сега се избира **(б)** квадратът на грешки от прогнозата e_i, т. е. e_i^2 преди събирането им. Сега вече може да се дефинира "най-подходящата" регресионна линия за зададено множество от данни като тази линия, която **минимизира** сумата на квадратите на грешката от прогнозата (остатъчния член):

$$\sum_{i=1}^{N}(y_i - \hat{y}_i)^2 = \sum_{i=1}^{N}(y_i - a - bx_i)^2 \Rightarrow \min$$

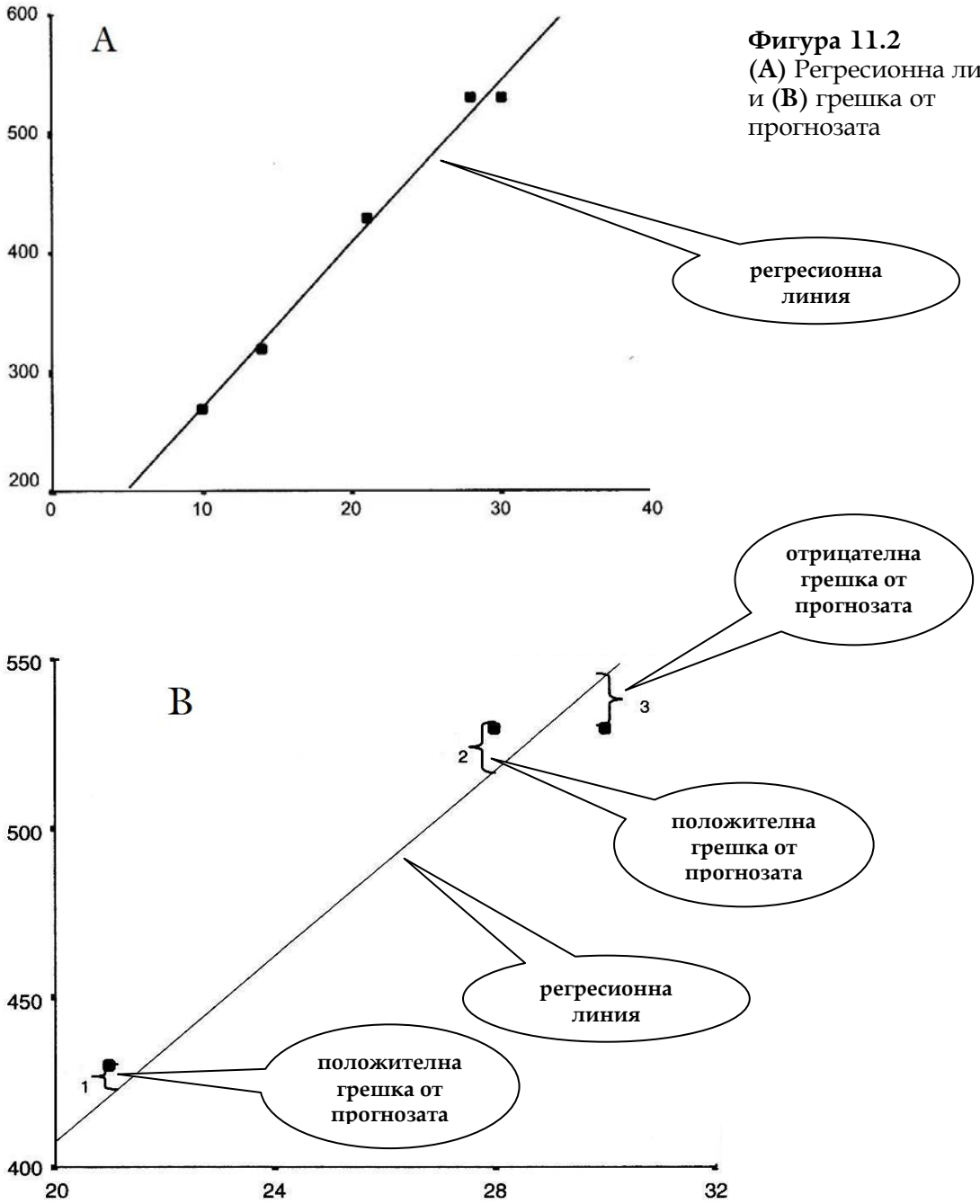
Критерият за дефиниране на регресионната линия са нарича **метод на най-малките квадрати**. Линията, която удовлетворява този критерии се нарича **регресионна линия** по метода на най-малките квадрати. Уравнението на регресионната линия се нарича **линейно регресионно уравнение**.

Линейното регресионно уравнение за прогнозиране на стойностите на Y при зададени стойности на X в най-обща форма може да се запише по следния начин:

$$\hat{Y} = a + bX \qquad \textbf{11.1}$$

където: a е регресионната константа;
b е регресионният коефициент;
X е независимата променлива, чиито стойности се задават от изследователя и
$\hat{Y}_i$ е прогнозната стойност на зависимата променлива, която се изчислява.

Задачата на регресионния анализ е да се изчисли:
(а) регресионният коефициент b и
(б) регресионната константата a
като се прилага методът на най-малките квадрати.



Фигура 11.2
(А) Регресионна линия и **(В)** грешка от прогнозата

- **Линейна регресионна линия** е математическото уравнение за права линия: $\hat{Y} = a + bX$, където a се нарича **регресионна константа**, а b се нарича **регресионен коефициент**.
- **Регресионен коефициент** е число, което показва наклона на регресионната линия и силата на връзката между независимата променлива X и зависимата променлива Y. Това е промяната в стойностите на зависимата променлива, които могат да се асоциират с промяната на стойностите на независимата променлива.
- **Регресионна константа** е число, което показва стойността на зависимата променлива Y, когато стойността на независимата променлива X е равна на 0. Това е отместването на регресионната линия от 0.
- Разликата между прогнозната и наблюдаваната стойност на зависимата променлива в регресионното уравнение се нарича *грешка на прогнозата* или **остатъчен член**.

- **Регресионна** е **линията**, за която грешката от прогнозата или остатъчният член е минимална. Това се постига като се използва методът на най-малките квадрати при дефиниране на регресионната линия, т. е. при изчисляване на регресионната константа a и на регресионния коефициент b.

СТЪПКА 2: ИЗЧИСЛЯВАНЕ НА ПРОГНОЗНАТА СТОЙНОСТ НА ЗАВИСИМАТА ПРОМЕНЛИВА

Втората стъпка в процеса на прогнозата е след като се изчисли регресионното уравнение (Стъпка 1) по метода на най-малките квадрати то да се използва, за да се изчисли прогнозната стойност за зависимата променлива Y за зададени стойности на независимата променлива X. Това е еднозначна задача.

Например нека в извадка от 100 двойки наблюдения за променливите X и $Y:(x_i, y_i)$, $i = 1,2,...,100$ и обсегът на независимата променлива X е от 1 до 7 (това е класически обсег за променлива във формат на Ликерт). Нека по метода на най-малките квадрати са получени следните стойности за регресионния коефициент b и за регресионната константа a: $b = 0.65$ и $a = 5.58$. Тогава в този случай регресионното уравнение (11.1) се записва по следния начин:

$$\hat{Y} = 5.58 + 0.65X$$

След като е намерено регресионното уравнение, прогнозата на зависимата променлива Y за конкретна стойност на независимата променлива X може да се получи веднага. В горното уравнение се поставят стойността на X и се получава прогнозната стойност за Y. Например прогнозната стойност за $x = 3$ е:

$$\hat{y} = 5.58 + 0.65(x) = 5.58 + 0.65(3) = 7.53$$

За да се намерят прогнозните стойности за зависимата променлива в регресионното уравнение се замества стойността на независимата променлива и се решава.

В горния пример е изчислена прогнозната стойност на $\hat{y}$ за стойност на $x = 3$, която влиза в диапазона на стойностите на X за извадката (от 1 до 7). Възможно ли е да се използва регресионното уравнение за прогноза при стойности на X извън този диапазон, например при $x = 8$? Линейното регресионно уравнение е изчислено само за диапазона на X, който е анализиран. Не съществува начин да се знае дали същото линейно уравнение ще е в сила и извън обсега на анализираните стойности на X. Ето защо регресионната линия е валидна само за стойностите на X, които са анализирани, т. е. от 1 до 7. В примера ако са анализирани за построяването на регресионното уравнение следните стойности на X: 1, 3 и 7 може да се направи прогноза за стойността на Y само при следните четири стойности на X: 2, 4, 5 и 6 (това са липсващите стойности за X в анализирания диапазон от 1 до 7). Ако регресионната линия се използва за диапазон извън анализираните стойности, например за стойност 9, това се нарича **екстраполация на регресионната линия**. По принцип това е възможно, но излиза извън поставените цели на учебника. В научната литература на младите изследователи се препоръчва да не се прави преди да са овладели достатъчно свободно регресионната техника.

КЛАСИФИКАЦИЯ НА РЕГРЕСИОННИТЕ МОДЕЛИ

Регресионният анализ се основава на двумерната корелация, когато независимите променливи X_i са корелирани както помежду си, така и със зависимата променлива Y.

В зависимост от изброените критерии съществуват следните видове регресионен анализ:

1. В зависимост от **броя на независимите променливи** регресията е:
   a) *Единична (линейна) регресия* **.** При нея се анализира взаимовръзката между *една* независима променлива X и *една* зависима променлива Y. Уравнението на единичната линейна регресия е 11.1.

б) *Множествена (линейна) регресия*. При нея се анализира взаимовръзката между *няколко* (повече от една) независими променливи и *една* зависима променлива. Множественото линейно регресионно уравнение за k независими променливи се задава по следния начин:

$$\hat{Y} = a + b_1 X_1 + b_2 X_2 + ... + b_k X_k$$

2. В зависимост от **вида на уравнението** на регресията регресионният анализ се разделя на следните две категории:
   а) *Линейна регресия*. В уравнението на регресията за зависимата променлива Y е линейна комбинация от коефициентите на уравнението a, b_1, ..., b_k (това са коефициентите пред независимите променливи X_i). Няма изискване за линейна комбинация към независимите променливи X_i, т. е. може да има X_i^2, а изискването за линейност е само към коефициентите пред независимите променливи: a, b_1, ..., b_k.
   б) *Нелинейна регресия*. Когато регресионното уравнение не е линейно по отношение на неговите коефициенти, например коефициент b_1^2.
3. Според **типа на регресионния модел** регресията в зависимост от това каква е подредбата на независимите променливи се класифицира като:
   а) *Стандартна* или *едновременна регресия*. Всички независими променливи се задават в регресионното уравнение едновременно, защото целта е да се изследва взаимовръзката между набора от тези променливи и зависимата променлива. В този случай всички независими променливи имат еднаква тежест или значение за изследователя.
   б) *Йерархична* или *последователна регресия*. При тази регресия изследователят на базата на теоретични знания за конкретно изследване определя последователността, с която се задават независимите променливи в уравнението на регресията.
   в) *Стъпаловидна регресия*. При тази регресия изследователят задава само списък на независимите променливи и позволява на статистическия пакет (например: IBM SPSS Statistics) на базата на дефиниран от него статистически критерии да определи кои променливи да се използват в регресионното уравнение. За целта статистическата програма непрекъснато ще добавя и премахва различни независими променливи. Последователността на добавянето на определена независима променлива и решението дали тя да остане в крайното регресионно уравнение се определя от това дали съответната стойност на *F*-теста е по-голяма от предварително зададена стойност.

- **Единична линейна регресия** е линейно уравнение (модел), в което една зависима променлива Y се прогнозира на базата на една независима променлива X.
- **Множествена линейна регресия** е разширение на единичната линейна регресия, където една зависима променлива Y се прогнозира на базата на линейната комбинация от две или повече независими променливи X_i, $i \geq 2$.

Двете най-често използвани регресии: *единичната линейна регресия* и *множествената линейна регресия* са разгледани подробно в учебника съответно в Раздел 11.3 и Раздел 11.4.

КОИ НЕЗАВИСИМИ ПРОМЕНЛИВИ ДА СЕ ВКЛЮЧВАТ В РЕГРЕСИОННОТО УРАВНЕНИЕ?

Резултатът от регресионния анализ зависи от променливите, които изследователят включва в него. Изборът на независими променливи се определя от теоретични предпоставки, които следват от съществуващите теории. Ето защо изследователят е необходимо да избере такива независими променливи, които съгласно разглежданите научни теории и предишни научни изследвания се очаква да послужат при прогнозата на зависимата променлива. От чисто прагматична гледна точка е уместно да се изберат

променливи, за които е лесно да се съберат данни и за които са изпълнени предпоставките на регресионния анализ.

11.2 ПРЕДПОСТАВКИ ЗА ЛИНЕЕН РЕГРЕСИОНЕН АНАЛИЗ

За да се проведе линеен регресионен анализ първо е необходимо да са събрани подходящите данни за всяко наблюдение (респондент).

Зависимата променлива Y в регресионния анализ е необходимо да е *интервална* или *пропорционална*, а независимите променливи X_i могат да са както интервални или пропорционални, така и категорийни, дихотомни (1-момчета, 2-момичета) или комбинация от тях.

За да се проведе регресионният анализ е необходимо да са изпълнени следните четири групи предпоставки:

1. **Отношение извадка/независими променливи**. Минималното количество наблюдения, което е необходимо, за да се проведе регресионният анализ зависи както от броя на независимите променливи, които ще бъдат анализирани, така и от типа на регресионния модел. Няма еднозначен отговор за минималното количество наблюдения, но най-често се използват следните неписани правила:
   а) минималното допустимо съотношение е 5 наблюдения за независима променлива: $N = 5k$, където k е броят на независимите променливи.
   б) броят на наблюденията трябва да е поне $N = 40 + k$, където k е броят на независимите променливи (Howell, 2009).
   в) броят на наблюденията трябва да е по-голям от $N = 50 + 8k$ за проверка на мултикорелацията и поне $N = 104 + k$ за тестване на всяка независима променлива, където k е броят на независимите променливи (Tabachnick & Fidell, 2012).
   г) препоръчителна извадка е около 15 наблюдения за независима променлива: $N = 15k$, където k е броят на независимите променливи.
   д) за стандартната и йерархичната регресия е много добре ако са събрани поне 20 пъти повече наблюдения от колкото са неизвестните променливи, т. е. $N = 20k$; за стъпаловидната регресия това отношение е по-голямо - около 40, т. е. $N = 40k$.

   Ако изследователят се колебае кой вариант да избере съществува сигурният вариант да изчисли минималната извадка за конкретния регресионен анализ по всички дадени формули и да избере максималното число. В този случай всички изисквания ще бъдат изпълнени. Ако изследователят няма достъп до толкова голяма извадка добра идея е да се види минималното число за необходимата извадка и под него да не се пада.

2. **Анормални наблюдения**. Регресионният анализ е много чувствителен към анормални наблюдения. Ето защо проверката за тяхното съществуване трябва да е част от предварителния анализ на данните. Едномерните анормални наблюдения може да бъдат открити например чрез графики-кутии (виж Глава 6, Раздел 6.6), а за установяване на многомерните анормални наблюдения е добре да се използват специални статистически методи като например *разстоянието на Махаланобис*[10] (виж Глава 16).

3. **Мултиколинеарност и сингуларност**. Тези две понятия се отнасят до независимите променливи и за съжаление са много често срещан проблем при регресионния анализ. Едно от условията, за да се проведе е независимите променливи да са корелирани. Ако тяхната корелация обаче е много голяма води до невъзможност да се интерпретират правилно регресионните коефициенти.

[10] разстоянието на Махаланобис (Mahalanobis **D**) е правило за определяне на разстоянието между две точки за сферични разпределения, което е по-удачно от класическото евклидово разстояние. То се основава на ковариационната матрица на разпределение.

- *Мултиколинеарността* се среща, когато независимите променливи са с много голяма корелация по между си (обикновено r по-голяма от 0.70).
- *Сингуларността* възниква, когато има абсолютна корелация ($r \approx 1.0$) между променливите. Това може да се случи, когато две независими променливи мерят една и съща характеристика или когато една независима променлива е комбинация от две или повече други независими променливи. Най-често такава ситуация възниква, когато като независими променливи са включени както скалата, така *и* нейните подскали.

Двете понятия са свързани с правилната интерпретация на резултатите за регресионните коефициенти (взаимовръзката между независимите променливи и зависимата променлива) и могат да се открият като се анализира корелационната матрица на независимите променливи. Повечето статистически програми дават стойностите за *мултиколинеарността* и *сингуларността*, което позволява да се избегне този проблем.

4. **Нормалност**, **линейност**, **хомоскедастичност** и **независимост на остатъчните членове**. Нормално разпределение е необходимо както за зависимата променлива, така и за остатъчния член или грешката от прогнозата (разликата между наблюдаваната и оценената стойност на зависимата променлива). Линейността се отнася към остатъчния член. Хомоскедастичността се отнася до дисперсията за остатъчния член, която трябва да съвпада с дисперсията за прогнозните оценки.

Предпоставка 1 се отнася към изследователския дизайн (Глава 2), а останалите предпоставки - 2, 3 и 4 се проверяват в процеса на регресионния анализ.

По принцип линейният регресионен анализ е много устойчив към тези предпоставки, което позволява да се прилага често дори, когато не всички предпоставки са напълно изпълнени. Това обаче не означава, че не е необходимо изследователят да се запознае със същността на събраните данни и да провери колко добре удовлетворяват разгледаните предпоставки.

ПРИМЕР ЗА ПРОВЕРКА НА ПРЕДПОСТАВКИТЕ

Преди да започне провеждането на единичния линеен регресионен анализ е необходимо да се направи проверка на някои от неговите предпоставки с помощта на *корелационния анализ* (Глава 10).

Анализирани са следните две интервални променливи *INTAS_National_Identity* и *INTAS_Ethnic_Identity*, които представляват съответно скалата за *национална идентичност* (виж Кутия 11.1) и скалата за *етническа идентичност* (виж Кутия 11.2).

На Фигура 11.3 е дадена графиката на двете променливи с линейната им апроксимация, направена съгласно Глава 10, Раздел 10.2 (виж Фигура 10.6).

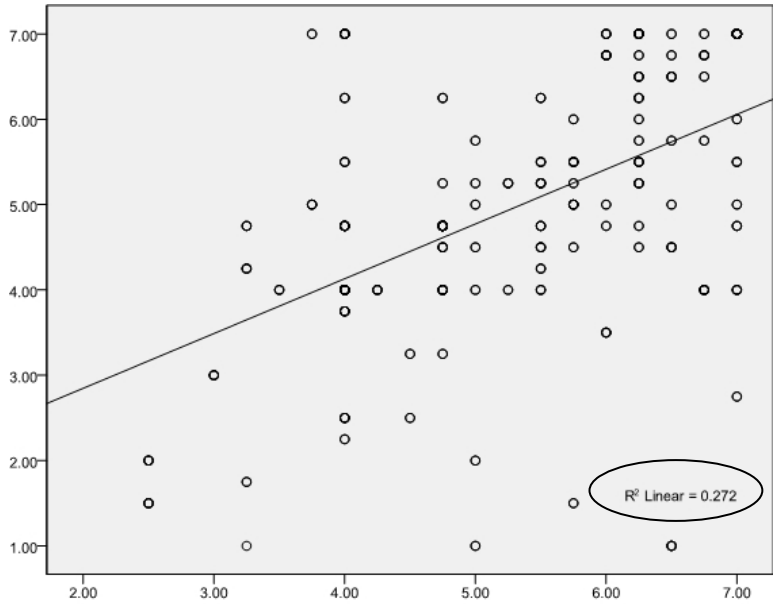
От графиката се вижда, че няма анормални наблюдения (предпоставка 2 не е нарушена) и че може да се приеме, че съществува линейна зависимост между двете променливи ($R^2_{Linear} = 0.272$).

Корелационен анализ съгласно Раздел 10.2 показва, че има статистически значима линейна зависимост между двете променливи: $r = 0.57$, $p < 0.001$, като броят на изследваните лица е $N = 129$ (виж Фигура 11.4).

Големината на ефекта е *голяма* или *по-голяма от типичната* (Cohen, 1988) (виж Таблица 9.8).

Корелацията не е много голяма ($r = 0.57$), така че няма да се наблюдава мулти-колинеарност и сингуларност (предпоставка 3).

Тъй като извадката включва $N = 129$ и има само една независима променлива отношението извадка/независима променлива е: $129/1 = 129$, което отговаря на изискванията от предпоставка 1.



Фигура 11.3 Графика на разсейване на две променливи с линейна апроксимация

Correlations

		INTAS_National_Identity	INTAS_Ethnic_Identity
INTAS_National_Identity	Pearson Correlation	1	.570**
	Sig. (2-tailed)		.000
	N	129	129
INTAS_Ethnic_Identity	Pearson Correlation	.570**	1
	Sig. (2-tailed)	.000	
	N	129	129

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Фигура 11.4 Корелация на Пирсън r между две променливи

След като са проверени предпоставките за линейния регресионен анализ може да се премине към неговото изчисляване.

11.3 ЕДИНИЧЕН ЛИНЕЕН РЕГРЕСИОНЕН АНАЛИЗ

Единичната линейна регресия е статистическа процедура за анализ на зависимостта между *една* независима променлива X и *една* зависима променлива Y. Единичният линеен регресионен анализ позволява да се изчисли регресионното уравнение, което се използва за прогноза на стойностите на зависимата променлива Y при зададени стойности на независимата променлива X. За целта е необходимо да се проведе изследване с двойки от наблюдения, в които независимата променлива X може да приема такива стойности, които са представлявали научен интерес, а зависимата променлива Y е приемала тези стойности, които са измерени. Наборът от наблюдения за двете променливи понякога се смята като *обучаваща извадка*, защото се прилага, за да се създаде уравнението (да се изчислят параметрите на уравнението), което след това се използва за прогнозиране на стойността на зависимата променлива Y за зададена стойност на независимата променлива X.

Регресионната линия, която се изчислява на основата на събраните данни се явява извадков вариант на теоретичната регресионна линия, която описва зависимостта между независимата променлива X и зависимата променлива Y.

Теоретичната линейна регресионна линия има следната форма: $Y = \alpha + \beta X + \varepsilon$, където: α е регресионната *константата* или *свободният член* и се дефинира като стойността на Y, когато X е равен на 0; β е *регресионният коефициент* или *наклона* на линията, който се дефинира като големината на изменението на Y, съответстващ на изменението с 1 на X. Ако $\beta = 0$ това означава, че няма линейна зависимост между X и

Y; ε е вектор на *случайната грешка*, който е с нормално разпределение с нулева средноаритметична стойност.

На базата на данните се изчислява *емпирично* регресионното уравнение по метода на най-малките квадрати, което има следната форма:

$$\hat{Y} = a + bX$$

където $\hat{Y}$ (чете се "игрек с колибка") е прогнозната величина на зависимата променлива; a е оценката по метода на най-малките квадрати на регресионната константата α; b е оценката по метода на най-малките квадрати на регресионния коефициент β.

11.3.1 СТАТИСТИЧЕСКИ ХИПОТЕЗИ

За да се провери колко добре може да се построи линеен регресионен модел с конкретна извадка е необходимо да се проведе статистически тест за наклона на регресионната линия, който е коефициентът β. Ако $\beta = 0$ означава, че няма линейна зависимост между X и Y и не може да се проведе регресионен анализ с наличните данни. Статистическите хипотези са:

$H_0 : \beta = 0$ наклона е нулев - *няма* линейна зависимост между променливите
$H_1 : \beta \neq 0$ наклонът *не* е нулев - *има* линейна зависимост между променливите

Статистическият тест за хипотезите, че наклонът на линейното регресионно уравнение е нулев ($\beta = 0$) е математически еквивалентен на статистическия тест в корелационния анализ, че $\rho = 0$.

Нулевата хипотеза H_0 се тества на базата на *t*-разпределението на Стюдънт (Student's *t*-test), което е подробно разгледано в Глава 13. Ако получената от статистическия пакет IBM SPSS Statistics *p*-стойност е малка ($p \leq 0.05$), тогава нулевата хипотеза H_0 се отхвърля и се прави изводът, че се наблюдава статистически значима зависимост между двете изследвани променливи и че наличната информация за X позволява да се прогнозира Y.

ГОЛЕМИНА НА ЕФЕКТА

При интерпретацията на големината на ефекта се използва корелационният коефициент на Пирсън r (виж Глава 9, Раздел 9.10) като интерпретацията, направена от Коен (Cohen, 1988), е дадена в Таблица 9.8.

11.3.2 ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДА *LINEAR (ЛИНЕЙНА РЕГРЕСИЯ)*

С цел да се илюстрира и интерпретира единичният линеен регресионен анализ се използват следните 2 скали:

1. Скалата за *национална идентичност* (Barrett, 2007) се състои от 4 въпроса във формат на Ликерт. Ръководството на скалата е дадено в Кутия 11.1. Тя е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследване променливата, която ѝ съответства се нарича *INTAS_National_Identity*. Това е зависимата променлива Y.
2. Скалата за *етническа идентичност* (Barrett, 2007) се състои от 4 въпроса във формат на Ликерт. Ръководството на скалата е дадено в Кутия 11.2. Тя е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследване променливата, която ѝ съответства се нарича *INTAS_Ethnic_Identity*. Това е независимата променлива X.

Извадката за разгледания пример е $N = 129$.

В Кутия 11.1 е дадено ръководството за скалата за *националната идентичност*, което включва: четирите въпроса, които я формират и инструкция как се изчислява тя.

Кутия 11.1 Ръководство за скала за *национална идентичност* (Barrett, 2007; Ганева, 2010)

Измерване. Степента на "национална идентичност" е измерена със следната скала, която се състои от 4 въпроса. Изследваните лица отговарят чрез 7 – степенна скала във формат на Ликерт от: 1 – никак до 7 – силно с 4 – средно.

"Всеки човек принадлежи към различна социална група и в една или друга степен тя е важна за него. Следващите въпроси са за това в каква степен се чувствате **българин**.

Моля попълнете таблицата като отговаряте на следните въпроси. ***Няма верни и грешни отговори***.

1. В каква степен се чувствате гражданин на България?
2. В каква степен е важно за Вас, че сте гражданин на България?
3. Когато чуете, че чужденец критикува българския народ в каква степен се чувствате лично засегнат?
4. В каква степен се чувствате силно свързан с другите българи/с българския народ?"

Изчисляване: Резултатът от скалата представлява *средноаритметичната стойност* от всички дадени отговори.

В Кутия 11.2 е дадено ръководството за скалата за *етническа идентичност*, което включва: четирите въпроса, които я формират и инструкция как тя се изчислява.

Кутия 11.2 Ръководство за скала за *етническа идентичност* (Barrett, 2007; Ганева, 2010)

Измерване. Степента на "етническа идентичност" е измерена със следната скала, която се състои от 4 въпроса. Изследваните лица отговарят чрез 7 – степенна скала във формат на Ликерт от: 1 – никак до 7 – силно с 4 – средно.

"Като имате предвид етническата група, която сте посочили по-горе, моля отговорете на следните въпроси за **етническата Ви идентификация**.

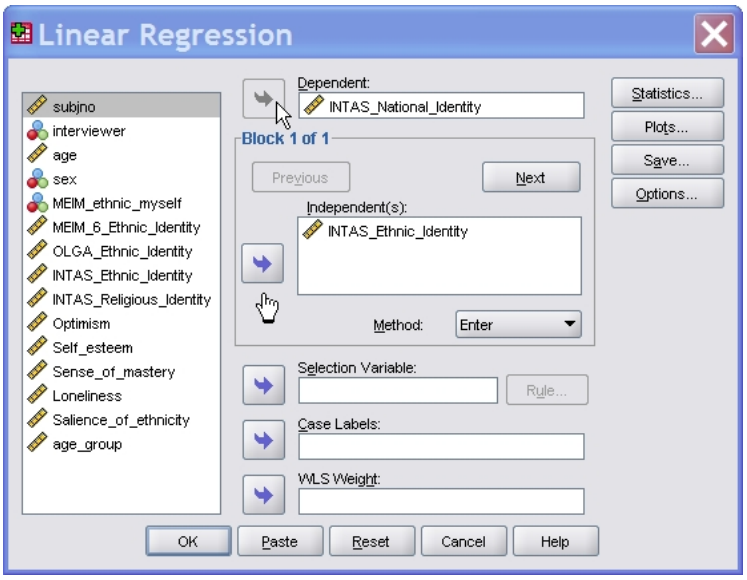
1. В каква степен се чувствате член на Вашата етническа група?
2. В каква степен това, че сте член на Вашата етническа група е важно за Вас?
3. Когато чуете, че чужденец критикува Вашата етническа група в каква степен се чувствате лично засегнат?
4. В каква степен се чувствате силно свързан с хората от Вашата етническа група?"

Изчисляване: Резултатът от скалата представлява *средноаритметичната стойност* от всички дадени отговори.

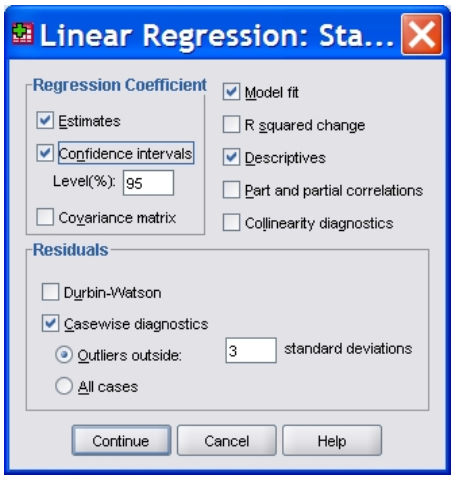
Процедурата за изчисляване на единичен линеен регресионен анализ с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- Избира се **Analyze** ⇒ **Regression** ⇒ **Linear** (Анализ ⇒ Регресия ⇒ Линейна) (Фигура 3.21) и се получава диалоговата кутия от Фигура 11.5.
- С горната стрелка (виж курсора) се премества зависимата променлива в кутията с надпис **Dependent** (Зависима променлива). В примера това е променливата: *INTAS_National_Identity*.
- Със стрелката в средата (виж ръчичката) се премества независимата променлива в кутията с надпис **Independent(s)** (Независима(и) променлива(и)). В примера това е променливата: *INTAS_Ethnic_Identity*.
- В кутията **Method** (Метод) е селектиран **Enter** (Включване). Това означава, че се провежда стандартният регресионен анализ.

  Ако изследователят желае да използва друг метод, то от **Method** (Метод) може да избере типа на регресионния метод. Ако е необходимо да се анализира само част от извадката, тогава се въвежда в кутията **Selection Variable** (Селектирана променлива) името на променливата за идентифициране на подизвадката. Кутията **Case Labels** (Етикет за наблюдение) служи за задаване на определена точка в графиката на разсейване на резултатите от регресионния анализ.



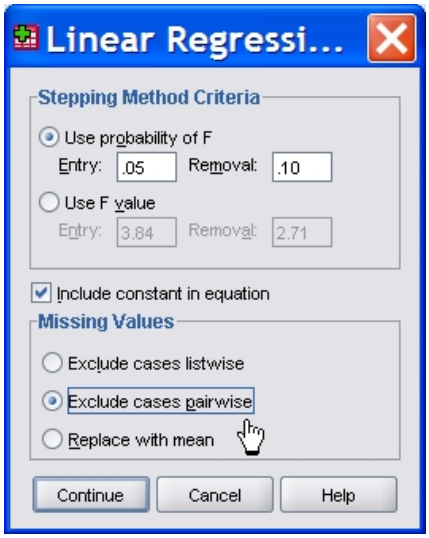
Фигура 11.5 Диалогова кутия на командата *Linear* (Линейна регресия)



Фигура 11.6 Диалогова кутия *Statistics* (Статистика) на командата *Linear* (Линейна регресия)

- Кликва се на бутона **Statistics** (Статистика), който се намира горе в дясно и се получава новата диалогова кутия от Фигура 11.6.
- В раздела *Regression Coefficient* (Регресионни Коефициенти) се селектира: **Estimates** (Оценки), което дава оценка на регресионните коефициенти; **Confidence intervals** (Доверителни интервали), който показват стойностите за доверителния интервал за регресионните коефициенти; в **Level(%)** (Ниво, в %) се задава размерът на доверителния интервал като за примера се написва **95**; **Model fit** (Характеристика на модела), което дава значението за коефициента на корелация R, коефициента на детерминация R^2 и таблицата на дисперсионния анализ (ANOVA); **Descriptives** (Дескриптивни статистики), което дава средноаритметичната стойност и средно-квадратичното отклонение.
- В раздела *Residuals* (Остатъчни членове) се селектира: **Casewise diagnostics** (Диагностика за анормални наблюдения), което позволява да се открият анормалните (екстремалните) наблюдения. В **Outliers outside** се написва числото **3**.

  Ако се селектира бутонът **Durbin-Watson** (Дърбин-Уотсън) се получават резултатите от теста на Durbin-Watson (Дърбин-Уотсън) за серийната корелация на остатъчния член. Това служи за проверка на предпоставката на регресионния анализ, че остатъчният член не трябва да е корелиран. Ако това е така статистиката от Durbin-Watson (Дърбин-Уотсън) е равна на 2, а стойности близки до 0 или 4 показват съответно положителна или отрицателна корелация. В този случай е нарушена предпоставка 4 на регресионния анализ за независимост на остатъчния член.
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи), който е долу в ляво за връщане към диалоговата кутия от Фигура 11.5.
- Кликва се на бутона **Options** (Опции), който се намира в дясно и се получава новата диалогова кутия от Фигура 11.7.
- В раздела *Missing Values* (Липсващи стойности) се селектират **Exclude case pairwise** (Изключване на наблюденията по двойки) (виж ръчичката). Този въпрос е представен в Глава 9, Раздел 9.9.
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи), който е долу в ляво за връщане към диалоговата кутия от Фигура 11.5.



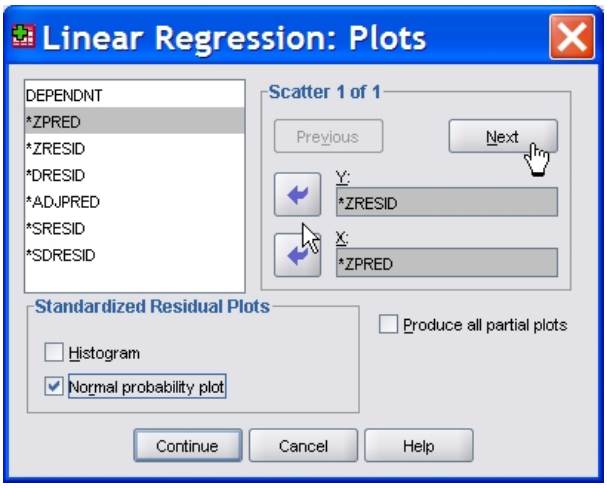
Фигура 11.7 Диалогова кутия *Options* (Опции) на командата *Linear* (Линейна регресия)

- Кликва се на бутона **Plots** (Графики), който се намира в дясно и се получава новата диалогова кутия от Фигура 11.8.

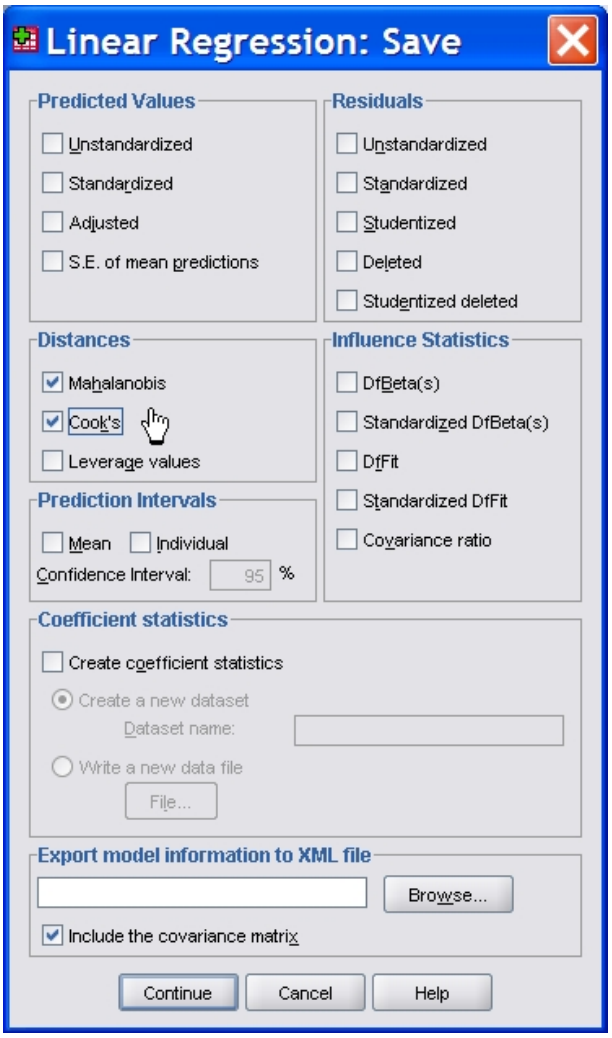
  В нея се задават параметрите на графиката на разсейване, която показва взаимовръзката между двете променливи, зададени от списъка в лявата част на диалоговата кутия. Най-често се избират регресионните нормализирани остатъчни членове (*ZRESID), които представляват разликата между наблюдаваната стойност на зависимата променлива и нейната прогнозирана стойност като функция от регресионните нормализирани прогнозни стойности (*ZPRED). Тази графика е ключова за проверка на предпоставка 4 на регресионния анализ, а именно, че дисперсиите на остатъчните членове са равни.
- Избира се *ZRESID и със съответната стрелка (виж курсора) се премества в кутията с надпис **Y**.
- Избира се *ZPRED и със съответната стрелка (виж курсора) се премества в кутията с надпис **X**.
- От раздела *Standardized Residual Plots* (Стандартизирани графики за остатъчни членове) се селектира кутията **Normal Probability plot** (Графика на нормално разпределение), което показва графиката на нормалното разпределение за остатъчните членове. В случая трябва да е права линия ако променливата е с нормално разпределение. Това е една от предпоставките (4) на регресионния анализ.

  Ако се селектира **Histogram** (Хистограма) ще се получи и хистограмата на нормализираните остатъчни членове с графиката на нормалното разпределение върху тях; а **Produce all partial plots** (Създай всички графики) показва графиките на разсейването на остатъчните членове за всяка независима променлива като функция на зависимата променлива. Ако е необходимо да се създаде повече от една графика трябва да се повтори горната процедура като се избира бутонът **Next** (Следващ) (виж ръчичката). В примера е избрана една графика.
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи), който е долу в ляво за връщане към диалоговата кутия от Фигура 11.5.
- Кликва се на бутона **Save** (Запиши), който се намира в дясно и се получава новата диалогова кутия от Фигура 11.9. Тук се задава информацията, която е необходимо да се запази като тя се добавя в края на матрицата под формата на нови променливи. Това означава, че има корекция на матрицата на изследването. Ето защо добра идея е да се направи резервно копие на матрицата.
- В раздела *Distances* (Разстояния) се селектират следните два вида разстояния: **Mahalanobis** (Махаланобис), което измерва колко стойността на конкретно наблюдение се отличава от средноаритметичната стойност за анализираната извадка; **Cook's** (Кук), което е индекс за това колко остатъчните членове за всички наблюдения биха се изменили ако конкретното наблюдение се изключи от анализа (виж ръчичката).

  Ако се селектира разстоянието **Leverage values** (Стойност на влияние) ще се получи оценка колко всяко конкретно наблюдение влияе върху регресионния модел.



Фигура 11.8 Диалогова кутия *Plots* (Графики) на командата *Linear* (Линейна регресия)



Фигура 11.9 Диалогова кутия *Save* (Запис) на командата *Linear* (Линейна регресия)

- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи), който е долу в ляво за връщане към диалоговата кутия от Фигура 11.5.
- Кликва се на бутона **OK** на Фигура 11.5 и се получава следният резултат от изпълнението на командата.

11.3.3 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
REGRESSION
   /DESCRIPTIVES MEAN STDDEV CORR SIG N
   /MISSING PAIRWISE
   /STATISTICS COEFF OUTS CI(95) R ANOVA COLLIN TOL ZPP
   /CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)
   /NOORIGIN
   /DEPENDENT INTAS_National_Identity
   /METHOD=ENTER INTAS_Ethnic_Identity
   /SCATTERPLOT=(*ZRESID ,*ZPRED)
   /RESIDUALS NORM(ZRESID)
   /CASEWISE PLOT(ZRESID) OUTLIERS(3)
   /SAVE MAHAL COOK.
```

11.3.4 ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

Regression

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
INTAS_National_Identity	5.4225	1.16290	129
INTAS_Ethnic_Identity	5.3605	1.20582	129

Correlations

		INTAS_National_Identity	INTAS_Ethnic_Identity
Pearson Correlation	INTAS_National_Identity	1.000	.570
	INTAS_Ethnic_Identity	.570	1.000
Sig. (1-tailed)	INTAS_National_Identity	.	.000
	INTAS_Ethnic_Identity	.000	.
N	INTAS_National_Identity	129	129
	INTAS_Ethnic_Identity	129	129

корелация на Пирсън: r=0.570

p<0.001

брой изследвани лица

Variables Entered/Removed[b]

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	INTAS_Ethnic_Identity[a]	.	Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: INTAS_National_Identity

показва, че 32.0% от дисперсията на Y може да се прогнозира от X

корелационният коефициент, който се използва и за определяне на *големината на ефекта*

Model Summary[b]

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.570[a]	.325	.320	.95904

a. Predictors: (Constant), INTAS_Ethnic_Identity

b. Dependent Variable: INTAS_National_Identity

показва, че X статистически значимо (p<0.001) прогнозира Y

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	56.291	1	56.291	61.202	.000[a]
	Residual	116.809	127	.920		
	Total	173.100	128			

a. Predictors: (Constant), INTAS_Ethnic_Identity

b. Dependent Variable: INTAS_National_Identity

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	95.0% Confidence Interval for B	
		B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound
1	(Constant)	2.474	.386		6.408	.000	1.710	3.239
	INTAS_Ethnic_Identity	.550	.070	.570	7.823	.000	.411	.689

a. Dependent Variable: INTAS_National_Identity

това са *регресионни коефициенти*

трябва p да е значимо (p≤0.05)

това са *доверителни интервали* за двата коефициента

Residuals Statistics[a]

	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	3.8493	6.3242	5.4225	.66315	129
Std. Predicted Value	-2.372	1.360	.000	1.000	129
Standard Error of Predicted Value	.085	.218	.116	.027	129
Adjusted Predicted Value	3.8411	6.3769	5.4217	.66374	129
Residual	-2.52420	2.73819	.00000	.95529	129
Std. Residual	-2.632	2.855	.000	.996	129
Stud. Residual	-2.645	2.901	.000	1.005	129
Deleted Residual	-2.54957	2.82778	.00079	.97305	129
Stud. Deleted Residual	-2.710	2.991	.000	1.016	129
Mahal. Distance	.008	5.627	.992	1.003	129
Cook's Distance	.000	.138	.009	.019	129
Centered Leverage Value	.000	.044	.008	.008	129

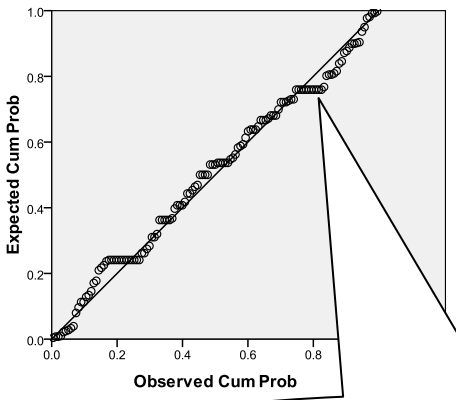
a. Dependent Variable: INTAS_National_Identity

Charts

точките трябва да са безпорядъчно разхвърляни, т. е. да няма линейна зависимост

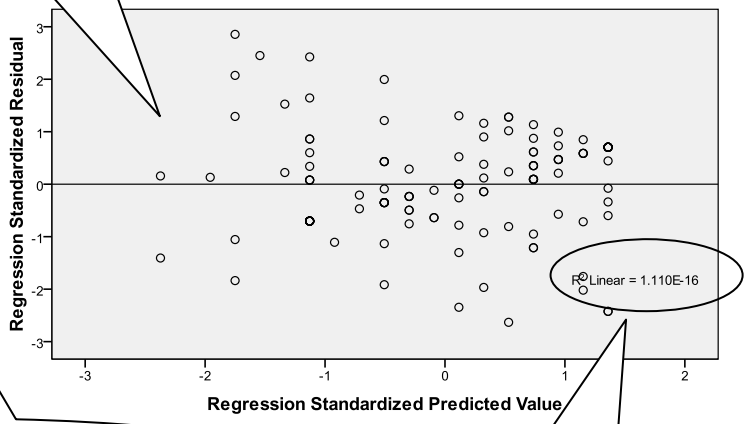
Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual

Dependent Variable: INTAS: National Identity scale



Scatterplot

Dependent Variable: INTAS: National Identity scale



"дебелата" линия трябва да лежи *близо* до тънката до диагонала

трябва да е *много малко* число

11.3.5 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Първата таблица **Descriptive Statistics** (Дескриптивни статистики) дава дескриптивна статистика за двете променливи: *INTAS_National_Identity* (първи ред) и *INTAS_Ethnic_Identity* (втори ред): първата колона **Mean** (Средноаритметично) съдържа информация за средноаритметичните стойности; втората колона е **Std. Deviation** (Стандартно отклонение), където е дадено стандартното отклонение за всяка от двете променливи (виж Глава 7, Раздели 7.2.3 и 7.3.4); третата колона ***N*** (Брой) е броят на извадката за всяка променлива.

Втората таблица **Correlations** (Корелации) дава стойността на корелационния коефициент $r = 0.570$, неговата статистическа значимост $p < 0.001$ и размера на извадката $N = 129$. При сравнение на получените резултати с тези от корелационния анализ, представен на Фигура 11.4 става ясно, че въпреки че двете таблици имат външни различия, те съдържат една и съща информация.

Третата таблица е **Variables Entered/Removed** (Променливи включени/премахнати) показва кой вид регресионен метод е използван. Методът **Enter** (Включване) в термините на IBM SPSS Statistics означава, че се прилага *стандартна* или *едновременна регресия*.

Таблицата **Model Summary** (Обобщена таблица за модела) дава стойностите за: R - корелационният коефициент, защото има само една независима променлива; R^2 - *коефициент на смесена корелация* или *коефициент на детерминация* и се явява статистически показател за съгласуваността на регресионното уравнение с фактическите данни; **Adjusted R square** (Корегиран R на квадрат) или корегиран коефициент на детерминация и за **Standard error of the estimation** (Стандартна грешка на оценката), която представлява стандартното отклонение на стойностите на зависимата променлива. Най-важната информация в тази таблица носи коефициентът на детерминация R^2, защото показва пропорцията, която дисперсията на зависимата променлива може да се обясни от предлагания регресионен модел и която в примера е 32.5% ($R^2 = 0.325$); и корегираният коефициент на детерминация adjusted R^2, който показва корегирана стойност на коефициента на детерминацията. Корегираната стойност се изчислява, защото получената оценка за R^2 винаги е *преоценена*, защото регресионното уравнение е специално изчислено да удовлетвори *обучаващата извадка* и ако то се приложи към *друга* извадка е възможно да не я удовлетворява толкова добре. Стойността на корегирания коефициент на детерминация се анализира винаги, когато е по-малка от стойността на коефициента на детерминация. Примерът (adjusted $R^2 = 0.320$) показва, че 32% от промените в *националната идентичност* на изследваните лица (зависимата променлива) могат да се обяснят от промените в *етническата идентичност* (независимата променлива) на изследваните лица. Очевидно е, че колкото е по-голяма тази стойност (32%) толкова регресионният модел е по-удачен. За много добри стойности за **Adjusted R square** (Корегиран коефициент на детерминация) се смятат стойностите от порядъка 70% - 90%, но те обикновено се достигат при множествената, а не при единичната линейна регресия.

Таблицата **ANOVA** (Дисперсионен анализ) дава обобщените резултати от дисперсионния анализ, на базата на които се прави извод дали регресионният модел може да прогнозира зависимата променлива. Това е таблицата, която се интерпретира **първа**. Отношението на вариацията (отклоненията), дадена в колоната **Mean Square** (Среден квадрат), която се обяснява от регресията (56.291) към остатъчната или необяснената вариация (0.920), се нарича F -отношение. То е равно на $F = 61.202$. В последната колона на тази таблица **Sig.** (Значимост) е дадена статистическата значимост на F-отношението 0.000, което означава, че то е $p < 0.001$, т. е. то е по-малко от $p = 0.05$ и следователно е статистически значимо. F-стойността се използва за проверка на нулевата хипотеза H_0, че няма линейна зависимост между независимата и зависимата променлива. В Глава 14 е разгледан подробно дисперсионният анализ и как да се интерпретират резултатите от него. Сега е достатъчно да се знае, че колкото е по-малко числото в последната колона **Sig.** (Значимост) (в примера то е 0.000), толкова регресионният модел по-добре съответства на данните. Ако това число е по-голямо от 0.05 се правим изводът, че регресионният модел *не* съответства на анализираните данни и е необходимо да се конструира и провери друг регресионен модел.

Следващата таблица **Coefficients** (Коефициенти) показва регресионните коефициенти, които са в раздела **Unstandardized Coefficients** (Нестандартизирани коефициенти) (виж колона **B**), t-стойностите за теста на нулевата хипотеза H_0 (няма линейна зависимост) за всеки коефициент и дали те са статистически значими (виж колона **Sig.** (Значимост)), т. е. дали коефициентът статистически допринася за прогнозата на зависимата променлива в уравнението, а също и доверителният интервал за всеки от коефициентите: виж колона **Lower Bound** (Долна граница) за долната граница, а за горната граница – колона **Upper Bound** (Горна граница). Ако е необходима съпоставка за важността на променливите в регресионното уравнение се гледат техните **Standardized Coefficients** (Стандартизирани коефициенти), с който стойностите на нестандартизирани коефициенти са преобразувани в еднаква скала (т. е., те са стандартизирани) с цел да се съпоставят. За линейната регресия стандартизираните коефициенти са винаги в диапазона от -1.0 до $+1.0$, а при нелинейните регресии тези коефициенти могат да са със стойности извън този диапазон.

С цел да се тества нулевата хипотеза $H_0 : \alpha = 0$ се изчислява p-стойността за регресионната константа или че теоретичният свободен член е равен на 0. Понякога това не е от голямо значение, защото изследователят обикновено се интересува от регресионните коефициенти b, които се асоциират с независимите променливи.

Например регресионната константа a в примера е $a = 2.474$ и е статистически значима ($p < 0.001$). 95% доверителен интервал за регресионната константа a е: $CI_{95} = (1.710, 3.239)$. Тъй като интервалът **не** включва нулата, то **има** статистически значими доказателства да се направи изводът, че константата е различна от 0. Аналогично 95% доверителен интервал за регресионния коефициент b е: $CI_{95} = (0.411, 0.689)$. Тъй като този интервал **не** включва нулата, то **има** статистически значими доказателства да се направи изводът, че регресионният коефициент е различен от 0.

След като са намерени регресионната константа и регресионният коефициент може да се построи регресионното уравнение за прогнозата на *националната идентичност* (зависимата променлива) от *етническата идентичност* (независимата променлива). За разглеждания пример тя придобива следната форма:

$$\hat{Y} = a + bX = 2.47 + 0.55X$$

$$\textit{Национална идентичност} = 2.47 + 0.55 \times \textit{Етническа идентичност}$$

С други думи, за да се прогнозира стойността на *националната идентичност* е необходимо да се умножи зададената от изследователя стойност за *етническата идентичност*, която може да е в диапазон от 1 до 7 по 0.55 и към полученото произведение да се добави 2.47. Прогнозната стойност също ще е в диапазона от 1 до 7.

Нека например *етническата идентичност* да е 2.53, тогава се получава следната прогнозна стойност за *националната идентичност*:

$$2.47 + 0.55 \times 2.53 = 2.47 + 1.39 = 3.86.$$

Последната таблица **Residuals Statistics** (Статистика за остатъчните членове) дава информация за остатъчния член или за грешката от прогнозата e от регресионното уравнение и се използва при проверка на предпоставките на регресионния анализ.

Двете графики също служат за проверка на предпоставките на регресионния анализ. Например в **Scatterplot** (Графика на разсейване) точките трябва да са разхвърляни по случаен начин над и под нулевата линия и да не формират кластери (групи) (виж Глава 24) както е в примера. Това показва, че остатъчният член e е с нормално разпределение. Стойността на **R^2 linear** трябва да е колкото може по-малка. В примера тя е **R^2 linear**=1.11E-16, което е друга форма на запис на числото 1.11×10^{-16} или на числото 0.000000000000000111, което наистина е много малко число.

11.3.6 ПРЕДСТАВЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Резултатите от регресионния анализ се представят в раздел **Метод** и **Резултати** (виж Глава 2). Тъй като скалите за *национална* и за *етническа идентичност* се състоят от въпроси с Ликерт формат отговори, които са в цели числа от 1 до 7 се представят техните стойности с точност два знака след десетичната точка (виж Глава 1, Раздел 1.17). За примера те звучат примерно по следния начин:

- В раздел **Метод**:

С цел да се установи линейната комбинация между скалата за *национална идентичност* и скалата за *етническа идентичност* (Barrett, 2007) беше проведен единичен линеен регресионен анализ.

- В раздел **Резултати**:

Изпълнени са предпоставките за единичен линеен регресионен анализ като скалата за *етническа идентичност* статистически значимо може да прогнозира скалата за *национална идентичност*, $F(1,127) = 61.20$, $p < 0.001$. Регресионната константа $a = 2.47$, $p < 0.001$ и регресионният коефициент $b = 0.55$, $p < 0.001$ са също статистически значими. Намереното уравнение за връзката между скалите е:

$$\textit{национална идентичност} = 2.47 + 0.55 \times (\textit{етническа идентичност})$$

Стойността на корегирания коефициент на детерминация (adjusted R^2) е 0.32, което показва, че 32% от измененията в *националната идентичност* могат да се обяснят от представения регресионен модел, т. е. от *етническата идентичност*. Съгласно Коен (Cohen, 1988) това е голяма или по-голяма от типичната големина на ефекта.

11.4 МНОЖЕСТВЕН ЛИНЕЕН РЕГРЕСИОНЕН АНАЛИЗ

Дотук е разгледан единичният линеен регресионен анализ, който изследва зависимостта между две променливи. Множественият линеен регресионен анализ е разширение на единичния линеен регресионен анализ, който позволява да се анализира както по отделно, така и съвместно влиянието на две или повече независими променливи върху една зависима променлива. При множествената линейна регресия зависимата променлива е интервална или пропорционална, а независимите променливи могат да са както количествени, така и категорийни или дихотомни.

Целта на множествената линейна регресия е да се създаде регресионно уравнение за прогноза на зависимата променлива от *група* независими променливи. Както и в случая на единичната линейна регресия, множественото регресионно уравнение се изчислява на базата на събраната извадка и затова се нарича извадков вариант на теоретичното уравнение, което описва зависимостта между k независими променливи $X_i, i = 1,2,...,k$ и една зависима променлива Y. Теоретичната форма на уравнението е:

$$Y = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + ... + \beta_k X_k + \varepsilon$$

където α е регресионната константа или свободният член и се дефинира като стойността на Y, когато X е равен на нула, а β_i ($i = 1,...,k$) е регресионният коефициент за i-та независима променлива. Както и при единичната линейна регресия ε е вектор на грешка, който е с нормално разпределение с нулева средноаритметична стойност. Ако $\beta_i = 0$ обаче i-та независима променлива не допринася с нищо за прогнозата на зависимата променлива и трябва да се изключи от регресионното уравнение.

Множественото линейно регресионно уравнение, което е резултат от анализираните данни, прогнозира зависимата променлива на базата на k независими променливи и се задава по следния начин:

$$\hat{Y} = a + b_1 X_1 + b_2 X_2 + ... + b_k X_k$$

където, както и при единичната линейна регресия, коефициентите $a, b_1, b_2, ..., b_k$ са оценка на съответните коефициенти в теоретичния модел, получени по метода на най-малките квадрати. Регресионните коефициенти често се наричат "бета" или "бе" тегла. Задачата на регресионния анализ е да се изчислят регресионната константа a и регресионните коефициенти $b_1, b_2, ..., b_k$. За целта както и при единичната линейна регресия се използва методът на най-малките квадрати, при който сумата на квадрата на девиацията между прогнозираната и наблюдаваната стойност е минимална и по този начин е налице възможно най-точната прогноза за зависимата променлива. След като са намерени регресионните коефициенти по метода на най-малките квадрати вече се знае регресионното уравнение и могат да се прогнозират стойностите на зависимата променлива Y за зададени стойности на всички k независими променливи $X_i, i = 1,2,...,k$ (виж примера от предишния Раздел 11.3 за единична линейна регресия).

Многомерният линеен регресионен анализ е една от най-сложните статистически процедури в IBM SPSS Statistics, което затруднява неговата кратка интерпретация.

11.4.1 СТАТИСТИЧЕСКИ ХИПОТЕЗИ

В многомерния регресионен анализ се тестват следните k хипотези:

$H_0 : \beta_i = 0$
$H_1 : \beta_i \neq 0$ за $i = 1,2,...,k$.

За всяко $i = 1,2,...,k$ се тества нулевата хипотеза H_0 на базата на *t*-разпределението на Стюдънт (Student's *t*-test), което е подробно разгледано в Глава 13. Това означава, че е необходимо да се проведат k такива статистически теста (по един за всяка независима променлива). Повечето статистически пакети (включително и IBM SPSS Statistics) дават съответните резултати за *t*-статистиката и *p*-стойностите за всеки от тези тестове. Ако получената от статистическия пакет IBM SPSS Statistics *p*-стойност за даден тест i, $i = 1,2,...,k$ е малка ($p \leq 0.05$) се отхвърля нулевата хипотеза H_0 и се прави изводът, че се наблюдава статистически значима зависимост между двете изследвани променливи и че наличната информация за X_i позволява да се прогнозира Y. Възможен е и вариантът, когато *не* съществува линейна зависимост между зависимата променлива и *всички* независими променливи, т. е. когато всички $\beta_i = 0$. Ето защо IBM SPSS Statistics изчислява също и *F*-теста за дисперсионния анализ (ANOVA) (виж Глава 14), който е резултат за следната статистическа хипотеза:

$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = ... = \beta_k = 0$	*Няма* линейна зависимост между зависимата променлива и набора от независими променливи
$H_1 : \beta_i \neq 0$	*Има* поне един β_i, който не е нулев, т. е. *има* линейна зависимост между зависимата променлива и набора от независими променливи

ГОЛЕМИНА НА ЕФЕКТА

При интерпретацията на големината на ефекта се използва корелационният коефициент на Пирсън r (виж Глава 9, Раздел 9.10) и неговата интерпретация, направена от Коен (Cohen, 1988), дадена в Таблица 9.8.

11.4.2 ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДА *LINEAR (ЛИНЕЙНА РЕГРЕСИЯ)*

Многомерният линеен регресионен анализ е илюстриран и интерпретиран чрез следните 7 променливи:

1. Скалата за *религиозна идентичност* (Barrett, 2007) се състои от 4 въпроса във формат на Ликерт. Ръководството за скалата е дадено в Кутия 11.3. Тя е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследването променливата, която съответства на скалата се нарича *INTAS_Religious_Identity*. Това е зависимата променлива Y.
2. Скалата за *национална идентичност* (Barrett, 2007) се състои от 4 въпроса във формат на Ликерт. Ръководството на скалата е дадено в Кутия 11.1. Тя е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследването променливата, която съответства на скалата се нарича *INTAS_National_Identity*. Това е зависимата променлива X_1.
3. Скалата за *етническа идентичност* (Barrett, 2007) се състои от 4 въпроса във формат на Ликерт. Ръководството на скалата е дадено в Кутия 11.2. Тя е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследването променливата, която съответства на скалата се нарича *INTAS_Ethnic_Identity*. Това е независимата променлива X_2.
4. Скалата за *степен на оптимизъм и песимизъм* (Scheier, Carver & Bridges, 1994) се състои от 10 въпроса във формат на Ликерт. Ръководството на скалата е дадено в Кутия 5.2. Това е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследването променливата, която съответства на скалата се нарича *Optimism*. Това е независимата променлива X_3.

5. Скалата за *самооценка* (Rosenberg, 1965) се състои от 10 въпроса във формат на Ликерт. Ръководството на скалата е дадено в Кутия 5.1. Това е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследването променливата, която съответства на скалата се нарича *Self_esteem*. Това е независимата променлива X_4.
6. Променливата *възрастова група*. Това е дихотомна ординална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.2), която приема две стойности: 1 – непълнолетни и 2 – пълнолетни. В матрицата на изследването променливата се нарича *age_group*. Това е независимата променлива X_5.
7. Променливата *пол*. Това е дихотомна номинална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.1), която приема две стойности: 1 – момчета и 2 – момичета. В матрицата на изследването променливата се нарича *sex*. Това е независимата променлива X_6.

Извадката за разгледания пример е $N = 117$.

В Кутия 11.3 е дадено ръководството за скалата за *религиозна идентичност*, което включва: четирите въпроса, които я формират и инструкция как се изчислява.

Кутия 11.3 Ръководство за скала за *религиозна идентичност* (Barrett, 2007; Ганева, 2010)

Измерване. Степента на "религиозна идентичност" е измерена със следната скала, която се състои от 4 въпроса. Изследваните лица отговарят чрез 7 – степенна скала във формат на Ликерт от: 1 – никак до 7 – силно с 4 – средно.

Като имате предвид религията, която сте посочили по-горе, моля отговорете на следните въпроси за **религиозната Ви идентификация**.

1. В каква степен се чувствате член на Вашата религиозна група?
2. В каква степен това, че сте член на Вашата религиозна група е важно за Вас?
3. Когато чуете, че чужденец критикува Вашата религиозна група в каква степен се чувствате лично засегнат?
4. В каква степен се чувствате силно свързан с хората от Вашата религиозна група?

Изчисляване: Резултатът от скалата представлява *средната стойност* от всички дадени отговори.

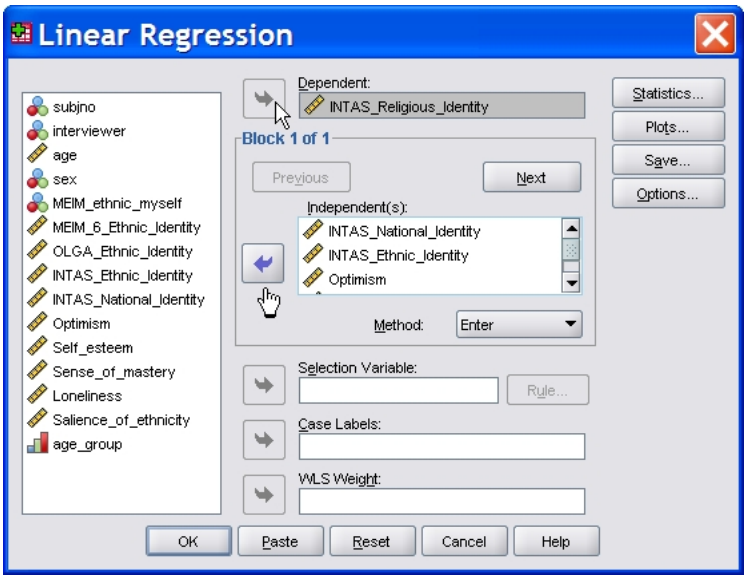
☐ Процедурата за изчисляване на многомерен линеен регресионен анализ с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- Избира се **Analyze** ⇒ **Regression** ⇒ **Linear** (Анализ ⇒ Регресия ⇒ Линейна) (Фигура 3.21) и се получава диалоговата кутия от Фигура 11.10.
- С горната стрелката (виж курсора) променливата *INTAS_Religious_Identity* се премества в кутията **Dependent** (Зависима променлива).
- Със стрелката в средата (виж ръчичката) се преместват независимите променливи в кутията с надпис **Independent(s)** (Независима(и) Променливи). В примера това са следните шест променливи: *INTAS_National_Identity, INTAS_Ethnic_Identity*, *Optimism*, *Slef-esteem*, *age_group* и *sex*.
- В кутията **Method** (Метод) е селектиран **Enter** (Включване), който е методът по подразбиране. Това означава, че ще се проведе стандартен регресионен анализ, при който всички независими променливи са включени в регресионното уравнение независимо от степента на тяхната корелация със зададената от изследователя (ако има такава) променлива-критерии.

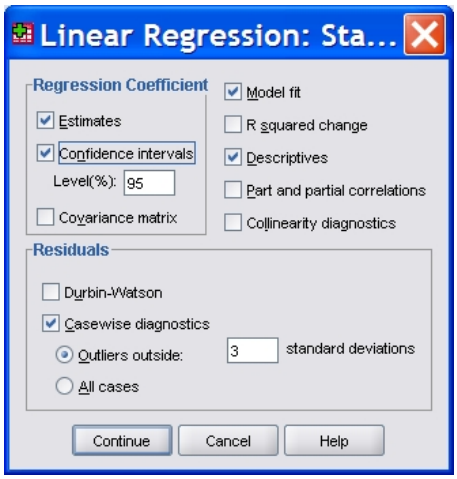
  Ако е необходимо да се използва друг метод от падащото меню на **Method** (Метод) се избира един от алтернативните методи, които са: **Stepwise** (Постъпков). Той добавя и премахва независимите променливи в регресионния модел според зададен от изследователя в диалоговата кутия **Options** (Опции) критерий. Идеята на този метод се състои в изменение на частта на влиянието на независимата променлива в критерия при включване на другите променливи в уравнението. Ако влиянието, на която и да е от новите включени независими променливи в

регресионното уравнение стане слабо тя се изключва от уравнението; **Remove** (Изключване) започва с всички независими променливи в регресионния модел и след това ги премахва в комплект; **Backward** (Обратен) е постъпков метод, при който първо се включват в регресионното уравнение всички независими променливи, а след това по ред се премахват от него тези независими променливи, чиято корелация е по-ниска от зададения от изследователя в диалоговата кутия **Options** (Опции) критерий докато регресионният модел стане такъв, че повече независими променливи не може да бъдат премахвани; и **Forward** (Прав), който добавя отделни независими променливи в регресионния модел съгласно предварително зададен в диалоговата кутия **Options** (Опции) критерии докато регресионният модел стане такъв, че повече независими променливи не може да се добавят в него по зададения критерии. От всички тези методи най-малко подлежащ на дискусия и най-подходящ в повечето случаи е стандартната, едновременната множествена регресионна техника – **Enter** (Включване). Тя е и най-често използваният метод, при който всички независими променливи се въвеждат и анализират едновременно. Именно този метод е разгледан в учебника.

Ако е необходимо да се ограничи анализът до подизвадка тогава може да се въведе в кутията **Selection Variable** (Селектирана променлива) името на променливата за идентифициране на подизвадката, която се задава в Редактора на данните (Data Editor). Чрез кутията **Case Labels** (Етикет за наблюдение) се задава определена точка в графиката на разсейване на резултатите от регресионния анализ, а кутията **WLS Weight** се използва ако една от независимите променливи е необходимо да има по-голямо тегло при използване на метода на най-малките квадрати. Този случай обикновено възниква, когато някои променливи са измерени по-точно от други и затова изследователят иска да им придаде по-голяма тежест при анализа. За целта трябва да се избере променливата, в която са записани коефициентите за тежат. Това е допълнителна променлива, която не е нито зависима нито независима.



Фигура 11.10 Диалогова кутия на командата *Linear* (Линейна регресия)



Фигура 11.11 Диалогова кутия *Statistics* (Статистика) на командата *Linear* (Линейна регресия)

- Кликва се на бутона **Statistics** (Статистика), който се намира горе в дясно и се получава новата диалогова кутия от Фигура 11.11.
- В раздела *Regression Coefficient* (Регресионни коефициенти) се селектира **Estimates** (Оценки), което дава оценка на регресионните коефициенти; **Confidence intervals** (Доверителни интервали) дава стойностите за доверителния интервал за регресионните коефициенти; в **Level(%)** (Ниво, в %) се задава размерът на

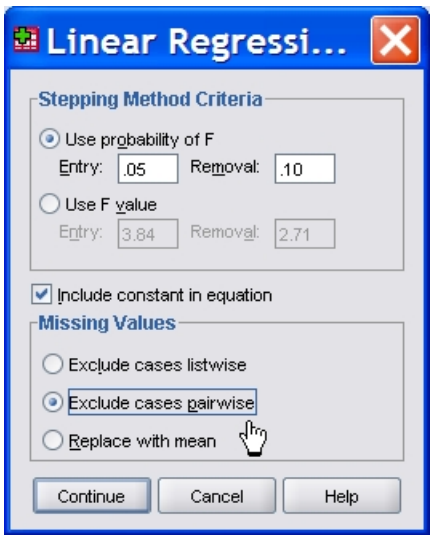
доверителния интервал, който за примера е **95**; **Model fit** (Характеристика на модела), което дава значението за коефициента на множествената корелация R, коефициента на детерминация R^2 и таблицата за дисперсионния анализ (ANOVA); **Descriptives** (Дескриптивни статистики), което дава средноаритметичната стойност, средноквадратичното отклонение и корелационната матрица за набора от независими променливи.

Ако се селектира **Covariance matrix** (Ковариационна матрица) се получава матрица, на която главният диагонал е дисперсията за всеки от регресионните коефициенти, под него са разположени ковариациите между всяка двойка от променливи, а над него – корелациите; **Collinearity diagnostics** (Диагностика за колинеарност) служи за проверка на предпоставката за колинеарност (че няма корелации близки до $+1.00$ или -1.00) или че една независима променлива не е линейна функция от другите независими променливи.

- В раздела *Residuals* (Остатъчни членове) се селектира: **Casewise diagnostics** (Диагностика за анормални наблюдения) за диагностика на анормалните (екстремалните) наблюдения; в **Outliers outside** се написва числото **3**, което означава че се задава като анормална всяка стойност по-голяма от 3 стандартни отклонения.

Ако се селектира бутонът **Durbin-Watson** (Дърбин-Уотсън) се получават резултатите от Durbin-Watson (Дърбин-Уотсън) теста за серийна корелация на остатъчния член. Той служи за проверка на предпоставката на регресионния анализ, че остатъчният член не е корелиран. Ако това е така Durbin-Watson (Дърбин-Уотсън) статистиката е 2. Стойностите близки към 0 или 4 показват съответно позитивна или негативна корелация и в този случай е нарушена тази предпоставка на регресионния анализ.

- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи), който е долу в ляво за връщане към диалоговата кутия от Фигура 11.10.
- Кликва се на бутона **Options** (Опции), който се намира в дясно и се получава новата диалогова кутия от Фигура 11.12.



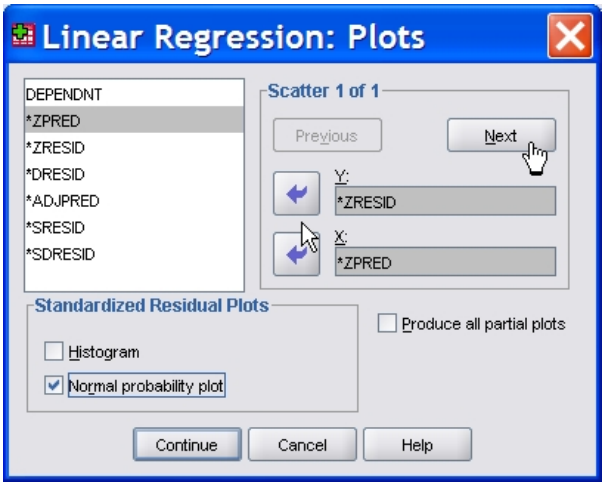
Фигура 11.12 Диалогова кутия *Options* (Опции) на командата *Linear* (Линейна регресия)

- В раздела *Missing Values* (Липсващи стойности) се селектира **Exclude case pairwise** (Изключване на наблюденията по двойки) (виж ръчичката). Този въпрос е представен в Глава 9, Раздел 9.9.

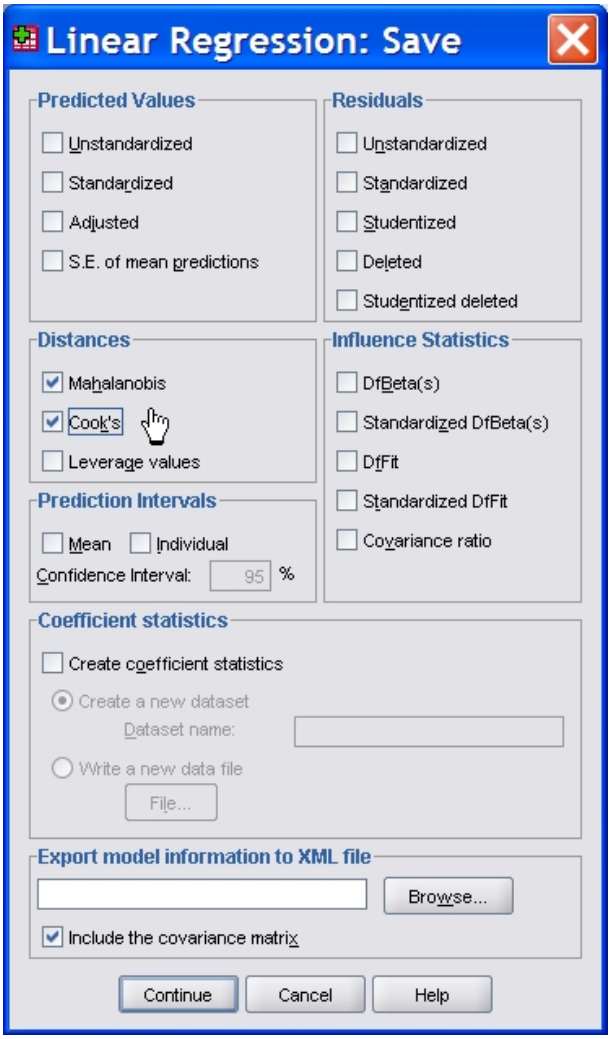
Ако се използва стъпаловидна регресия от раздела *Stepping Method Criteria* (Критерии за постъпковия метод) се задава критерият за влизане и излизане на независимата променлива в регресионното уравнение.

- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи), който е долу в ляво за връщане към диалоговата кутия от Фигура 11.10.
- Кликва се на бутона **Plots** (Графики), който се намира в дясно и се появява нова диалогова кутия от Фигура 11.13. В нея се задават параметрите на графиката на разсейване, който показва взаимовръзката между двете променливи, зададени от списъка в лявата част на диалоговата кутия. Най-често се избират **(a)** регресионният

нормализиран остатък (*ZRESID), който е разликата между наблюдаваната стойност на зависимата променлива и нейната прогнозирана стойност като функция от **(б)** регресионните нормализирани прогнозни стойности (*ZPRED). Тази графика е важна за проверка на ключовата предпоставка на множествения регресионен анализ за хомогенност на дисперсията.



Фигура 11.13 Диалогова кутия *Plots* (Графики) на командата *Linear* (Линейна регресия)



Фигура 11.14 Диалогова кутия *Save* (Запис) на командата *Linear* (Линейна регресия)

- Избира се *ZRESID и със съответната стрелка (виж стрелката) се премества в кутията **Y**.
- Избира се *ZPRED и със съответната стрелка (виж стрелката) се премества в кутията **X**.
- От раздела *Standardized Residual Plots* (Стандартизирани графики за остатъчни членове) се селектира кутията **Normal Probability plot** (Графика за нормално разпределение), която показва графиката на нормалното разпределение за остатъчните членове. Тя трябва да е права линия ако променливата е с нормално разпределение каквато е една от предпоставките на регресионния анализ.

  Ако се селектира **Histogram** (Хистограма) се получава хистограмата на нормализираните остатъчни членове с графиката на нормалното разпределение върху тях; **Produce all partial plots** (Създай всички графики) показва графиките на разсейване на остатъчните членове за всяка независима променлива като функция на зависимата променлива. Ако е необходимо да се генерира повече от една графика

тази процедура се повтаря като се избира бутонът **Next** (Следващ) (виж ръчичката). В примера е показана една графика.

- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи), който е долу в ляво за връщане към диалоговата кутия от Фигура 11.10.
- Кликва се на бутона **Save** (Запиши), който се намира в дясно и се получава новата диалогова кутия от Фигура 11.14. В нея се задава информацията, която е необходимо да се запази като тя се добавя към матрицата на изследването под формата на нови променливи.
- В раздела *Distances* (Разстояния) се селектират следните два вида разстояния: разстоянието **Mahalanobis** (Махаланобис), което измерва колко стойността на конкретно наблюдение за независимата променлива се отличава от средно-аритметичната стойност за анализираната извадка; разстоянието **Cook's** (Кук), което е индекс колко остатъчните членове за всички наблюдения биха се изменили ако конкретното наблюдение се изключи от анализа (виж ръчичката).

  Ако се селектира разстоянието **Leverage values** (Стойност на влияние) се получава оценка за влиянието на конкретно наблюдение върху регресионния модел. Различните *Influence Statistics* (Статистика на въздействието) от съответната кутия се изчисляват и записват като нови променливи към матрицата на изследването, което позволява да се анализират по-късно допълнително, но те на практика се използват рядко.
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи), който е долу в ляво за връщане към диалоговата кутия от Фигура 11.10.
- Кликва се на бутона **OK** на Фигура 11.10 и се получава следният резултат от изпълнението на командата.

11.4.3 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
REGRESSION
   /DESCRIPTIVES MEAN STDDEV CORR SIG N
   /MISSING PAIRWISE
   /STATISTICS COEFF OUTS CI(95) R ANOVA
   /CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)
   /NOORIGIN
   /DEPENDENT INTAS_Religious_Identity
   /METHOD=ENTER  INTAS_National_Identity
                  INTAS_Ethnic_Identity Optimism
                  Self_esteem age_group sex
   /SCATTERPLOT=(*ZRESID ,*ZPRED)
   /RESIDUALS NORM(ZRESID)
   /CASEWISE PLOT(ZRESID) OUTLIERS(3)
   /SAVE MAHAL COOK.
```

11.4.4 ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

Regression

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
INTAS_Religious_Identity	5.2115	1.43337	117
INTAS_National_Identity	5.1859	1.26464	117
INTAS_Ethnic_Identity	4.8718	1.25199	117
Optimism	19.7949	2.61474	117
Self_esteem	34.7692	3.50464	117
age_group	1.67	.473	117
sex	1.56	.498	117

Correlations

		INTAS_ Religious_ Identity	INTAS_ National_ Identity	INTAS_ Ethnic_ Identity	Optimism	Self_esteem	age_group	sex
Pearson Correlation	INTAS_Religious_Identity	1.000	-.085	.630	.155	-.002	-.086	-.259
	INTAS_National_Identity	-.085	1.000	.3		.224	-.068	-.158
	INTAS_Ethnic_Identity	.630	.3			.183	-.269	-.319
	Optimism	.155				.1	.195	.090
	Self_esteem	-.002	.2			.000	.140	.135
	age_group	-.086	-.068			.140	1.000	.146
	sex	-.259	-.158	-.319	.090	.135	.146	1.000
Sig. (1-tailed)	INTAS_Religious_Identity	.	.181	.000	.048	.492	.179	.002
	INTAS_National_Identity	.181	.	.000	.014	.008	.232	.045
	INTAS_Ethnic_Identity	.000	.000	.		.024	.002	.000
	Optimism	.048	.2			.000	.018	.168
	Self_esteem	.492	.008				.066	.074
	age_group	.179	.232			.066	.	.058
	sex	.002	.045	.000	.168	.074	.058	.
N	INTAS_Religious_Identity	117	117	117	117	117	117	117
	INTAS_National_Identity	117	117		117	117	117	117
	INTAS_Ethnic_Identity	117	117			117	117	117
	Optimism	117				117	117	117
	Self_esteem	117	117			117	117	117
	age_group	117	117			117	117	117
	sex	117	117	117	117	117	117	117

корелационният коефициент на Пирсън *r*

трябва да е $p \leq 0.05$

брой на изследваните лица

Variables Entered/Removed

Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	sex, Optimism, age_group, INTAS_ National_ Identity, INTAS_ Ethnic_ Identity, Self_esteem[a]	.	Enter

a. All requested variables entered.

избран е методът *Enter* (*Включване*)

многомерен корелационен коефициент. Използва се при *големината на ефекта*

показва, че 51.1% от дисперсията на Y може да се прогнозира от *X*

Model Summary[b]

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.732[a]	.536	.511	1.00226

a. Predictors: (Constant), sex, Optimism, age_group, INTAS_National_Identity, INTAS_Ethnic_Identity, Self_esteem

b. Dependent Variable: INTAS_Religious_Identity

показва, че X статистически значимо ($p<0.001$) прогнозира Y

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	127.829	6	21.305	21.209	.000[a]
	Residual	110.498	110	1.005		
	Total	238.327	116			

a. Predictors: (Constant), sex, Optimism, age_group, INTAS_National_Identity, INTAS_Ethnic_Identity, Self_esteem

b. Dependent Variable: INTAS_Religious_Identity

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	95.0% Confidence Interval for B	
		B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound
1	(Constant)	3.297	1.041		3.166	.002	1.233	5.361
	INTAS_National_Identity	-.373	.080	-.329	-4.684	.000	-.531	-.215
	INTAS_Ethnic_Identity	.841	.087	.735	9.692	.000	.669	1.013
	Optimism	.108	.044	.197	2.478	.015	.022	.194
	Self_esteem	-.070	.033	-.172	-2.145	.034	-.135	-.005
	age_group	.265	.211	.087	1.252	.213	-.154	.684
	sex	-.243	.203	-.084	-1.198	.233	-.645	.159

a. Dependent Variable: INTAS_Religious_Identity

това са *регресионните коефициенти.*

трябва *p* да е значимо ($p \leq 0.05$)

това са *доверителните интервали* за коефициентите

Residuals Statistics[a]

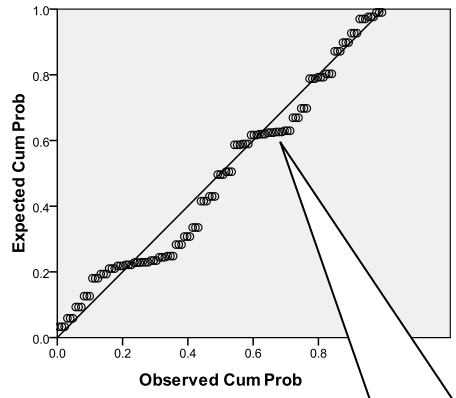
	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	2.8446	7.4268	5.2115	1.04975	117
Std. Predicted Value	-2.255	2.110	.000	1.000	117
Standard Error of Predicted Value	.169	.343	.241	.042	117
Adjusted Predicted Value	3.0185	7.4656	5.2144	1.05130	117
Residual	-1.84457	2.32340	.00000	.97600	117
Std. Residual	-1.840	2.318	.000	.974	117
Stud. Residual	-1.925	2.428	-.001	1.005	117
Deleted Residual	-2.01849	2.54979	-.00282	1.04050	117
Stud. Deleted Residual	-1.950	2.485	.001	1.014	117
Mahal. Distance	2.299	12.555	5.949	2.445	117
Cook's Distance	.000	.082	.010	.016	117
Centered Leverage Value	.020	.108	.051	.021	117

a. Dependent Variable: INTAS_Religious_Identity

Charts

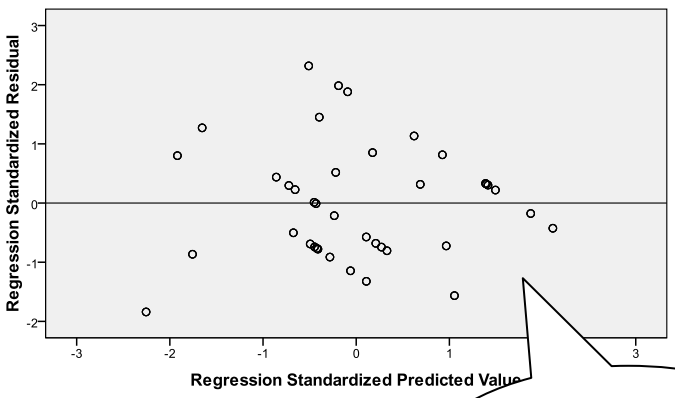
Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual

Dependent Variable: INTAS: Religious Identity scale



Scatterplot

Dependent Variable: INTAS: Religious Identity scale



"дебелата" линия трябва да лежи близо до тънкия диагонал

точките трябва да са безпорядъчно разхвърляни, т. е. да няма линейна зависимост

11.4.5 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Първата таблица **Descriptive Statistics** (Дескриптивни статистики) показва дескриптивната/ описателната статистика за *седемте* променливи: първата колона **Mean** (Средноаритметично) съдържа информация за средноаритметичните; втората колона е **Std. Deviation** (Стандартно отклонение), в която са дадени стандартното отклонение за всяка от двете променливи (виж Глава 7, Раздели 7.2.3 и 7.3.4); третата колона ***N*** е броят на извадката за всяка променлива.

Втората таблица **Correlations** (Корелации) дава корелационните коефициенти r и тяхната статистическа значимост p, а също и броя на изследваните лица, който в примера е $N = 117$. Първата колона дава корелацията на зависимата променлива с всички независими променливи, а останалите колони дават информация за корелацията между независимите променливи, която не трябва да е висока, за да няма мултиколинеарност.

Третата таблица **Variables Entered/Removed** (Променливи включени/премахнати) дава кой вид регресия е използвана. Методът **Enter** (Включване) в термините на IBM SPSS Statistics означава, че се прилага *стандартна* или *едновременна регресия*.

Таблицата **Model Summary** (Обобщена таблица за модела) дава стойностите за: R (многомерен корелационен коефициент), който показва силата на зависимостта между *комбинацията* на независимите променливи и зависимата променлива и който се използва при оценка на големината на ефекта; стойността за R^2 (коефициент на смесена корелация или коефициент на детерминация), показва каква част от дисперсията на зависимата променлива може да се обясни от влиянието на всички независими променливи. Това е статистически показател, който отразява доколко регресионното уравнение е съгласувано с фактическите данни. R^2 варира в диапазона от 0 – няма линейна връзка до 1.0 – има праволинейна, абсолютна корелация; стойността за **Adjusted R square** (Корегиран коефициент на детерминация) е по-близък до реалните резултати и затова се използва при анализа и представянето на получените резултати; стойността на **Standard error of the estimation** (Стандартна грешка на оценката) дава стандартното отклонение на прогнозните значения на зависимата променлива. Най-важна информация в тази таблица са коефициента на детерминация: $R^2 = 0.536$ и корегираният коефициент на детерминация: adjusted $R^2 = 0.511$. Коефициентът на детерминация R^2 е пропорцията, която дисперсията на зависимата променлива може да обясни от предлагания регресионен модел и в примера е 53.6%. Причината да се изчислява и корегираната стойност на коефициента на детерминация (adjusted R^2), който винаги е с по-малка стойност от R^2, е че получената оценка за R^2 винаги е преоценена, защото регресионното уравнение е специално изчислено да удовлетворява изследваната извадка и ако то се приложи към друга извадка е възможно да не я удовлетворява толкова добре. Ето защо се изчислява и се анализира корегираният коефициент на детерминация (adjusted R^2), който е проектиран така, че да корегира тази наклонност на R^2. В примера анализът на корегираната стойност на коефициента на детерминация adjusted $R^2 = 0.511$ показва, че 51.1% от промените в *религиозната идентичност* на изследваните лица (зависимата променлива) могат да се обяснят от промените в шестте независими променливи: *национална идентичност*, *етническа идентичност*, *степен на оптимизъм и песимизъм*, *самооценка*, *възрастова група* и *пол* на изследваните лица. Очевидно е, че колкото е по-голяма тази стойност (51.1%) толкова регресионният модел е по-удачен. За много добри стойности на корегирана стойност на коефициента на детерминация (adjusted R^2) се смятат стойностите от порядъка 70% - 90%.

Таблицата **ANOVA** (Дисперсионен анализ) дава обобщените резултати от дисперсионния анализ, от които се прави извод дали регресионният модел може да прогнозира зависимата променлива. Отношението на вариацията (отклоненията), която е дадена в колоната **Mean Square** (Среден квадрат), която се обяснява от регресията (21.305) към остатъчната или необяснената вариация (отклонения) (1.005), се нарича *F*-отношение и е равно на $F = 21.209$. В последната колона на таблицата е дадена статистическата значимост **Sig.** (Значимост) на F -отношението, което за примера е 0.000. Тъй като p е по-малко от 0.05, то резултатът е статистически значим. *F*-стойността се използва за проверка на нулевата хипотеза H_0, че няма линейна зависимост между

независимите и зависимата променлива (в примера тя се отхвърля). В Глава 14 подробно е разгледан дисперсионният анализ и как да се интерпретират резултатите от него. Сега е достатъчно да се знае, че колкото е по-малко числото в последната колона **Sig.** (Значимост) (в примера то е 0.000) толкова регресионният модел по-добре съответства на данните. Ако това число е по-голямо от 0.05 се прави изводът, че регресионният модел *не* съответства на анализираните данни и е необходимо да се конструира и провери друг регресионен модел. В този случай другите таблици не се интерпретират. В колоната **df** (Степени на свобода) са дадени степените на свобода за регресионното уравнение, които са равни на броя на независимите променливи в регресионното уравнение. В примера те са 6 и за регресионния остатък – те са равни на броя на извадката минус броя на независимите променливи в регресионното уравнение и минус 1. В примера те са 110 ($117-6-1=110$). В примера е налице статистически значим модел на регресия, $F(6,110)=21.209$, $p<0.001$, който показва, че комбинацията от 6 независими променливи може да прогнозира зависимата променлива *религиозна идентичност*.

Следващата таблица **Coefficients** (Коефициенти) показва данните, от които може да се построи регресионното уравнение или регресионният модел. Регресионните коефициенти са дадени в раздела **Unstandardized Coefficients** (Нестандартизирани коефициенти) (виж колона **B**), а тяхната стандартна грешка е дадена в следващата колона **Std. Error** (Стандартна грешка); *t*-стойностите за теста на нулевата хипотеза H_0 (няма линейна зависимост със зависимата променлива) за всеки коефициент и дали те са статистически значими (виж колона **Sig.** (Значимост)), т. е. дали коефициентът статистически допринася за прогнозата на зависимата променлива в уравнението, а също и доверителният интервал за всеки от коефициентите: виж колона **Lower Bound** (Долна граница) за долната граница, а за горната граница – колона **Upper Bound** (Горна граница). Например регресионната константа a в примера е $a=3.297$ и е статистически значима ($p=0.002$). Регресионните коефициенти са:

$$b_1=-0.373\ (p<0.001);\ b_2=0.841\ (p<0.001);\ b_3=0.108\ (p=0.015);$$
$$b_4=-0.070\ (p=0.034);\ b_5=0.265\ (p=0.213);\ b_6=-0.243\ (p=0.233).$$

Последните два регресионни коефициента (b_5 и b_6) не са статистически значими. Логично е след като са намерени регресионните коефициенти да се построи регресионното уравнение $Y=a+b_1X_1+b_2X_2+...+b_kX_k$ за прогнозата на *религиозната идентичност* (зависимата променлива) от независимите променливи, за които са намерени статистически значимите коефициенти:

$$Religious\_Identity = 3.297 - 0.373(National\_Identity) + 0.841(Ethnical\_Identity) + 0.108(Optimizm) - 0.070(Self\_Esteem) \qquad \textbf{11.2}$$

Това обаче би било вярно само и единствено ако всички регресионни коефициенти са статистически значими. Тъй като в примера има два статистически незначими коефициента за променливите *възрастова група* (age_group) и *пол* (sex) в този случай те не просто трябва да не се включат в регресионното уравнение, което е направено по-горе, но да се построи нов регресионен модел, в който тези променливи да не се включват. За целта отново се повтаря процедурата за многомерен линеен регресионен анализ като този път не се селектират двете независими променливи (виж Фигура 11.10).

Така новият конструиран регресионен модел има една зависима променлива (религиозна идентичност) и четири независими променливи:
(1) национална идентичност,
(2) етническа идентичност,
(3) степен на оптимизъм и песимизъм и
(4) самооценка.

За този модел се получават следните таблици:

Model Summary[b]

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.724[a]	.524	.507	1.00653

a. Predictors: (Constant), Self_esteem, INTAS_Ethnic_Identity, INTAS_National_Identity, Optimism

b. Dependent Variable: INTAS_Religious_Identity

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	124.859	4	31.215	30.811	.000[a]
	Residual	113.467	112	1.013		
	Total	238.327	116			

a. Predictors: (Constant), Self_esteem, INTAS_Ethnic_Identity, INTAS_National_Identity, Optimism

b. Dependent Variable: INTAS_Religious_Identity

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	95.0% Confidence Interval for B	
		B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound
1	(Constant)	3.290	.985		3.341	.001	1.339	5.241
	INTAS_National_Identity	-.366	.080	-.323	-4.604	.000	-.524	-.209
	INTAS_Ethnic_Identity	.842	.079	.736	10.602	.000	.685	.999
	Optimism	.115	.043	.209	2.662	.009	.029	.200
	Self_esteem	-.073	.032	-.179	-2.265	.025	-.137	-.009

a. Dependent Variable: INTAS_Religious_Identity

От таблиците следва, че корегирана стойност на коефициента на детерминация в случая е adjusted $R^2 = 0.507$ докато предишната стойност беше $R^2 = 0.511$. Регресионният модел и в този случай се получава статистически значим $F(4,112) = 30.811$, $p < 0.001$.

Сега се получава, че <u>всички</u> променливи, които са включени в регресионното уравнение имат статистически значими коефициенти и вече може да се представи полученото регресионно уравнение:

$$Religious\_Identity = 3.290 - 0\ .366(National\_Identity) + 0.842(Ethnical\_Identity) + \\ + 0.115(Optimizm) - 0.073(Self\_Esteem) \qquad \textbf{11.3}$$

Ако се сравнят новите стойности на петте коефициента с тези от Уравнение 11.2 се вижда, че сега те са други. Ето защо се налага да се построи регресионен модел, в който <u>всички</u> коефициенти са статистически значими, а не да се представят само променливите със статистически значими коефициенти от произволен регресионен модел.

Последната таблица е **Residuals Statistics** (Статистика за остатъчните членове) и дава важна информация за прогнозните стойности на зависимата променлива и за остатъчния член e от регресионното уравнение, който се използва при проверка на предпоставките на регресионния анализ.

Двете графики служат за проверка на предпоставките на регресионния анализ. Например в графиката на разсейване **Scatterplot** на регресионните нормализирани остатъци (*ZRESID) и регресионните нормализирани прогнозни стойности (*ZPRED) точките трябва да са разхвърляни по случаен начин над и под нулевата линия и да не формират кластери (групи) (виж Глава 24) както е в примера. Това показва, че остатъчният член e е с нормално разпределение и предпоставката за хомогенност на

дисперсията не е нарушена. Ако тези точки се увеличават, намаляват или се променят по систематичен начин е необходимо да се трансформират независимите променливи в нови и отново да се проведе линейният регресионен анализ.

11.4.6 ПРЕДСТАВЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Резултатите от регресионния анализ се представят в раздел **Метод** и **Резултати** (виж Глава 2) и зависят от направения регресионен анализ и от типа на изследователския въпрос. Минималната информация, която трябва да се посочи е какъв регресионен анализ е направен и регресионните коефициенти (понякога и със стандартното отклонение), които се цитират с два знака след десетичната точка (виж Глава 1, Раздел 1.17). За примера те звучат примерно по следния начин:

- В раздел **Метод**:

> С цел да се установи линейната комбинация между *религиозната идентичност* и *национална идентичност*, *етническа идентичност*, *степента на оптимизъм и песимизъм*, *самооценката, възрастовата група* и *пола* беше проведен множествен линеен регресионен анализ.

- В раздел **Резултати** (когато се докладва във формата на уравнение):

> Комбинацията от променливите *национална идентичност*, *етническа идентичност*, *степен на оптимизъм и песимизъм* и *самооценка* за прогнозата на *религиозната идентичност* е статистически значима, $F(4,112) = 30.81,\ p < 0.001$:
>
> $$Religious\_Identity = 3.29 - 0.37(National\_Identity) + 0.84(Ethnical\_Identity) + 0.12(Optimizm) - 0.07(Self\_Esteem)$$
>
> Стойността на корегирания коефициент на детерминация (adjusted R^2) е $R^2 = 0.51$. Това показва, че 51% от измененията в *религиозната идентичност* могат да се обяснят от представения регресионен модел, което съгласно Коен (Cohen, 1988) е много по-голяма от типичната големина на ефекта.

11.5 ОБОБЩЕНИЕ

Прогнозата е важен приложен аспект от концепцията за корелацията. В тази глава е представена прогнозата на стойностите на една променлива Y на базата на една или няколко други променливи X като за целта се използва линейната регресия. За да се направи това е необходимо да има линейна връзка между променливите.

Процесът на прогнозата се състои от две части:

(а) изчисляване на регресионното уравнение и

(б) изчисляване на прогноза чрез решаване на това уравнение.

Регресионното уравнение се намира по метода на най-малките квадрати, който минимизира дисперсията на грешката от прогнозата.

Регресионният анализ **не** потвърждава причинно-следствената връзка между зависимата и независимите променливи. Това се определя от специфичния научен контекст на конкретното изследване и се дефинира от изследователя.

Преговор: ***Ключови думи и термини*** по азбучен ред, *виж*: Тълковния речник

p-стойност
алтернативна хипотеза H_1
анормални наблюдения
графика
графика на разсейване
грешка в прогнозата
двумерна корелация
дескриптивна статистика
дисперсия
дихотомна променлива
доверителен интервал
доверителна вероятност
единична линейна регресия
етикет на стойност
зависима променлива
зависима променлива в регресионното уравнение
константа
корелационен анализ
корелационен коефициент на Пирсън
корелация
линейна регресионна линия
липсващи стойности
метод на най-малките квадрати
множествена корелация
множествена линейна регресия
мултиколинеарност
независима променлива
независима променлива в регресионното уравнение
нулева хипотеза H_0
остатъчен член, грешка от прогноза
променлива
разстояние на Махаланобис
разстояние на Кук
регресионен анализ
регресионен коефициент
регресионна константа
регресионна линия
ръководство за скала
свободен член
случайна грешка
средноаритметично
стандартно отклонение
степени на свобода
уравнение
устойчивост на теста
хистограма

11.6 Упражнения

I. Дефиницията на кое понятие е:

1. Промяната на стойността на Y, която съответства на дадено изменение на X?
2. Правата линия, която лежи на най-близкото разстояние до точките от графиката на разсейване?
3. Стойността на Y, когато X е равно на нула?
4. Разликата между прогнозната и наблюдаваната стойност на Y?

II. Отговорете на следните въпроси:

5. Ако *наклонът* на регресионната линия е 0.50 тогава всяко увеличаване на X с 1.0 ще води до какво увеличаване на Y?
6. Когато всички точки на графиката на разсейване лежат на регресионната линия тогава:
   (а) каква е стойността на корелационния коефициент?
   (б) какъв трябва да е знакът на корелационния коефициент?
   (в) това най-често срещаният случай в социалните науки ли е?
7. Когато регресионната линия има структура "от ляво по-високи стойности към дясно по-ниски стойности" каква е корелацията?

III. Отговорете на следните въпроси с "вярно" или "невярно":

8. Колкото е по-голяма по абсолютна стойност корелацията толкова по-добра е точността на прогнозата на Y.
9. Ако регресионният коефициент (корелацията) е близък до 1.00 той е винаги статистически значим.
10. Ако X е статистически значимо корелиран с Y, то тогава между тях има причинно-следствена връзка.

12 ФАКТОРЕН АНАЛИЗ

12.1	Въведение	329
12.2	Предпоставки за факторен анализ	331
12.3	Факторен анализ на скала с подскали	333
12.4	Факторен анализ на скала без подскали	340
12.5	Обобщение	347
12.6	Упражнения	348

12.1 Въведение

В социалните науки често се налага да се измерват и анализират характеристики, които не могат да бъдат измерени директно (виж Глава 1, Раздел 1.6). В тези случаи се използва специална статистическа процедура, с чиято помощ се намират т. нар. **скрити променливи** или **фактори**, от където произтича и нейното наименование - факторен анализ. Факторният анализ позволява от няколко достъпни за измерване променливи да се определят променливи, които непосредствено не е възможно да се измерят. Например характеристиките: "много говори" и "лесно установява контакт с непознати хора" служат като оценка на качеството на респондента "общителност", което количествено не е възможно непосредствено, директно да се измери. В този случай факторният анализ позволява да се установи за голямо число изходни признаци наличието на сравнително малко количество "свойства", които характеризират връзката между групите от признаци, които се наричат фактори.

Факторният анализ е статистическа техника за анализ на *корелациите* между няколко променливи с цел: **(а)** да се намали техният брой до по-малко количество базови променливи, които се наричат **фактори** и **(б)** да се намери корелацията между първоначалните променливи и новите базови променливи (фактори). По този начин всички променливи, които са силно корелирани по между си се обединяват в един фактор (нова скрита променлива), а променливите, които са слабо корелирани по между си се класифицират към различни фактори (нови скрити променливи).

Целта на факторния анализ е да се идентифицират факторите (скритите променливи), които по-пълно обясняват наблюдаваните връзки между променливите.

Английският статистик и психолог Чарлз Спирмън (Charles Spearman, 1863-1945) е предложил техниката на факторния анализ, за да докаже, че всички форми на умствена

активност имат един общ фактор, който той нарича умствена енергия. В съвременната наука този фактор е известен като обща интелигентност. Основната предпоставка, на която се основава факторният анализ е, че корелацията между много променливи може да се обясни от значително по-малко по количество скрити променливи или фактори. Факторният анализ започва с комплексен анализ на цялата първична информация и ако всичко върви нормално генерира опростени и лесни за интерпретация таблици. Обикновено този процес се състои от **три стъпки**. *Първо* се изчислява корелационната матрица на изходните, първичните променливи. *Второ*, няколко фактора (скрити променливи) се извличат от корелационната матрица и *трето*, факторите се ротират (набор от математически операции), за да се максимизира корелацията на всички изходни първични променливи с един от факторите (една от новите скрити променливи).

Съществуват **два основни вида факторен анализ**:

1. *Изследователски факторен анализ* (exploratory factor analysis, EFA). Когато изследователя не знае: **(а)** броят на скритите променливи (които се асоциират обикновено с подскалите на скалата) и **(б)** кой въпрос към коя скрита променлива се отнася, той използва този вид анализ. На практика този анализ се използва рядко, обикновено в началните етапи на изследването, когато се конструира нова скала и е разгледан по-подробно в Глава 25, Раздел 25.2.
2. *Потвърждаващ факторен анализ* (confirmatory factor analysis, CFA), при който изследователя знае: **(а)** броят на скритите променливи (подскалите на скалата) и **(б)** кой въпрос към коя скрита променлива се отнася. Потвърждаващият факторен анализ се използва в изследванията за потвърждаване на научните хипотези или теориите относно структурата на дадено множество от променливи (скала) и се използва когато се анализира вече конструирана скала (Глава 25, Раздел 25.3). Това е най-често срещания случай на използване на факторния анализ и затова той ще бъде разгледан подробно.

Терминът "факторен анализ" представлява набор от различни технически процедури, а двете най-често прилагани от тях са: **(а)** анализ на главните компоненти (principal components analysis, PCA) и **(б)** факторен анализ (factor analysis, FA). В двата случая се използва терминът *фактор* като обобщаващо понятие. За да няма объркване в терминологията се използват съкращенията: PCA и FA, когато се докладва конкретно коя процедура е използвана при факторния анализ. Двете процедури си приличат по това, че чрез анализ на корелацията между променливите дават по-малък брой нови скрити променливи (фактори), които представляват линейна комбинация от изходните променливи. Основното им различие се състои в начина на изчисляването на скритите променливи (фактори): при PCA се използват едновременно всички изходни променливи докато при FA се използва математически модел, в който се анализира съвместната корелация. Двете техники (PCA и FA) са подробно разгледани в Tabachnick & Fidell (2012).

В тази глава се разглежда само *анализ на главните компоненти* (PCA), който е предпочитан от повечето изследователи в социалните науки. Той е статистическа техника за идентифициране на линейните компоненти или кластери (Глава 24) в група от променливи. Методът първо извлича некорелираната линейна комбинация от променливи, която максимизира общата сума от дисперсиите и по този начин се формира първият фактор (скрита променлива). След това по аналогия се извлича втората комбинация, която формира втория фактор (скрита променлива) и т. н. На практика това е най-широко разпространеният метод и затова е избран за настоящия анализ.

Факторният анализ се използва главно за:

1. Идентифициране на структурата на група от променливи.
2. Конструиране на въпросник.
3. Свеждане на базата от данни до по-малко по количество променливи, които съдържат възможно максимално количество информация от оригиналната база от данни.

За разлика от другите процедури факторният анализ ***не*** е създаден за проверка на статистически тестове. Чрез него относително голямо множество от променливи

(обикновено повече от 6) може да се редуцира до по-малко множество от фактори, компоненти или скрити променливи. Факторният анализ разпределя групата на първоначалното множество от променливи в няколко подмножества (фактори) на основата на вътрешна корелация за всяко от подмножествата. Той включва набор от различни техники, които се използват в зависимост от конкретните цели.

Основните понятия на факторния анализ, които позволяват да се избере подходящата за изследването техника са следните:

1. **Факторно тегло**. Това е коефициент, който описва фактора или скритата променлива във факторния анализ и представлява корелационният коефициент на Пирсън *r* между първичната променлива и фактора (скритата променлива).
2. **Коефициент на извличане**. Това е процесът на определяне на броя на факторите (скритите променливи), които описват множеството от променливи най-добре. Има различни техники за определяне на броя на скритите променливи (фактори) като най-често се използва методът на *анализа на главните компоненти* (PCA).
3. **Ротация на фактор**. След като е определен броят на факторите (скритите променливи) е вече възможно да се определи какво е факторното тегло (корелацията) за всяка променлива за всеки фактор. Обикновено всяка променлива има факторно тегло към всеки фактор. Колкото е по-голямо факторното тегло, толкова променливата повече се отнася към този фактор. Фактът, че всяка променлива може да се отнесе към няколко фактора затруднява интерпретацията на факторните тегла. За да се определи по-точно към кой фактор се отнася конкретна променлива се използва специална техника, която се нарича **ротация на фактора**. Най-често използвани ротации на фактора са:
   а) ***ортогонална ротация*** - факторите не са корелирани един с друг.
   б) ***неортогонална ротация*** - факторите са корелирани един с друг.

   За всеки от двата метода на ротация съществуват няколко вида техники или начина, по които те се осъществяват. Изборът на ротация и техниката за нейното осъществяване е едновременно емпиричен и теоретичен проблем и излиза извън предназначението на учебника.

   Сравнително най-често се използва методът *Varimax* (Варимакс), наречен по съкращението на началните букви на английските думи *variance maximizing* или максимизиране на дисперсията на ортогоналния подход към ротацията на факторите, който максимизира броя на променливите с високо факторно тегло за всеки фактор. Именно фактът, че се максимизира общата дисперсия, която може да се обясни с минимален брой нови променливи (фактора) облекчава интерпретацията на резултатите и превръща *Varimax* метода в най-широко използван.

Фактор е синоним на: **(а)** скрита променлива във факторния анализ; **(б)** независима променлива в дисперсионния анализ (Глава 14).

Факторен анализ е многомерна техника за идентифициране на скрити променливи в данните като за целта се изчислява корелацията между тях.

Факторното тегло представлява корелационният коефициент между първичната променлива и скритата променлива (фактор) във факторния анализ.

12.2 ПРЕДПОСТАВКИ ЗА ФАКТОРЕН АНАЛИЗ

Предпоставките за факторния анализ зависят от метода за извличане на коефициентите. В тази глава е разгледано приложението на метода на *анализа на главните компоненти* (PCA), за който основните предпоставки са следните:

1. **Размер на извадката.** Надеждността на факторния анализ зависи от размера на извадката. Като неписано правило се приема, че отношението респондент към изследвани променливи трябва да е поне $1:10-15$ или ако факторният анализ се прилага за 6 променливи минималната извадка трябва да обхваща поне 60-90 човека ($6\times10=60$, $6\times15=90$). При голямо количество изследвани променливи

(повече от 60), което не е често срещан случай, е допустимо отношението респондент/изследвани променливи да е 5 към 1. В този случай е допустимо при 60 променливи да се работи с извадка от над 300 човека ($60 \times 5 = 300$). При малки извадки, особено под 100 човека, надеждността на факторния анализ при съотношение 5 към 1 е ниска и не е желателно да се използва.

2. **Нормално разпределение.** Нормалното разпределение е необходимо както за всяка променлива, така и за съвместното им разпределение. Факторният анализ обаче е доста *устойчив* тест към тази предпоставка.
3. **Факторизуемост на променливите**. Въпреки че размерът на извадката играе голяма роля за успешното провеждане на факторния анализ, от съществено значение са и факторните коефициенти:
   а) колкото са по-малки *факторните тегла* толкова ролята на размера на извадката се увеличава. Например ако един фактор съдържа четири или повече променливи с факторно тегло по-голямо от 0.60 той е *надежден* независимо от размера на извадката.
   б) *Мярката за адекватност на извадката* (*The Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy*, KMO) представлява отношението на корен квадратен на корелацията между променливите към корен квадратен на частичната корелация между тях. Тя се изчислява както за една така и за няколко променливи и варира между 0 и 1.
   в) Необходимо е *тестът на Бартлет за сферичност* (Bartlett's test of sphericity) да бъде статистически значим ($p \leq 0.05$).
4. **Корелация между променливите**. Факторният анализ практически винаги дава някакъв вариант на решение, но е възможно понякога да е лишен от смисъл. Едно от изискванията, за да се получи смислено решение на факторния анализ е наличието на корелация между променливите. Дори променливите да мерят различни аспекти на едно и също явление (например на скала или подскала) необходимо е да имат висока корелация по между си, например > 0.30. От друга страна променливите ***не*** трябва да са много високо (силно) (< 0.90) корелирани по между си, т. е. корелацията да е между $0.30 < r < 0.90$.
5. **Независимост на променливите**. Всяка променлива трябва да е събрана независимо от другите, т.е. всеки респондент е попълнил само една анкета и не се е влиял от мнението на другите респонденти.
6. **Линейност.** Факторният анализ се базира на линейния корелационен анализ, който изисква линейна зависимост между променливите (виж Глава 10). Ако не съществува линейност решението може да се изопачи.
7. **Анормални наблюдения.** Факторният анализ е доста чувствителен към анормалните наблюдения и затова те трябва да се изключват от анализираната извадка (виж Глава 6, Раздел 6.6).

Таблица 12.1 Интерпретация на стойностите на мярката за адекватност на извадката KMO (Kaiser, 1974)

Стойност на KMO	*Интерпретация*
по малка от 0.50	недопустими, факторният анализ не може да се проведе
между 0.50 и 0.70	посредствени
между 0.70 и 0.80	добри
между 0.80 и 0.90	великолепни
по-големи от 0.90	супер

В Таблица 12.1 е дадена препоръчаната от Кайзер (Kaiser, 1974) интерпретация на стойностите на коефициента на *Мярката за адекватност на извадката* (*The Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy*, KMO). Тя се изчислява като сумата на корелационните коефициенти се дели на сумата на корелационните коефициенти и корелационните коефициенти на частичната корелация. Ако отношението е по-малко от 0.50 частичната корелация е голяма, а корелацията между самите променливи е малка. В този случай не е удачно да се използва факторният анализ.

Тестът на Бартлет за сферичност (Bartlett's test of sphericity) (Bartlett, 1954) проверява хипотезата, че корелационната матрица е единична и в нея няма корелация между променливите. Ако тестът е статистически незначим ($p > 0.05$), т. е. корелацията между изследваните променливи не е достатъчно голяма означава, че факторният анализ не може да се приложи. Ето защо тестът на Бартлет трябва да е статистически значим ($p \leq 0.05$), за да се проведе факторният анализ.

12.3 ФАКТОРЕН АНАЛИЗ НА СКАЛА С ПОДСКАЛИ

Един от най-често използваните случаи на приложение на потвърждаващия факторен анализ е, когато е необходимо да се потвърди че със събраната извадка (матрицата на изследването) може да се изчисли и анализира скала, която се състои от поне две подскали.

12.3.1 ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДАТА *FACTOR (ФАКТОРЕН АНАЛИЗ)*

С цел да се изчисли и интерпретира факторен анализ за скала, която се състои от две подскали е разгледана скалата за оценка на *етническа идентичност* (Phinney & Ong, 2007). Тя се състои от 6 въпроси/променливи във формат на Ликерт (виж Кутия 5.3). Както скалата така и нейните две подскали са интервални променливи (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследването шестте променливи са кодирани по следния начин: *ex1, com1, com2, ex2, ex3* и *com3*. Променливите от първата подскала са: *ex1*, *ex2*, и *ex3*, а от втората подскала – *com1*, *com2* и *com3*.

За да се отговори на въпроса дали данните от матрицата на изследването формират две подгрупи (подскали) *не* е необходимо да се изчислява самата скала. При факторния анализ се използват само *шестте* променливи, които формират скалата, но не и стойностите на самата скала.

Извадката включва 173 респондента (Ганева, 2010, Таблица 3.26). Съотношението респондент/изследвани променливи е: $173/6 = 28.8$, което надхвърля минимално допустимото съотношение от 10-15 участника за променлива.

Процедурата за провеждане на факторен анализ с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

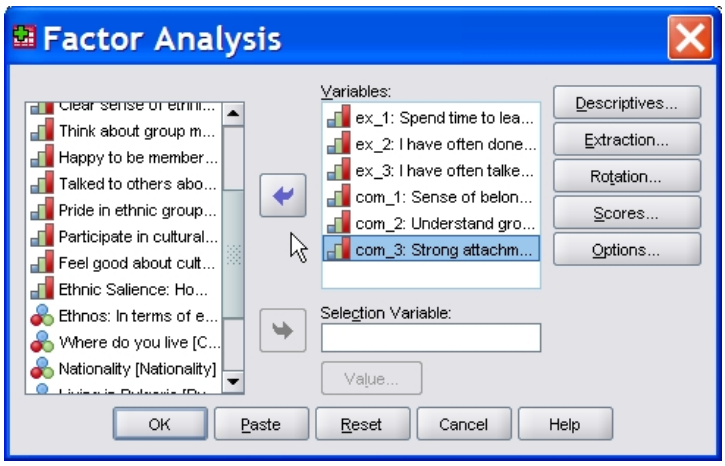
- Избира се **Analyze** ⇒ **Dimension Reduction** ⇒ **Factor** (Анализ ⇒ Съкращаване на обема данни ⇒ Факторен анализ) (Фигура 3.21) и се появява кутията от Фигура 12.1.
- Селектират се променливите *ex1, com1, com2, ex2, ex3* и *com3* и се преместват със стрелката в средата (виж курсора) от лявата в дясната кутия, която е с надпис **Variables** (Променливи). На Фигура 12.1 те вече са преместени.

  Ако има обратно-фразирани въпроси (променливи) то те се селектират, а не ревърсните им променливи (виж Глава 5, Раздел 5.3.1)[11]. При оценката на надеждността (Глава 8, Раздел 8.5) е обратно – анализират се ревърсните променливи, а не обратно-фразираните.

  Игнорира се кутията **Selection Variable** (Селектирана променлива), която се използва за свеждане на анализа до селектираните в Редактора на данните (Data Editor) данни т. е. до подизвадка. Тъй като се използват всички данни от матрицата на изследването няма да се задават ограничения към тях чрез тази кутия.
- Кликва се на бутона **Descriptives** (Дескриптивни статистики) и се появява диалоговата кутия от Фигура 12.2.
- От раздела *Statistics* (Статистики) се селектира **Iinitial solution** (Първоначално решение), а от раздела *Correlation Matrix* (Корелационна матрица): **Coefficients** (Коефициенти), **Determinant** (Детерминант) и **KMO and Bartlett's test of sphericity** (Мярка за адекватност на извадката на KMO и тест на Бартлет за сферичност).

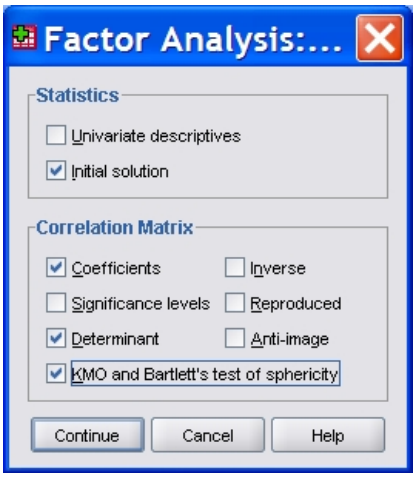
[11] Някои изследователи предпочитат да използват ревърсните променливи вместо обратно-фразираните. Ясно е, че едновременно *не* могат да се анализират обратно-фразираните и ревърсните променливи. В учебника се анализират обратно-фразираните променливи.

- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 12.1.
- След това се кликва на бутона **Extraction** (Извличане), който се намира в дясно на Фигура 12.1. Получава се новата диалогова кутия от Фигура 12.3.

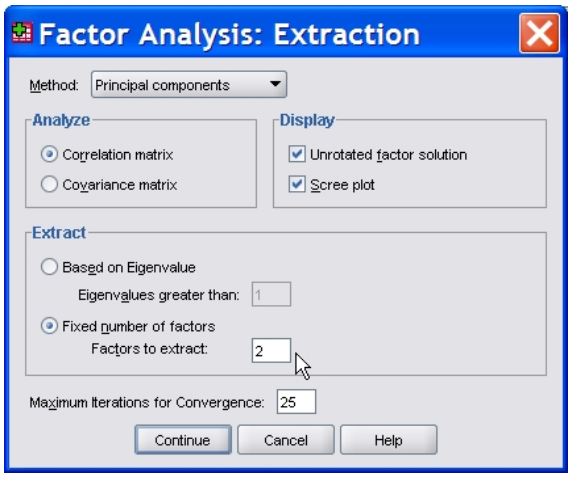


Фигура 12.1 Диалогова кутия на командата *Factor* (Факторен анализ)

- Избира се **Principal components** (Главни компоненти) от падащото меню на **Method** (Метод).
- В раздела *Display* (Покажи) се селектира **Unrotated factor solution** (Неротирано факторно решение) и **Scree plot** (Точкова графика).
- В раздела *Analyze* (Анализ) се селектира балонът **Correlation matrix** (Корелационна матрица).
- В раздела *Extract* (Извличам) се селектира балонът **Fixed number of factors** (Фиксиран брой на факторите) и се написва **2** в кутията (виж курсора). По този начин се задава да се извлекат (създадат) два фактора (две подмножества или в случая – две подскали).
- Кликва се на **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 12.1.



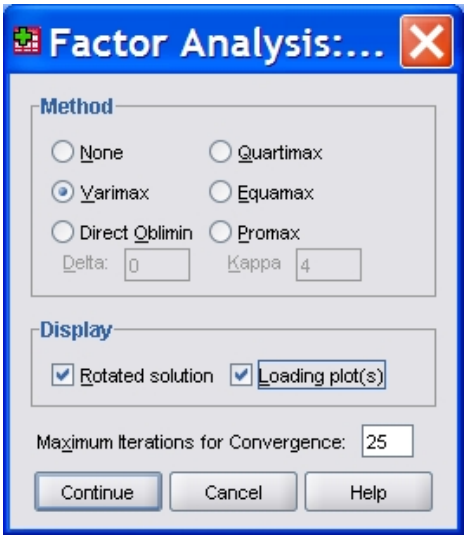
Фигура 12.2 Диалогова кутия *Descriptives* (Дескриптивни статистики) на командата *Factor* (Факторен анализ)



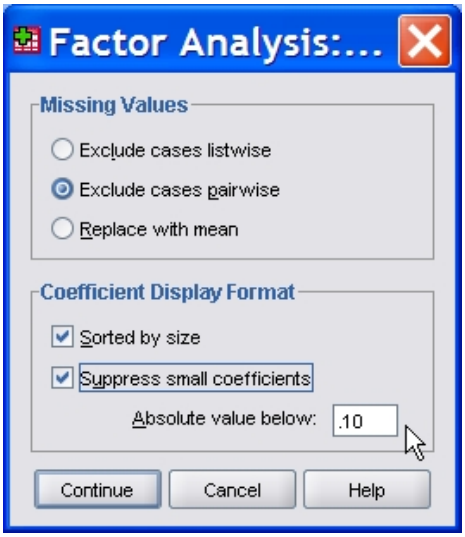
Фигура 12.3 Диалогова кутия *Extraction* (Извличане) на командата *Factor* (Факторен анализ)

- Кликва се на бутона **Rotation** (Ротация) на Фигура 12.1 и се получава диалоговата кутия от Фигура 12.4.
- В раздела *Method* (Метод) се селектира балонът **Varimax** (Варимакс).
- В раздела *Display* (Покажи) се селектират **Loading plot(s)** (Графика на собствените значения) и **Rotated solution** (Ротирано решение).

- Кликва се на **Continue** (Продължи) за връщане отново към диалоговата кутия от Фигура 12.1.
- Кликва се на **Options** (Опции) за получаване на диалоговата кутия от Фигура 12.5.



Фигура 12.4 Диалогова кутия *Rotation* (Ротация) на командата *Factor* (Факторен анализ)



Фигура 12.5 Диалогова кутия *Options* (Опции) на командата *Factor* (Факторен анализ)

- В раздела *Missing Values* (Липсващи стойности) се избира балонът **Exclude cases pairwise** (Изключване на наблюденията по двойки). Този въпрос е представен в Глава 9, Раздел 9.9.
- В раздела *Coefficient Display Format* (Формат за показване на коефициентите) се селектира **Sorted by size** (Сортирани по размер). Избира се също и **Suppress small coefficients** (Премълчи малките коефициенти) и се написва **.10** в кутията **Absolute value below** (Абсолютна стойност под) (виж курсора). Понякога малките тегла пречат да се разчетат изходните матрици, но този параметър винаги може да се корегира като се увеличи (например задавайки го **.30**) или намали още повече (например **.01**).
- Кликва се на **Continue** (Продължи) за връщане отново към диалоговата кутия от Фигура 12.1.
- Кликва се на **OK** бутонът на Фигура 12.1 и се получава следният резултат от изпълнението на командата за Факторен анализ.

12.3.2 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
FACTOR
   /VARIABLES ex_1 ex_2 ex_3 com_1 com_2 com_3
   /MISSING PAIRWISE
   /ANALYSIS ex_1 ex_2 ex_3 com_1 com_2 com_3
   /PRINT INITIAL CORRELATION DET KMO EXTRACTION ROTATION
   /FORMAT SORT BLANK(.10)
   /PLOT EIGEN ROTATION
   /CRITERIA FACTORS(2) ITERATE(25)
   /EXTRACTION PC
   /CRITERIA ITERATE(25)
   /ROTATION VARIMAX
   /METHOD=CORRELATION.
```

12.3.3 ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

Factor analysis

Correlation Matrix[a]

		ex_1	ex_2	ex_3	com_1	com_2	com_3
Correlation	ex_1	1.000	.369	.372	.243	.096	.246
	ex_2	.369	1.000	.685	.295	.174	.362
	ex_3	.372	.685	1.000	.260	.326	.396
	com_1	.243	.295	.260	1.000	.395	.692
	com_2	.096	.174	.326	.395	1.000	.282
	com_3	.246	.362	.396	.692	.282	1.000

a. Determinant = .143

трябва да е >0.0001

KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		.654
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	329.043
	df	15
	Sig.	.000

това е Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) и трябва да е >0.60

тестът на Bartlett за сферичност трябва да е значим ($p \leq 0.05$)

Communalities

	Initial	Extraction
ex_1	1.000	.475
ex_2	1.000	.753
ex_3	1.000	.744
com_1	1.000	.794
com_2	1.000	.447
com_3	1.000	.708

Extraction Method: Principal Component Analysis.

собствено значение и % на обяснена дисперсия (преди ротацията)

собствено значение (след ротацията)

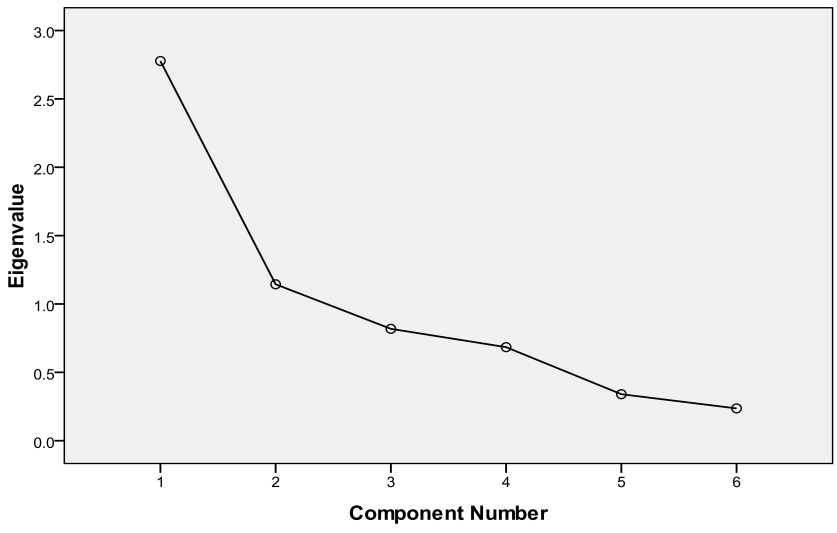
Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	2.777	46.282	46.282	2.777	46.282	46.282	1.981	33.017	33.017
2	1.144	19.070	65.352	1.144	19.070	65.352	1.940	32.335	65.352
3	.818	13.637	78.989						
4	.684	11.404	90.393						
5	.340	5.668	96.061						
6	.236	3.939	100.000						

Extraction Method: Principal Component Analysis.

% на обяснена дисперсия (след ротацията)

Scree Plot



Component Matrix[a]

	Component	
	1	2
ex_3	.765	-.398
com_3	.757	.368
ex_2	.732	-.466
com_1	.718	.528
ex_1	.543	-.424
com_2	.521	.419

Extraction Method: Principal Component Analysis.

a. 2 components extracted.

Rotated Component Matrix[a]

	Component	
	1	2
ex_2	.849	.178
ex_3	.826	.250
ex_1	.685	
com_1	.146	.879
com_3	.285	.792
com_2		.664

Extraction Method: Principal Component Analysis. Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.

a. Rotation converged in 3 iterations.

тези три променливи образуват *първия кластер*

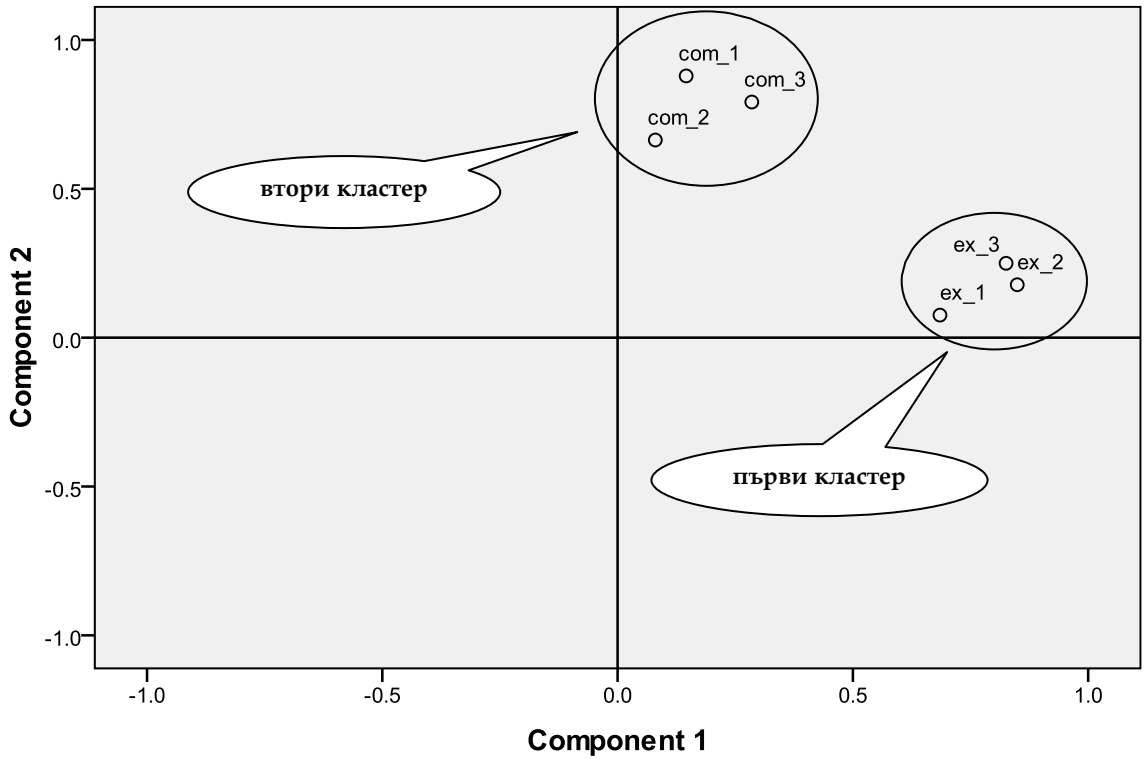
Component Transformation Matrix

Component	1	2
1	.716	.698
2	-.698	.716

Extraction Method: Principal Component Analysis. Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.

тези три променливи образуват *втория кластер*

Component Plot in Rotated Space



12.3.4 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Факторният анализ генерира различен брой и вид таблици и графики в зависимост от това какви опции са избрани.

Първата таблица е **Correlation Matrix** (Корелационна матрица). Тя представлява симетрична квадратна матрица с размерност 6×6 колкото е броят на променливите. Тя показва как всяка от шестте променливи се свързва с останалите. Корелацията на всяка променлива сама със себе си е винаги 1.00. Това са диагоналните елементи на матрицата. Липсват прекалено високи корелационни коефициенти (> 0.90) и само няколко от тях са под < 0.30, така че има основание да се премине към анализ на резултатите от факторния анализ. По-високата корелация (> 0.40) между две променливи показва, че

те се свързват един с друг и вероятно ще са в една и съща група от факторния анализ. Ниската корелация (<0.20) между две променливи показва, че те няма да имат високи *факторни тегла* за един и същ фактор, което означава, че няма да попаднат в един и същи фактор. Под корелационната матрицата е дадена стойността на нейния *детерминант*, която винаги трябва да е по-голяма от 0, защото при стойност 0 матрицата няма решение. Стойността на детерминанта трябва да е по-голяма от 0.0001 като колкото тя е по-близо до 0 толкова е по-голяма *колинеарността*. В примера стойността на детерминанта е 0.143.

Втората таблица показва **KMO and Bartlett's Test** (Мярка за адекватност на извадката на Кайзер-Мейер-Олкин (KMO) и тест на Бартлет за сферичност), която представя резултатите от тестовете за предпоставките на факторния анализ. Мярката за адекватност **Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)** трябва да е по-голяма от 0.60 (в случая тя е 0.654) като стойности под 0.50 са недопустимо ниски (виж Таблица 12.1). При стойности под 0.50 при *потвърждаващия факторен анализ* трябва да се съберат повече данни, докато при *изследователския факторен анализ* трябва да се преосмисли кои променливи да се включат във факторния анализ (Глава 25, Раздел 25.2.8). Мярката за адекватност **KMO** показва дали броят на променливите за всеки фактор е достатъчен. Тестът на Бартлет **Bartlett's Test** трябва да бъде значим, т. е. да има стойности по-малки или равни на 0.05 (в случая той е 0.000, което означава, че е <0.001). Той показва дали променливите са достатъчно силно корелирани, за да *започне* факторният анализ.

Третата таблица представлява **Communalities** (Комуналност) преди и след екстракцията на факторите. Под термина *комуналност* се разбира пропорцията на общата дисперсия за променливата. Той показва колко от дисперсията на изходната променлива може да се обясни от дадения извлечен фактор (скрита променлива). Методът на *главните компоненти*, който се прилага работи при първоначални предположения, че всички дисперсии са общи. Това означава, че първоначалните стойности за комуналността на променливите са винаги 1 (виж първата колона на таблицата). След като всички фактори (скрити променливи) са извлечени се получава по-добра представа за това каква е тяхната комуналност като стойностите са дадени във втората колона на същата таблица. Например може да се каже, че 47.5% от дисперсията, която се свързва с първия въпрос е обяснена от извлечените два фактора (скрити променливи); за втората променлива дисперсията е 75.3% и т. н. По принцип колкото тези стойности са по-високи толкова е по-добре.

Таблицата **Total Variance Explained** (Обяснена обща дисперсия) показва как дисперсията се разпределя между шестте възможните фактора, които по брой са равни на броя на променливите (в примера те са шест). Прави впечатление, че само първите два фактора (скрити променливи) имат *собствено значение* (Eigenvalue) по-голямо от 1, което е общоприет критерий, че факторът има смисъл. *Собственото значение* е мярка за обяснение на собственото значение на дисперсията и представлява пропорцията на дисперсията за всяка променлива обяснена от всеки фактор. Ако собственото значение на фактора (скритата променлива) е по-малко от 1 означава, че факторът (скритата променлива) обяснява по-малко информация от колкото една променлива би трябвало да обясни. Много изследователи игнорират такива фактори (скрити променливи), защото не носят информация. Ето защо ако при задаването на параметрите на факторния анализ не е зададен броят на факторите – два (Фигура 12.3), *собственото значение* е критерий за определяне на броя на факторите. В случая, когато е зададено, че броят на факторите е два, статистическият пакет IBM SPSS Statistics се опитва да намери най-доброто решение за два фактора и за целта прави различни преобразования с тях, които се наричат *ротация*. От тази таблица се докладват *собственото значение* и *% на обяснената дисперсия*, като някои изследователи докладват тези стойности преди ротацията, а други – след ротацията (което е по-логично).

Следва графиката **Scree Plot** (Точкова графика), която дава собствените значения за всеки от компонентите. Броят на компонентите е равен на броя на изследваните променливи и в случая те са шест. Графиката показва дисперсията, обяснена от всеки фактор в намаляваща от ляво на дясно последователност и се използва за онагледяване на съответната контрибуция на всеки фактор в общата дисперсия на данните. За примера след първите два компонента разликата между собствените значения намалява, техните стойности са по-малки от 1.0 и графиката става по-плоска.

Последните три таблици съдържат най-важните резултати.

Таблица **Component Matrix** (Компонентна матрица) съдържа информация за *факторните тегла* за всяка променлива за всеки фактор преди *ротацията на факторите*. Тази информация не е важна от гледна точна на нейната интерпретация, но е важно за сравнение с аналогичната информация от следващата таблица, за да се види как са се изменили факторните тегла преди и след ротацията на факторите.

В следващата таблица **Rotated Component Matrix** (Ротирана компонентна матрица) се виждат факторните тегла на всяка от шестте променливи за двата фактора *след* ротацията на факторите по метода на *Варимакс* с нормализация на Кайзер. Тази матрица, която понякога се нарича и факторна матрица е най-важната. Тя показва двата извлечени фактора (двете скрити променливи), които са дадени в колоните. Във всяка колона се съдържа информация за факторните тегла за всяка от изходните 6 променливи. Факторните тегла, които са корелацията между дадената променлива и фактора лежат в основата за взимане на решение коя от изходните 6 променливи към кой фактор да се отнесе. От Фигура 12.5 се вижда, че е зададено в тази матрица да не се показват факторните тегла под 0.10, за да се интерпретира по-добре матрицата. Задължително е обаче да се цитират всички стойности от матрицата. По-високото факторно тегло за всяка променлива за всеки от двата фактора (компонента) показва към кой фактор се отнася променливата. Така например за първата променлива *ex_2* факторното тегло към първият фактор е 0.849, а към втория: 0.178 и затова тази променлива се отнася към първия фактор.

Последната матрица е **Component Transformation Matrix (**Матрица на компонентната трансформация) показва стойностите на алгебричната матрица на ротацията. Ротираната матрица се получава като се умножи неротираната матрица по матрицата на компонентната трансформация. Ако ортогоналната ротация е била подходяща за ротиране на матрицата и изследователят я е избрал, както е в примера, тогава тази таблица (алгебрична матрица) трябва да е симетрична и да има еднакви стойности над и под диагонала на матрицата, както е в примера.

Последната графика **Component Plot in Rotated Space** (Компонентна графика след ротацията) дава визуална представа за факторните тегла в координатната система. Променливите, които образуват един и същ фактор се групират в кластер (грозд, група). На тази графика се вижда отчетливо колко добре анализираните с факторен анализ шест променливи формират два фактора и коя променлива към кой фактор се отнася.

12.3.5 ПРЕДСТАВЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Получените резултати от факторния анализ се представят в раздел **Резултати**. Те трябва да съдържат информация за метода на факторния анализ, за критерия, по който е избран броят на факторите, метода за ротация на матрицата (например *Варимакс* (*Varimax*), както е в случая), процента на обяснена дисперсия (преди или след ротацията), собствените значения (преди или след ротацията) и факторните тегла на всички променливи за всеки фактор. За примера те звучат примерно по следния начин:

> Беше направен потвърждаващ факторен анализ по метода на главните компоненти и ортогонална ротация по метода Варимакс с нормализация на Кайзер (Varimax with Kaiser Normalization). Бяха зададени два фактора като преди ротацията Фактор 1 обяснява 46.28%, а Фактор 2 обяснява 19.07% от дисперсията на променливите. Собственото значение за двата фактора са 2.78 и 1.14. Три променливи се отнасят към Фактор 1: *ex2, ex3* и *ex1* и три към Фактор 2: *com1, com3* и *com2*.

Кутия 12.1 Факторен анализ на скала за *етническа идентичност* (Ганева, 2010)

Резултати

Факторен анализ

С цел да се установи дали предлаганата от Джейн Фини методология за анализ на етническа идентичност (Phinney & Ong, 2007) може да бъде приложена и анализирана към данните, беше използван потвърждаващ факторен анализ по метода на главните компоненти. Бяха зададени два фактора, колкото е броят на подскалите в методологията.

От Таблица 3.26 се вижда, че двата фактора се асоциират с двете подскали, фактор 1 с подскалата за *степента на обвързаност с етническата идентичност* и фактор 2 с подскалата за *желанието за изследване на собствената етническа група*. Това дава основание да се направи изводът, че предлаганата методология може коректно да се приложи към анализираната извадка.

Мярката за адекватност на цялата извадка (*The Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy*) е 0.775. За групата на българите тя е 0.735, за турците е 0.685 и за ромите 0.854, което надвишава препоръчаната стойност от 0.60 (Kaiser, 1970, 1974). Тестът на Бартлет за сферичност (Bartlett, 1954) е статистически значим за всички изследвани лица ($p < 0.001$).

Таблица 3.26. Резултати от факторния анализ на скалата за етническа идентичност (включва 6 въпроса) *(MEIM-R)*. Дадени са факторните тегла, собственото им значение и процентът на обяснена дисперсия

	Въпрос	*Факторно тегло*	
		1	2
2	Имам силно чувство за принадлежност към собствената ми етническа група.	**0.809**	0.176
6	Чувствам силна привързаност към собствената ми етническа група.	**0.567**	0.239
3	Разбирам доста добре какво означава за мен принадлежността ми към етническата група в аспект как да се отнасям към хора от моята и другите етнически групи.	**0.560**	0.183
5	Често говоря с хората с цел да науча повече неща за моята етническа група.	0.216	**0.911**
4	Често правя неща, които ми помагат да разбера по-добре историята на моята етническа група.	0.338	**0.715**
1	Отделих време, за да разбера повече за собствената ми етническа група, като например нейната история, традиции и обичаи.	0.298	**0.527**
	Собствено значение	1.73	1.68
	% на обяснена дисперсия	28.80	28.02

Забележки: Данните са анализирани чрез факторен анализ по метода на главните компоненти; ротация по метода Варимакс (Varimax) с нормализация на Кайзер (Kaiser); факторните тегла са подредени в низходящ ред за всеки фактор като по-големите от 0.52 са отбелязани в по-тъмен цвят.

Фактор 1 обяснява 28.8%, а Фактор 2 обяснява 28.0% от общата дисперсия. Фактор 1, който представлява *степента на обвързаност с етническата идентичност* (въпроси 2, 3 и 6), е с най-високо факторно тегло (над 0.56). Той е разположен в първата колона от таблицата.

Фактор 2, който представлява *желанието за изследване на собствената етническа група* (въпроси 1, 4 и 5), е разположен във втората колона от таблицата, като въпросите в него са с факторно тегло над 0.52.

Стойностите на собственото значение за двата фактора, които са представени в Таблица 3.26, покриват изискването да бъдат по-големи от 1.

В Кутия 12.1 (Таблица 3.26) е представен потвърждаващ факторен анализ за извадка от 355 подрастващи от български, турски и ромски произход (Ганева, 2010, стр. 143). От тях 122 изследвани лица са от български произход (66 момичета и 56 момчета; на възраст 17.64 години), 116 са от турски произход (72 момичета и 44 момчета; на възраст 18.03) и 117 са от ромски произход (66 момичета и 51 момчета; на възраст 18.62).

12.4 ФАКТОРЕН АНАЛИЗ НА СКАЛА БЕЗ ПОДСКАЛИ

С цел да се изчисли и интерпретира потвърждаващ факторният анализ на скала без подскали е разгледана скала за *степента на изпитвана самота* (Russell, 1996). Тя се състои от 10 въпроса/променливи във формат на Ликерт (виж Кутия 12.2) които, както и самата

скала, са интервални променливи (виж Глава 1, Раздели 1.6.3 и 1.6.6). В матрицата на изследването тези 10 променливи са обозначени като: *Loneliness_1*, *Loneliness_2*, *Loneliness_3*, *Loneliness_4*, *Loneliness_5*, *Loneliness_6*, *Loneliness_7*, *Loneliness_8*, *Loneliness_9* и *Loneliness_10*.

За целта *няма* да се изчислява самата скала.

Извадката за разгледания пример е $N = 129$.

В Кутия 12.2 е дадено ръководството за скалата за *степента на изпитвана самота*, която включва 10 въпроса, а също и инструкция как тя се изчислява и интерпретира.

Кутия 12.2 Ръководство за скала за *степен на изпитвана самота* (Russell, 1996; Ганева, 2010)

Измерване. Измерването на *степента на изпитвана самота* става със следната скала, която се състои от 10 въпроса. Изследваните лица отговарят чрез 4 - степенна скала във формат на Ликерт от: 1 – никога не се чувствам така до 4 – често се чувствам така.

1. Колко често се чувствате нещастен като правите различни неща сам/сама?
2. Колко често се чувствате, че няма с кого да си поговорите?
3. Колко често чувствате, че повече не може да търпите да сте сам/сама?
4. Колко често чувствате, че никой не ви разбира?
5. Колко често установявате, че чакате хората да Ви се обадят или да Ви пишат?
6. Колко често се чувствате напълно сам/сама?
7. Колко често чувствате, че не можете да намерите подход и да общувате с околните?
8. Колко често чувствате, че сте закопнял за компания?
9. Колко често чувствате, че Ви е трудно да създавате нови приятели?
10. Колко често се чувствате изключен от другите хора?

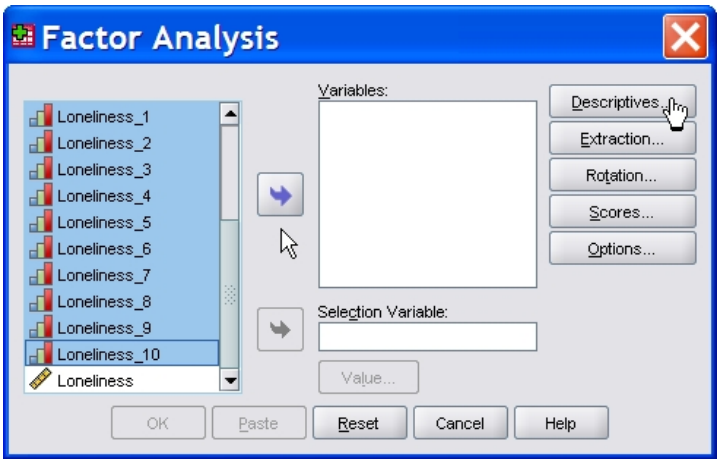
Изчисляване. Резултатът от скалата представлява *сумата* от всички дадени отговори. Сборът варира между 10 (минимум) и 40 (максимум).

Интерпретация на получените резултати: Резултати между 15 и 20 се възприемат като изпитване на нормални нива на самота. За високо ниво на самота се възприема резултат над 30.

12.4.1 ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДА *FACTOR (ФАКТОРЕН АНАЛИЗ)*

Процедурата за провеждане на факторен анализ с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- Избира се **Analyze** ⇒ **Dimension Reduction** ⇒ **Factor** (Анализ ⇒ Съкращаване на обема данни ⇒ Факторен анализ) и се получава диалоговата кутия от Фигура 12.6.



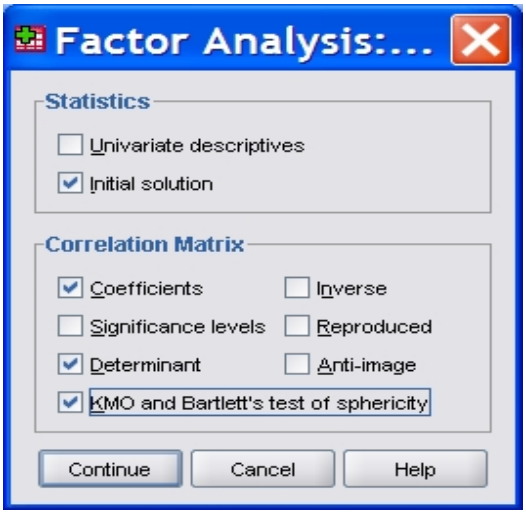
Фигура 12.6 Диалогова кутия на командата *Factor* (Факторен анализ)

- Селектират се променливите *Loneliness_1*, *Loneliness_2*, *Loneliness_3*, *Loneliness_4*, *Loneliness_5*, *Loneliness_6*, *Loneliness_7*, *Loneliness_8*, *Loneliness_9* и *Loneliness_10* и се

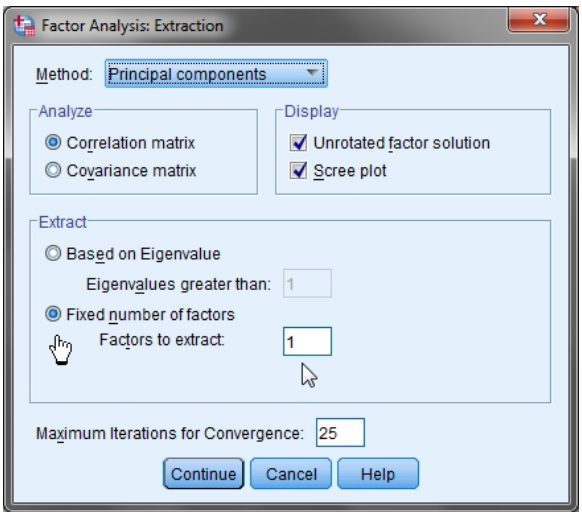
преместват с горната стрелка (виж курсора) от лявата в дясната кутия, която е с надпис **Variables** (Променливи).

Ако има обратно-фразирани въпроси (променливи) то те се селектират, а не ревърсните им променливи (виж Глава 5, Раздел 5.3.1). При оценката на надеждността (Глава 8, Раздел 8.5) е обратно – анализират се ревърсните променливи, а не обратно-фразираните.

- Кликва се на бутона **Descriptives** (Дескриптивни статистики) (виж ръчичката) и се получава диалоговата кутия от Фигура 12.7.
- В раздела *Statistics* (Статистики) се избира **Iinitial solution** (Първоначално решение).
- От раздела *Correlation Matrix* (Корелационна Матрица) се селектира: **Coefficients** (Коефициенти), **Determinant** (Детерминант) и **KMO and Bartlett's test of sphericity** (Мярка за адекватност на извадката на KMO и тест на Бартлет за сферичност).
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 12.6.
- След това се кликва на бутона **Extraction** (Извличане), който се намира в дясно на Фигура 12.6 и се получава диалоговата кутия от Фигура 12.8.

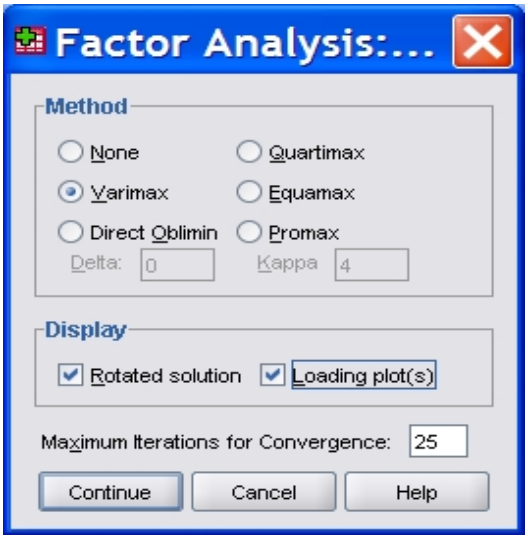


Фигура 12.7 Диалогова кутия *Descriptives* (Дескриптивни статистики) на командата *Factor* (Факторен анализ)

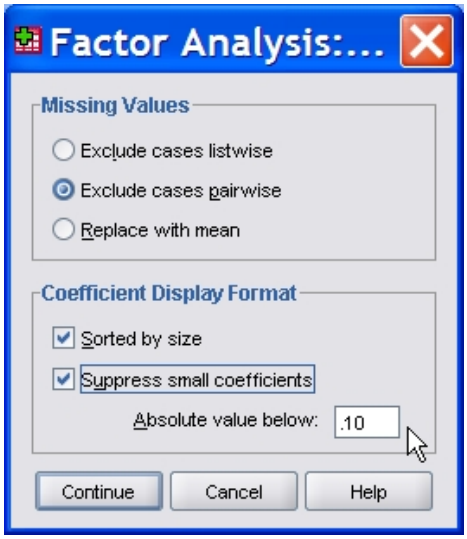


Фигура 12.8 Диалогова кутия *Extraction* (Извличане) на командата *Factor* (Факторен анализ)

- Избира се **Principal components** (Главни компоненти) от падащото меню на **Method** (Метод).
- В раздела *Display* (Покажи) се селектират и двете опции: **Unrotated factor solution** (Не ротирано факторно решение) и **Scree plot** (Точкова графика).
- В раздела *Analyze* (Анализ) се селектира балонът **Correlation matrix** (Корелационна матрица).
- В раздела *Extract* (Извличам) се селектира балонът **Fixed number of factors** (Фиксиран брой на факторите) и се написва **1** в кутията (виж курсора). По този начин се задава да се извлекат (създадат) един фактор или в случая – *без* подскали.
- Кликва се на **Continue** (Продължи) за връщане отново към диалоговата кутия от Фигура 12.6.
- Кликва се на **Rotation** (Ротация) на Фигура 12.6 и се получава диалогова кутия от Фигура 12.9.
- В раздела *Method* (Метод) се селектира балонът **Varimax** (Варимакс).
- В раздела *Display* (Покажи) се селектират **Loading plot(s)** (Графика на собствените значения) и **Rotated solution** (Ротирано решение).
- Кликва се на **Continue** (Продължи) за връщане отново към диалоговата кутия от Фигура 12.5.
- След това се кликва на **Options** (Опции) за получаване на новата диалогова кутия от Фигура 12.10.



Фигура 12.9 Диалогова кутия *Rotation* (Ротация) на командата *Factor* (Факторен анализ)



Фигура 12.10 Диалогова кутия *Options* (Опции) на командата *Factor* (Факторен анализ)

- В раздела *Missing Values* (Липсващи стойности) се избира балонът **Exclude cases pairwise** (Изключване на наблюденията по двойки). Този въпрос е представен в Глава 9, Раздел 9.9.
- В раздела *Coefficient Display Format* (Формат за показване на коефициентите) се избира **Sorted by size** (Сортирани по размер). Избира се **Suppress small coefficients** (Премълчи малките коефициенти) и се написва **.10** в кутията **Absolute value below** (Абсолютна стойност под) (виж курсора). Понякога малките тегла пречат да се разчитат изходните матрици, но винаги е възможно да се корегира този параметър като се увеличи (например да се зададе **.30**) или да се намали още повече (например **.01**).
- Кликва се на **Continue** (Продължи) за връщане отново към диалоговата кутия от Фигура 12.5.
- Кликва се на **OK** бутона на Фигура 12.5 и се получава следният резултат от изпълнението на командата на факторния анализ.

12.4.2 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
FACTOR
   /VARIABLES  Loneliness_1 Loneliness_2 Loneliness_3
               Loneliness_4 Loneliness_5 Loneliness_6
               Loneliness_7 Loneliness_8 Loneliness_9
               Loneliness_10
   /MISSING PAIRWISE
   /ANALYSIS   Loneliness_1 Loneliness_2 Loneliness_3
               Loneliness_4 Loneliness_5 Loneliness_6
               Loneliness_7 Loneliness_8 Loneliness_9
               Loneliness_10
   /PRINT INITIAL CORRELATION DET KMO EXTRACTION ROTATION
   /FORMAT SORT BLANK(.10)
   /PLOT EIGEN ROTATION
   /CRITERIA FACTORS(1) ITERATE(25)
   /EXTRACTION PC
   /CRITERIA ITERATE(25)
   /ROTATION VARIMAX
   /METHOD=CORRELATION.
```

12.4.3 ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

Factor analysis

Correlation Matrix[a]

		Loneliness_1	Loneliness_2	Loneliness_3	Loneliness_4	Loneliness_5	Loneliness_6	Loneliness_7	Loneliness_8	Loneliness_9	Loneliness_10
Correlation	Loneliness_1	1.000	.337	.368	.299	.251	.150	.431	.234	.310	.429
	Loneliness_2	.337	1.000	.483	.488	.170	.369	.472	.402	.321	.549
	Loneliness_3	.368	.483	1.000	.313	.361	.444	.355	.436	.408	.411
	Loneliness_4	.299	.488	.313	1.000	.284	.359	.404	.241	.199	.479
	Loneliness_5	.251	.170	.361	.284	1.000	.305	.316	.277	.307	.325
	Loneliness_6	.150	.369	.444	.359	.305	1.000	.360	.344	.417	.431
	Loneliness_7	.431	.472	.355	.404	.316	.360	1.000	.547	.477	.485
	Loneliness_8	.234	.402	.436	.241	.277	.344	.547	1.000	.525	.376
	Loneliness_9	.310	.321	.408	.199	.307	.417	.477	.525	1.000	.489
	Loneliness_10	.429	.549	.411	.479	.325	.431	.485	.376	.489	1.000

a. Determinant = .032

трябва да е >0.0001

трябва да е >0.60

KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		.856
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	427.031
	df	45
	Sig.	.000

трябва да е значим ($p \leq 0.05$)

Communalities

	Initial	Extraction
Loneliness_1	1.000	.319
Loneliness_2	1.000	.502
Loneliness_3	1.000	.482
Loneliness_4	1.000	.372
Loneliness_5	1.000	.268
Loneliness_6	1.000	.399
Loneliness_7	1.000	.553
Loneliness_8	1.000	.451
Loneliness_9	1.000	.464
Loneliness_10	1.000	.585

Extraction Method: Principal Component Analysis.

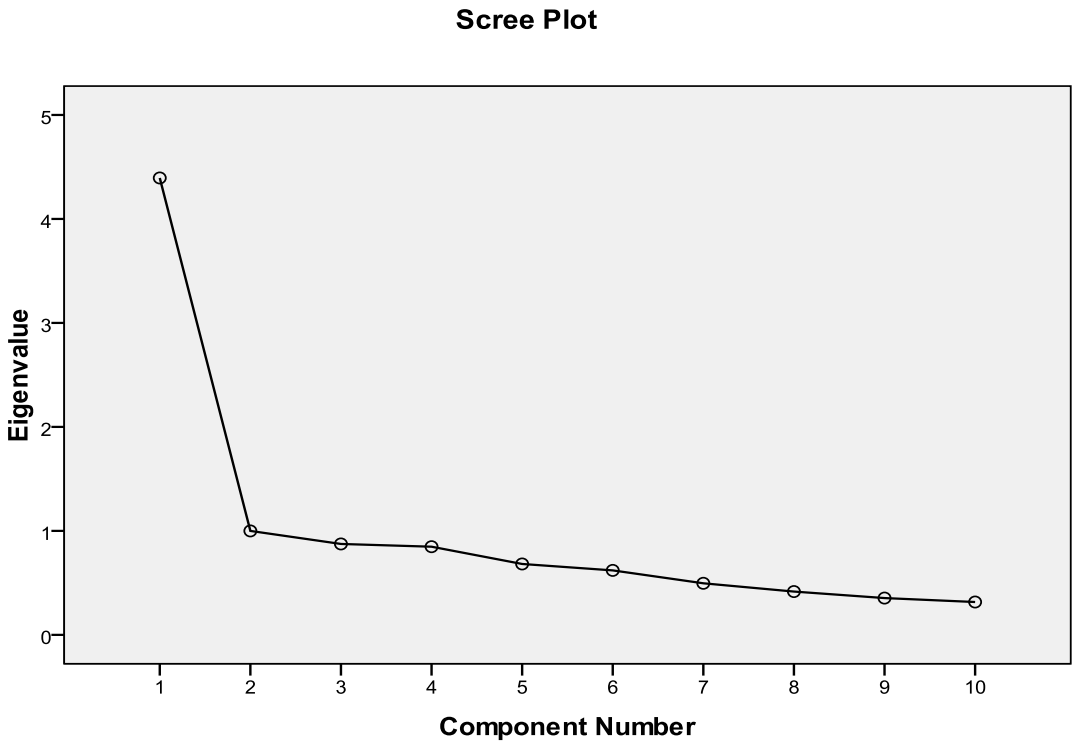
Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	4.394	43.940	43.940	4.394	43.940	43.940
2	1.000	9.996	53.936			
3	.874	8.743	62.679			
4	.848	8.479	71.158			
5	.682	6.818	77.976			
6	.620	6.200	84.177			
7	.496	4.960	89.137			
8	.416	4.164	93.301			
9	.354	3.539	96.841			
10	.316	3.159	100.000			

собствено значение

% на обяснена дисперсия

Extraction Method: Principal Component Analysis.



Component Matrix[a]

	Component
	1
Loneliness_10	.765
Loneliness_7	.744
Loneliness_2	.708
Loneliness_3	.694
Loneliness_9	.681
Loneliness_8	.671
Loneliness_6	.632
Loneliness_4	.610
Loneliness_1	.565
Loneliness_5	.518

Extraction Method: Principal Component Analysis.

a. 1 components extracted.

Rotated Component Matrix[a]

a. Only one component was extracted. The solution cannot be rotated.

12.4.4 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Факторният анализ генерира различен брой и вид таблици и графики според опциите, които са избрани.

Първата таблица е **Correlation Matrix** (Корелационна матрица), която е симетрична квадратна матрица с размерност 10×10 колкото са броят на променливите. Тя показва как всяка от десетте променливи се свързва с останалите. Корелацията на всяка променлива сама със себе си е винаги 1.00. Това са диагоналните елементи на матрицата. Липсват прекалено високи корелационни коефициенти (>0.90) и само малко от тях са под <0.30, така че има основание да се премине към анализ на резултатите от факторния анализ. По-високата корелация (>0.40) показва, че двете променливи се свързват един с друг и вероятно ще попаднат в една и съща група от факторния анализ. Ниската корелация (<0.20) показва, че двете променливи няма да имат високи

факторни тегла за един и същи фактор. Под матрицата е дадена стойността на нейния *детерминант*, която винаги трябва да е по-голяма от 0, защото при стойност 0 матрицата няма решение. Стойността на детерминанта трябва да е по-голяма от 0.0001 като колкото тя е по-близо до 0 толкова е по-голяма колинеарността. В примера стойността на детерминанта е 0.032 .

Втората таблица е **KMO and Bartlett's Test** (Мярка за адекватност на извадката на Кайзер-Мейер-Олкин (KMO) и тест на Бартлет за сферичност), която дава резултатите от тестовете за предпоставки на факторния анализ. Мярката за адекватност **Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)** трябва да е по-голяма от 0.60 (в случая тя е 0.865) като стойности под 0.50 са недопустимо ниски. При стойности под 0.50 трябва да се съберат повече данни (виж Таблица 12.1). Мярката за адекватност **KMO** показва дали броят на променливите за всеки фактор е достатъчен. Тестът на Бартлет **Bartlett's Test** трябва да е значим, т. е. да има стойности по-малки или равни на 0.05 (в случая той е 0.000, което означава, че е <0.001). Той показва дали променливите са достатъчно силно корелирани, за да *започне* факторният анализ.

Третата таблица е **Communalities** (Комуналност) преди и след екстракцията на факторите. Под термина *комуналност* се разбира пропорцията на общата дисперсия за променливата. Методът на *главните компоненти*, който се прилага работи при първоначални предположения, че всички дисперсии са общи. Това означава, че първоначалните стойности за комуналността на променливите са 1 (виж първата колона на таблицата). След като факторите (скритите променливи) са извлечени се получава по-добра представа за тяхната комуналност като стойностите са дадени във втората колона на същата таблица. Например може да се каже, че 31.9% от дисперсията, която се свързва с първия въпрос е обща дисперсия. По принцип колкото тези стойности са по-високи толкова е по-добре.

Таблицата **Total Variance Explained** (Обяснена обща дисперсия) показва как дисперсията се разпределя между десетте възможни фактора, т. е. между броя на променливите, които са анализирани. Прави впечатление, че за фактора *собственото значение* (Eigenvalue) е по-голямо от 1 (4.394). *Собственото значение* е мярка за обяснение на собственото значение на дисперсията, което е общоприет критерий, че факторът има смисъл. Ако собственото значение на фактора (скритата променлива) е по-малко от 1 означава, че факторът обяснява по-малко информация от колкото един въпрос (променлива) би трябвало да обясни. Много изследователи игнорират такива фактори (скрити променливи), защото не носят информация. Ето защо *собственото значение* е критерий за определяне на броя на факторите.

Следва графиката **Scree Plot** (Точкова графика), която дава собствените значения за всеки от компонентите. Броят на компонентите е равен на броя на изследваните променливи и в случая те са десет. Графиката показва, че след първия компонент разликата между собствените значения намалява, те са по-малки от 1.0 и графиката става по-плоска. Това означава, че десетте въпроса образуват *една* скала, имат само една скрита променлива, което е и целта на провеждането на факторния анализ с извадката.

Следващата таблица е **Component Matrix** (Компонентна матрица), която съдържа информация за *факторните тегла* за всяка променлива за всеки фактор *преди* ротацията на факторите. Тази информация не е важна от гледна точна на нейната интерпретация, но е важно за сравнение с аналогичната от следващата таблица, за да се види как са се изменили факторните тегла преди и след ротацията на факторите. При извличане на *един* фактор няма ротация на факторите.

В следващата таблица **Rotated Component Matrix** (Ротирана компонентна матрица) се виждат *факторните тегла* на всяка от десетте променливи за двата фактора *след* ротацията на факторите. Тъй като факторният анализ е извлякъл само един фактор и не може да се проведе ротация на един фактор, затова и тази матрица е празна.

12.4.5 ПРЕДСТАВЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Резултатите от факторния анализ за скала, която няма подскали обикновено не се представят. Той служи само за проверка на данните и цели изследователят да се убеди, че те могат да се използват за провеждане на дедуктивна статистика. Когато обаче

изследователя използва факторният анализ при проверка на валидността на скалата (Глава 8, Раздел 8.6.3), то тя се докладва в раздел Метод (Глава 2).

Кутия 12.3 Надеждност и валидност (Ganeva, 2015)

Надеждност и валидност.
За проверка и анализ на надеждността на скалите, които съдържат четири въпроса за изследваната извадка е използван коефициентът алфа α на Кронбах (Cronbach's coefficient alpha). Надеждността на скалите за взаимодействие на българи с българи, турци, роми и евреи е съответно: $\alpha = 0.88$, $\alpha = 0.83$, $\alpha = 0.71$ и $\alpha = 0.89$. В предишно изследване за България (Ганева 2012д) надеждността на скалите за изброените етноси е съответно: $\alpha = 0.90$, $\alpha = 0.62$, $\alpha = 0.93$ и $\alpha = 0.86$.

За проверка на конструктивната валидност на четирите скали за взаимодействие (за българи, турци, роми и евреи) за извадката е проведен потвърждаващ факторен анализ (McIntire & Miller, 2000) на четирите въпроса за всяка скала. Данните са анализирани по метода на главните компоненти с ротация по метода Варимакс (Varimax) с нормализация на Кайзер (Kaiser). За четирите скали получените резултати показват, че тестът на Бартлет за сферичност (Bartlett, 1954) е статистически значим (p<0.001), а мярката за адекватност (*The Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy*) за скалите е съответно: 0.81, 0.79, 0.70 и 0.81. Резултатите показват, че има само един фактор, който включва разглежданите 4 въпроса. Общата обяснена дисперсия след ротацията е съответно: 73.20%, 66.33%, 53.76% и 76.48%, а собствените значения са 2.93, 2.65, 2.15 и 3.06 за всяка скала за взаимодействие.

Получените резултати показват, че приложената методология за измерване на взаимодействието (Valencia et al., 2004) е задоволително надеждна и конструктивно валидна за дадената извадка. Това позволява да се проведе по-нататъшен статистически анализ.

12.5 ОБОБЩЕНИЕ

Целта на факторния анализ е да се идентифицират фактори (скрити променливи), които по-пълно обясняват наблюдаваните връзки между променливите.

Изследователският факторен анализ и потвърждаващият факторен анализ са статистически процедури, които позволяват на изследователя да представи голямо количество взаимосвързани променливи с нормално разпределение или които формират скала в по-опростен вид само от няколко променливи. Двете процедури определят кои променливи от голямо множество формират обща група (скрита променлива) или на които респондентите са отговорили по най-сходен начин.

Преговор: ***Ключови думи и термини*** по азбучен ред, *виж*: Тълковния речник

анализ на главните компоненти	липсващи стойности	скрита променлива
анормални наблюдения	надеждност	тест на Бартлет за сферичност
Варимакс	неортогонална ротация	устойчивост на теста
дескриптивна статистика	нормално разпределение	фактор
корелационна матрица	ортогонална ротация	факторен анализ
корелация	променлива	факторно тегло
критерии за мярка на адекватност на извадката на Кайзер-Мейер-Олкин (KMO)	размер на извадка	
	ротация	
	ръководство за скала	

Потвърждаващият факторен анализ се прилага в изследвания за потвърждаване на научните хипотези или теории относно структурата на дадено множество от променливи (скала).

Факторният анализ се използва главно за: **(а)** идентифициране на структурата на група от променливи, **(б)** конструиране на въпросник (Глава 25) и **(в)** свеждане на базата от данни до по-малко на брой променливи, които съдържат максимално възможно количество информация от оригиналната база от данни. Факторният анализ е

специфична процедура, която за разлика от другите процедури ***не*** е създадена за проверка на статистически тестове.

12.6 Упражнения

I. Отговорете на следните въпроси с "вярно" или "невярно":

1. *Скрита променлива* и *фактор* са тъждествени понятия.
2. *Факторният анализ* се базира на *корелационния анализ*.
3. Факторният анализ, за разлика от другите статистически процедури, не е създаден за проверка на статистически тест.

II. Изследовател е провел факторен анализ на скала, която се състои от няколко подскали и е получил следните резултати:

KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		.842
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	1345.911
	df	253
	Sig.	.000

Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	6.194	26.929	26.929	6.194	26.929	26.929	5.549	24.127	24.127
2	2.328	10.121	37.051	2.328	10.121	37.051	2.972	12.923	37.051
3	1.989	8.646	45.696						
4	1.610	7.001	52.697						
5	1.088	4.731	57.429						
6	.966	4.200	61.629						
7	.873	3.795	65.423						
8	.866	3.764	69.188						
9	.772	3.355	72.543						
10	.700	3.044	75.586						
11	.640	2.782	78.368						
12	.583	2.533	80.900						
13	.558	2.427	83.327						
14	.526	2.288	85.615						
15	.486	2.113	87.728						
16	.475	2.065	89.793						
17	.415	1.803	91.596						
18	.389	1.692	93.288						
19	.378	1.644	94.932						
20	.317	1.377	96.309						
21	.311	1.354	97.662						
22	.288	1.254	98.916						
23	.249	1.084	100.000						

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Отговорете на следните въпроси:

4. Колко въпроси/променливи са разгледани?
5. Колко подскали има в скалата?
6. Колко е стойността на Критерия за мярка на адекватност на извадката на Кайзер-Мейер-Олкин (KMO)?
7. Допустима ли е тази стойност?
8. Каква е *p*-стойността на теста на Бартлет за сферичност?
9. Статистически значим ли е тестът на Бартлет за сферичност?
10. За колко фактора (скрити променливи) *собственото значение* е по-голямо от 1?
11. Ако броят на факторите (скритите променливи) не съответства на броя на подскалите това какво означава?
12. Какво е собственото значение след ротацията за всеки от факторите?
13. Какъв е процентът на обяснена дисперсия за всеки от факторите?

13 Съпоставка на една или две групи с *T*-тест

13.1	Въведение	349
13.2	*T*-тест за една извадка	350
13.3	*T*-тест за независими извадки	355
13.4	*T*-тест за свързани (корелирани) извадки	361
13.5	Обобщение	366
13.6	Упражнения	366

13.1 Въведение

В тази глава са разгледани два варианта на един от най-често използваните статистически тестове за установяване на статистическо значимо различие между средноаритметичните стойности на две извадки и за установяване на различие между средноаритметичната стойност на една извадка и дадено число (константа). Този тест използва отношението на разликата между средноаритметичните стойности и тяхната стандартна грешка. Името на разпределението на **Стюдънт** (Student) е превод от английски език и означава "студент". Тестът не носи това име защото студентите често го използват в ежедневната си изследователска дейност, а защото **Стюдънт** е псевдоним на английския статистик Уйлям Госет (William Gossett) (1876-1937). Той създава статистическата теория за този тест докато работи за световноизвестната пивоварна Гинес (Guinness) в Дъблин. Тъй като на работещите в Гинес е било забранено да публикуват своите научни разработки Госет публикува своите разработки под псевдоним. По-късно английският статистик Роналд Фишер (Sir Ronald Fisher, 1890-1962) прецизира теста. В момента *t*-разпределението е едно от най-базовите статистически разпределения, което както и другите най-често използвани статистически разпределения – χ^2 и F са от класа на вероятностните разпределения, които са свързани с най-често използваното нормално разпределение. *T*-разпределението се отклонява от нормалното при малък брой на изследваната извадка, обикновено под 30 човека. *T*-тестът се съдържа във всеки статистически пакет, включително и в IBM SPSS Statistics, защото е една от най-широко разпространената и използвана процедура за статистически анализ. Най-често той се използва при сравнение на две средноаритметични стойности, което е включено в учебника. Тъй като тестът е лесен за

приложение за съжаление лесно се допускат грешки при прилагането и интерпретирането му.

В тази глава е разгледано кога, защо и как правилно се използва *t*-тестът и как се представят резултатите от него. Анализирани са три вида *t*-теста:

- *t-тест за една извадка*, разгледан в Раздел 13.2. Той се използва за откриване на статистически значимо различие между средноаритметичната стойност на една извадка и предварително зададено контролно число (константа, "златен стандарт", например: числото 5).
- *t-тест за независими извадки*, разгледан в Раздел 13.3. Той се използва за откриване на статистически значимо различие между средноаритметичните стойности на две независими извадки, т. е. на *две различни групи*, например: момчета и момичета. Двете независими извадки могат да включват различен брой наблюдения.
- *t-тест за свързани извадки* или за *корелирани извадки*, разгледан в Раздел 13.4. Той се използва, когато две извадки са корелирани, обикновено защото те представляват:
  - **а.** двойка от повторно измерване на един и същи респондент (претест/ посттест),
  - **б.** наблюдения от две съгласувани групи (брат/сестра, родители, близнаци),
  - **в.** отговорите на един и същи респондент на два различни въпроса (скали).

  Броят на наблюденията за двете корелирани извадки трябва да бъде равен, защото всяка стойност от едната извадка трябва да се асоциира (свързва) с конкретна стойност от другата извадка.

Във всичките случай се сравняват средноаритметичните стойности на извадките.

- ***T*-тест на Стюдънт** е параметричен статистически тест, който се използва: **(а)** при проверка дали разликата между две средноаритметични стойности е статистически значимо различна от 0; **(б)** при регресионния анализ за проверка дали регресионните коефициенти b_i са статистически значимо различни от 0.
- ***T*-тестът за независими извадки** проверява дали средноаритметичните стойности за две независими извадки са статистически значимо различни.
- ***T*-тестът за свързани, корелирани извадки** проверява дали средноаритметичните стойности за две зависими или свързани извадки са статистически значимо различни.

13.2 *T*-ТЕСТ ЗА ЕДНА ИЗВАДКА

T-тестът за една извадка на Стюдънт (Student's one-sample *t*-test) служи за определяне дали има статистически значимо различие между средноаритметичната стойност за една извадка и специално за научното изследване контролно число "златен стандарт" (например с числото 5).

13.2.1 ПРЕДПОСТАВКИ ЗА *T*-ТЕСТ ЗА ЕДНА ИЗВАДКА

За да се проведе *t*-тест за една извадка трябва да са изпълнени следните предпоставки:

1. Променливата трябва да е интервална или пропорционална с н**ормално разпределение**.
2. Наличие на **независимост на извадката** или всяко наблюдение да е събрано независимо от другите.

Първата предпоставка играе ключова роля при този тест и може да се провери по начина разгледан в Глава 7. На практика е доста трудно тя да се изпълни и затова възниква въпросът какво да се прави ако променливата няма нормално разпределение. В този случай е важно какъв е размерът на анализираната извадка N и с известен риск може да се използва следният подход:

- Ако извадката е малка ($N<15$) и се наблюдава асиметрия или се срещат анормални наблюдения изследователят трябва да се откаже от използването на *t*-тест за една извадка.
- Ако извадката е с умерен размер ($15<N<30$) и няма анормални наблюдения, може да се приложи *t*-тест за една извадка.
- Ако извадката е голяма ($N>30$) може да се използва *t*-тест за една извадка независимо от това дали има асиметрия или анормални наблюдения в нея.

Втората предпоставка се предполага, че е изпълнена още в процеса на събиране на данните. Във всички случаи тя се отнася към начина на събиране на данните и нейното изпълнение зависи от това как е планирано и проведено научното изследване (виж Глава 2).

13.2.2 СТАТИСТИЧЕСКИ ХИПОТЕЗИ ЗА *T*-ТЕСТ ЗА ЕДНА ИЗВАДКА

Когато изследователят разполага с достъп до генералната съвкупност и "златен стандарт" в този случай базовата хипотеза за *t*-теста за една извадка при двустранен тест, когато се сравнява средноквадратичната стойност на извадката μ с константа (златният стандарт), която например е 5, се формулира по следния начин:

$H_0: \mu = 5$ Средноквадратичната стойност за генералната съвкупност е равна на 5.
$H_1: \mu \neq 5$ Средноквадратичната стойност за генералната съвкупност *не* е равна на 5.

Нулевата хипотеза H_0 се проверява на базата на *t*-статистиката на Стюдънт. Ако получената *p*-стойност е малка $p \leq 0.05$ се отхвърля нулевата хипотеза H_0 и се прави изводът, че има статистически значимо различие между средноаритметичната стойност и числото 5, т. е. $\mu \neq 5$.

ГОЛЕМИНА НА ЕФЕКТА

При интерпретацията на *големината на ефекта* се използва коефициентът d (виж Глава 9, Раздел 9.10), който за съжаление не е включен в изходните таблици на IBM SPSS Statistics, но се изчислява по следната формула:

$$d = \frac{\bar{x} - A}{s} \qquad 13.1$$

където: A е константа или "златният стандарт", $\bar{x}$ е средноаритметичната стойност, а s е стандартното отклонение за извадката. IBM SPSS Statistics дава резултатите за $\bar{x}$ и s, така че изчисляването на d по горната формула е елементарно. Интерпретацията на коефициента d, направена от Коен (Cohen, 1988), е дадена в Таблица 9.8.

13.2.3 ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДА *ONE-SAMPLES T TEST* (*T*-ТЕСТ ЗА ЕДНА ИЗВАДКА)

С цел да се илюстрира и интерпретира *t*-тестът за една извадка е разгледана следната една променлива:

1. Скала за *етническа идентичност на деца и младежи* (Романова, 1995), която се състои от 21 въпроса във формат на Ликерт. Ръководството на скалата е дадено в Кутия 13.1. Скалата е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследването променливата, която съответства на скалата е *OLGA_Ethnic_Identity*.

Извадката за разгледания пример е $N = 17$.

В Кутия 13.1 е дадено ръководството на скалата за *етническа идентичност на деца и младежи*. То включва 21 въпроса, които я формират, нейните четири подскали и инструкцията как се изчислява тя.

Изследователският въпрос е: "Има ли статистически значимо различие в средноаритметичните стойности за *етническата идентичност на деца и младежи* за агностиците?"

Научната (експерименталната) хипотеза H_1 е: "Средноаритметичната стойност на *етническата идентичност на деца и младежи* за агностиците е различна от 0."

Кутия 13.1 Ръководство за скалата за *етническа идентичност на деца и младежи* (Романова, 1995; Ганева 2010)

Измерване. Степента на *етническа идентичност на деца и младежи* е измерена със следната скала, която се състои от 21 въпроса и има четири подскали.

Изследваните лица отговарят чрез 5 – степенна скала във формат на Ликерт от: 1 – силно несъгласен до 5 – силно съгласен с 3 – неутрално мнение.

1. Интересувам се от историята и културата на моя етнос.
2. Смятам, че в международни спорове човек трябва да защитава интересите на своя етнос.
3. Представители от една и съща етническа група трябва да общуват по между си на своя роден език.
4. Мисля, че етническата гордост е чувство, което трябва да се възпитава още от детството.
5. Считам, че при общуване с хората трябва да се ориентираме по личностните им качества, а не по етническата им принадлежност.
6. Много се обиждам, когато чуя нещо оскърбително за моя етнос.
7. Етническата принадлежност е нещо, което винаги ще разединява хората.
8. Считам, че представителите на всяка етническа група трябва да живеят на земята на своите предци.
9. Приятелските отношения и още повече бракът трябва да са ориентирани според етническата принадлежност на партньора.
10. Изпитвам дълбоко чувство на лична гордост, когато чуя да се говори за постиженията на моя етнос.
11. Смятам, че хората имат право да живеят на територията на цялата Земя без значение каква е тяхната етническа принадлежност.
12. Мисля, че може да се развива и съхранява само културата на собствената етническа група.
13. Поддържам смесените бракове, защото чрез тях се свързват хора от различни етноси.
14. Ако чуя обвинения за моя етнос, то по правило не ги приемам лично.
15. Смятам, че правораздаването и преподаването в училище в мултиетнически държави трябва да бъде на езика на мнозинството.
16. Считам, че политическата власт в мултиетническите държави трябва да бъде в ръцете на представители на мнозинството.
17. Представителите на мнозинството не трябва да имат никакви предимства пред представителите на другите етноси, които обитават същата територия.
18. Считам, че представителите на мнозинството трябва да решат дали имат право да живеят в тяхната страна хора от други етноси.
19. Мисля, че в правителствата на мултиетническите държави трябва да има представители на всички етноси, които съжителстват на една и съща територия.
20. Мисля, че представителите на мнозинството трябва да имат определено преимущество, тъй като те живеят на своята собствена територия.
21. Ако имах възможност да си избера етническата група, то бих предпочел(а) тази, към която принадлежа в момента.

Кодиране: Резултатите се кодират по следния начин: силно несъгласен: –2; несъгласен: –1, неутрално мнение: 0; съгласен: +1 и силно съгласен: +2.

Така кодирани отговорите позволяват при изчислението на скалата и нейните 4 подскали ако получените положителни стойности означават съгласие, отрицателните стойности да означават несъгласие, а 0 да е неутрално мнение.

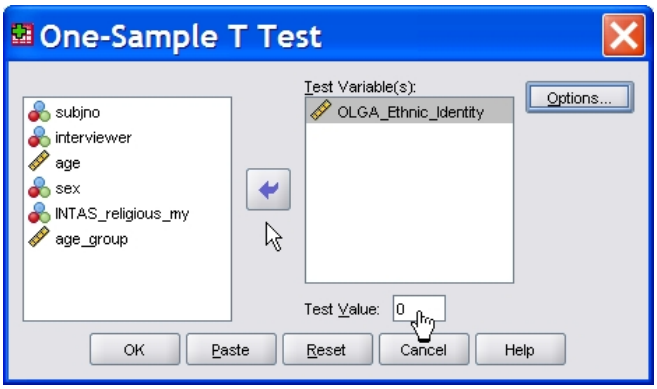
Изчисляване: Резултатът от скалата представлява *средната стойност* от всички дадени отговори. Скалата се състои от следните 4 подскали:

- Чувство на принадлежност към собствената етническа група (5 въпроса): 1, 6, 10, 14 и 21.
- Значимост на националната принадлежност (7 въпроса): 2, 4, 5, 7, 9, 12 и 13.
- Взаимоотношения между групата на мнозинството и етническите малцинства (7 въпроса): 8, 11, 16, 17, 18, 19 и 20.
- Използване на език (2 въпроса): 3 и 15.

Интерпретация на получените резултати: положителните стойности съответстват на положителна етническа идентичност, а отрицателите на негативна етническа идентичност.

Процедурата за провеждане на *t*-теста за една извадка с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- Избира се **Analyze** ⇒ **Compare Means** ⇒ **One-Samples T Test** (Анализ ⇒ Съпоставка на средноаритметични стойности ⇒ *T*-тест за една извадка) (Фигура 3.21) и се получава диалоговата кутия от Фигура 13.1.



Фигура 13.1 Диалогова кутия на командата *One-Samples T Test* (*t*-тест за една извадка)

- Премества се променливата *OLGA_Ethnic_Identity* в кутията **Test Variable(s)** (Зависима променлива(и)) с помощта на стрелката в средата на диалоговата кутия (виж курсора).
- В кутията **Test Value** (Контролна стойност) стои числото **0** (виж ръчичката), което е числото, с което се сравнява средната стойност на извадката.

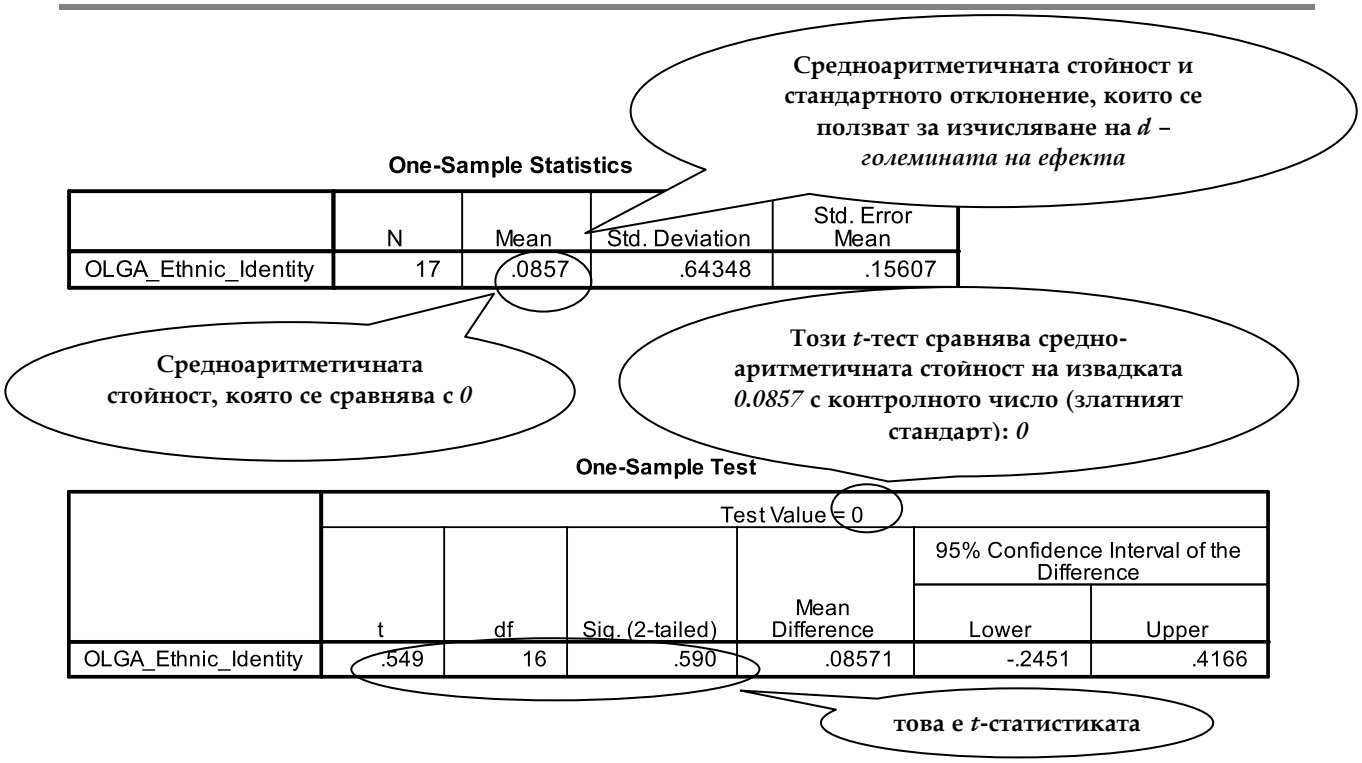
  Ако се кликне на бутона **Options** (Опции), който е в горният десен ъгъл на диалоговата кутия, се появява нова диалогова кутия, в която се задава как се работи при липсващи данни (виж Глава 9, Раздел 9.9) и какъв е доверителният интервал на оценката. В примера тези параметри са оставени както са зададени по подразбиране.
- Кликва се на бутона **OK**, който е долу в ляво на диалоговата кутия и се получава следният резултат от изпълнението на командата.

13.2.4 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
T-TEST
   /TESTVAL=0
   /MISSING=ANALYSIS
   /VARIABLES=OLGA_Ethnic_Identity
   /CRITERIA=CI(.95).
```

13.2.5 ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

T-Test



13.2.6 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Първата таблицата **One-Sample Statistics** (Статистика за една извадка) дава дескриптивна статистика за изследваната променлива: в първата колона N (Брой) е броят на извадката: $N = 17$; втората колона **Mean** (Средноаритметично) съдържа информация за средноаритметичното: 0.0857; третата колона **Std. Deviation** (Стандартно отклонение) дава стандартното отклонение: 0.64348, а последната колона **Std. Error Mean** (Стандартна грешка за средноаритметичната стойност) дава стандартната грешка за средноаритметичното за изследваната променлива: 0.15607.

Втората таблица **One-Sample Test** (Тест за една извадка) дава в първата колона t стойността на t-статистиката: $t = 0.549$; втората колона **df** (Степени на свобода) дава степените на свобода: $df = 16$; в третата колона **Sig. (2-tailed)** (Значимост, двустранна) е дадена двустранната статистическа значимост: $p = 0.590$. Таблицата дава информация за доверителния интервал за разликата изчислен при 95% доверителна вероятност (95% Confidence Interval of the Difference): в колоната **Lower** (Долна) е информацията за долната граница: -0.2451, а в колоната **Upper** (Горна) е информацията за горната граница: $+0.4166$, т. е. $CI_{95} = -0.25, +0.42$.

Тъй като получената стойност за p е по-голяма от 0.05 ($p = 0.590$) не може да се направи изводът, че има различие между средноаритметичната стойност 0.0857 и контролното число 0.

Ако p беше по-малко или равно на 0.05, изследователят щеше да отхвърли нулевата хипотеза H_0. Невъзможността да се отхвърли нулевата хипотеза H_0 както е в примера ($p = 0.590 > 0.05$) не означава, че изследователят е открил доказателства, че няма различие между средноаритметичната стойност 0.0857 и контролното число 0. Това показва, че той не е открил различия ако изобщо са съществували.

Големината на ефекта се изчислява съгласно Формула 13.1 и се използва информацията от първата таблица **One-Sample Statistics** (Статистика за една извадка): $\bar{x} = 0.0857$, $s = 0.64348$. Златното число в случая е 0 и тогава като се поставят тези стойности в 13.1 се получава следната стойност за коефициента d:

$$d = \frac{\bar{x} - A}{s} = \frac{0.0857 - 0}{0.64348} = \frac{0.0857}{0.64348} \approx 0.13$$

Той (d=0.13) показва нищожна *големина на ефекта* (Глава 9, Раздел 9.10.3 и Таблица 9.8), което при статистически незначимо различие е напълно очакван резултат.

13.2.7 ПРЕДСТАВЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Резултатите от *t-тест за една извадка* на Стюдънт се представят в раздел **Метод** и **Резултати** (виж Глава 2). Тъй като скалата за *етническа идентичност на деца и младежи* се състои от въпроси във формат на Ликерт, отговорите на които са кодирани в цели числа от -2 до $+2$, нейните стойности се представят с точност два знака след десетичната точка (виж Глава 1, Раздел 1.17). За примера те звучат по следния начин:

- В раздел **Метод**:

> С цел да се провери хипотезата, че средноаритметичната стойност за *етническата идентичност на деца и младежи* (Романова, 1995) е равно на 0 беше използван *t-тест за една извадка* на Стюдънт (Student's one-sample *t*-test).

- В раздел **Резултати**:

> Средноаритметичната стойност на *етническата идентичност на деца и младежи* за групата на агностиците ($M = 0.09$, $SD = 0.64$, $N = 17$) не е статистически значимо различна от стойността от научната хипотеза – 0, $t(16) = 0.55$, $p = 0.59$, $d = 0.13$.

Описанието на доверителния интервал звучи по следния начин:

> 95% доверителен интервал за средноаритметичната стойност на *етническа идентичност на деца и младежи* за групата на агностиците изчислен с помощта на *t*-разпределението на Стюдънт (Student's *t* distribution) с 16 степени на свобода е: $CI_{95} = (-0.25, 0.42)$. Тъй като интервалът включва стойността от научната хипотеза (златният стандарт) 0 няма статистически значими доказателства, че средноаритметичната стойност за *етническа идентичност на деца и младежи* за групата на агностиците е различна от 0.

13.3 *T*-ТЕСТ ЗА НЕЗАВИСИМИ ИЗВАДКИ

В този раздел броят на групите в изследователския дизайн се увеличава от една на две. Когато е необходимо да се изследва дали има статистическо различие между неизвестните средноаритметични стойности за двете извадки (групи) е подходящо да се избере *t-тест за независими извадки* (independent-samples *t*-test). Ако двете средноаритметични стойности са статистически значимо различни една от друга се прави изводът, че средноаритметичните стойности и за двете генерални съвкупности също са различни.

Двете извадки се получават от:

- две различни генерални съвкупности (например: мъже и жени).
- от една генерална съвкупност, която по случаен начин е разделена на две групи и за всяка група се дава, например, по едно от две възможни лекарства.

Във всички случаи, за да е валиден *t*-тестът за независими извадки е необходимо двете извадки да са независими, т. е. да нямат връзка по между им.

13.3.1 ПРЕДПОСТАВКИ ЗА *T*-ТЕСТ ЗА НЕЗАВИСИМИ ИЗВАДКИ

За да се проведе *t*-тестът за независими извадки на Стюдънт са необходими *две* променливи:

- Едната променлива трябва да е **номинална** и да формира две групи (например: мъже/жени). Тя се нарича *независима променлива*.
- Втората променлива, която се изчислява и средноаритметичните ѝ стойности се сравняват за двете групи (извадки) на независимата променлива, трябва да е **интервална** или **пропорционална**. Тя се нарича *зависима променлива*.

Предпоставките за провеждане на *t*-тест за независими извадки са:

1. **Нормално разпределение** за зависимата променлива за двете групи (извадки) на независимата променлива.
2. Дисперсията на зависимата променлива за двете групи е приблизително еднаква или наличие на **хомогенност на дисперсията**.
3. **Независимост на двете извадки** или всяко наблюдение да е събрано независимо от другите наблюдения.

Първата предпоставка се проверява по начина разгледан в Глава 7 с помощта на командата **Explore** (Изследвай), която показва дали всяка от двете групи/извадки (например: момчета, момичета) имат поне приблизително нормално разпределение. При големи извадки ($N > 30$) отпада необходимостта от проверка на тази предпоставка, но изследователят винаги може да се убеди дали тя е изпълнена за извадката.

Проверката на *втората предпоставка* става чрез теста на Левин (Levene) за равенство на дисперсиите. Ако обаче извадките за двете групи са приблизително еднакви по размер (броят на изследваните момчета е приблизително равен на броя на изследваните момичета), тогава тази предпоставка може да не се проверява.

Третата предпоставка се отнася до начина на събиране на данни. Нейното изпълнение зависи от това как е планирано и проведено научното изследване (Глава 2).

T-тестът за независими извадки е доста *устойчив* към умерено неизпълнение на предпоставките за нормално разпределение и за равенство на дисперсиите, но предпоставката за независимост на извадките трябва винаги да е изпълнена.

Ако горните предпоставки за статистически анализ на данните не са изпълнени, може да се използва непараметричният тест на Ман-Уитни (Mann-Whitney U test), който е разгледан в Глава 20.

13.3.2 СТАТИСТИЧЕСКИ ХИПОТЕЗИ ЗА Т-ТЕСТ ЗА НЕЗАВИСИМИ ИЗВАДКИ

Когато са налице две генерални съвкупности е от значение да се знае дали техните средни стойности (μ_1 и μ_2) са равни. Хипотезите за сравнение на две средноаритметични стойности в *t*-теста за независими извадки при двустранен тест са следните:

$H_0 : \mu_1 = \mu_2$	Средноаритметичните стойности на генералните съвкупности са *равни*.
$H_1 : \mu_1 \neq \mu_2$	Средноаритметичните стойности на генералните съвкупности са *различни*.

Нулевата хипотеза H_0 се тества на базата на *t*-статистиката на Стюдънт.

ГОЛЕМИНА НА ЕФЕКТА

При интерпретацията на *големината на ефекта* се използва коефициентът d (виж Глава 9, Раздел 9.10), който за съжаление не е включен и изходните таблици на IBM SPSS Statistics, но може да се изчисли по следната формула:

$$d = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{(N_1 - 1)s_1^2 + (N_2 - 1)s_2^2}{N_1 + N_2 - 2}}} \qquad 13.2$$

където: $\bar{x}_1$ и $\bar{x}_2$ са средноаритметичните стойности за първата и втората извадки; s_1 и s_2 са стандартното отклонение за първата и втората извадка, а броят на наблюденията в първата и втората извадки са съответно N_1 и N_2 .

IBM SPSS Statistics дава резултатите за $\bar{x}$, s и N , така че изчисляването на d по горната формула не е трудно с калкулатор.

Интерпретацията на коефициента d , направена от Коен (Cohen, 1988) е дадена в Таблица 9.8.

13.3.3 ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДА *INDEPENDENT-SAMPLES T TEST* (*T*-ТЕСТ ЗА НЕЗАВИСИМИ ИЗВАДКИ)

С цел да се илюстрира и интерпретира *t*-тестът за независими извадки на Стюдънт са разгледани следните две променливи:

1. Скала за *усещане за контрол* (Pearlin & Schooler, 1978), която се състои от 7 въпроса във формат на Ликерт (виж Кутия 13.2) и е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследването тя е обозначена като *Sense_of_mastery*. Това е зависимата променлива.
2. Променливата *пол*, която приема две стойности: 1–момче, 2–момиче и е номинална, дихотомна (виж Глава 1, Раздел 1.6.1). В матрицата на изследването тя е обозначена като *sex*. Това е независимата променлива.

Извадката за разглеждания пример е $N = 100$, от които момчетата са 45, а момичетата – 55. Тъй като за всяка от двете групи извадката е голяма, т. е. $N > 30$ няма да се прави проверка за нормалност на разпределението на зависимата променлива *Sense_of_mastery*.

В Кутия 13.2 е дадено ръководството на скалата за *усещане за контрол*, което включва 7 въпроса и инструкция как се изчислява тя.

Кутия 13.2 Ръководство за скала за *усещане за контрол* (Pearlin & Schooler, 1978; Ганева 2010)

Измерване. Степента на *усещане за контрол* е измерена със следната скала, която се състои от 7 въпроса. Изследваните лица отговарят чрез 5 – степенна скала във формат на Ликерт от: 1 – силно несъгласен до 5 – силно съгласен с 3 – неутрално мнение.

1. Слабо или никак не контролирам нещата, които ми се случват.
2. Наистина няма начин, по който да разреша някои от проблемите, които имам.
3. Малко неща мога да направя, за да променя по-значимите неща в живота ми.
4. Често се чувствам безпомощен пред проблемите в живота.
5. Понякога се чувствам сякаш изтласкан от живота.
6. Какво ще ми се случи в бъдеще в повечето случаи зависи от мен самия.
7. Мога на направя точно това, което съм решил да направя.

Изчисляване: Резултатът от скалата представлява *сумата* от всички дадени отговори. Сборът варира между 7 (минимум) и 35 (максимум).

Интерпретация на получените резултати: За високо ниво на *усещане за контрол* се възприема резултат над 25.

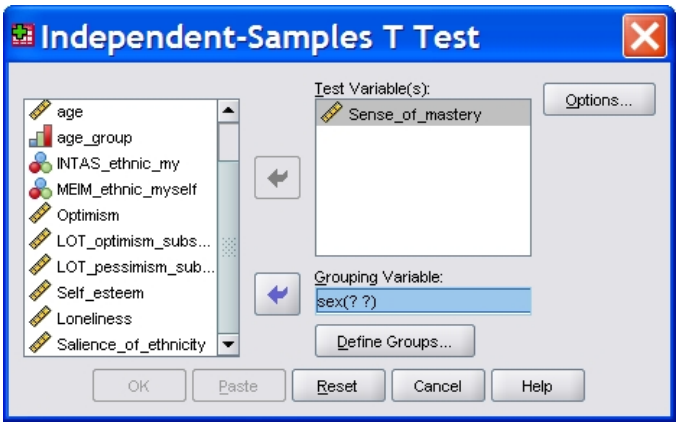
Изследователският въпрос е: "Има ли статистически значимо различие в средно-аритметичните стойности за *усещането за контрол* между момчетата и момичетата?"

Научната (експерименталната) хипотеза H_1 **е**: "Има различие между средно-аритметичните стойности за *усещането за контрол* между момчетата и момичетата."

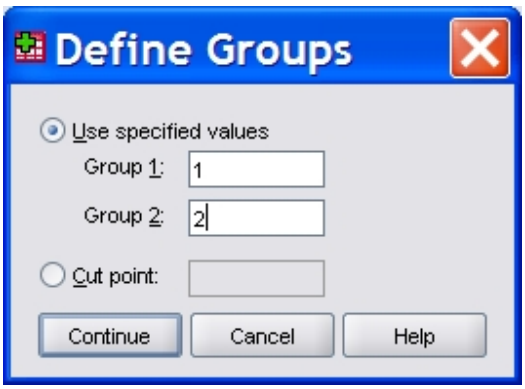
Процедурата за провеждане на *t*-тест за независими извадки с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- Избира се **Analyze** ⇒ **Compare Means** ⇒ **Independent-Samples T Test** (Анализ ⇒ Съпоставка на средноаритметичните стойности ⇒ *T*-тест за независими извадки) (Фигура 3.21) и се получава диалоговата кутия от Фигура 13.2.
- Кликва се на променливата *Sense_of_mastery* и се премества с горната стрелка в кутията **Test Variable(s)** (Зависима променлива(и)).
- Кликва се на променливата *sex* и се премества с долната стрелка в кутията **Grouping Variable** (Групираща променлива). Тя се появява там с два въпроса *sex(? ?)*, което означава, че не са дефинирани нейните две групи.

Ако се селектира бутонът **Options** (Опции) се появява нова диалогова кутия, в която може да се променят зададените по подразбиране стойности за: (i) доверителния интервал: 95% доверителна вероятност и (ii) как да се работи ако има липсващи данни в матрицата на изследването: **Exclude cases analysis by analysis** (Изключване на наблюденията анализ по анализ), което означава, че на практика ще бъдат използвани всички налични данни за всеки отделен *t*-тест, а не само данните, които са общи за всички *t*-тестове (виж Глава 9, Раздел 9.9).



Фигура 13.2 Диалогова кутия на командата *Independent-Samples T Test* (*t*-тест за независими извадки)



Фигура 13.3 Диалогова кутия *Define Groups* (Дефинирай групите) на командата *Independent-Samples T Test* (*t*-тест за независими извадки)

- Кликва се на бутона **Define Groups** (Дефинирай групите) и се появява диалоговата кутия от Фигура 13.3.
- Въвеждат се съответните кодове за момчета - 1 (в **Group 1:**) и за момичета - 2 (в **Group 2:**) съгласно кодовата книга на изследването. Кодовете могат да бъдат само числа (виж Глава 4).
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 13.2.
- Кликва се на **OK** и се получават следните резултатите от изпълнението на командата.

13.3.4 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
T-TEST GROUPS=sex(1 2)
   /MISSING=ANALYSIS
   /VARIABLES=Sense_of_mastery
   /CRITERIA=CI(.95).
```

13.3.5 ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

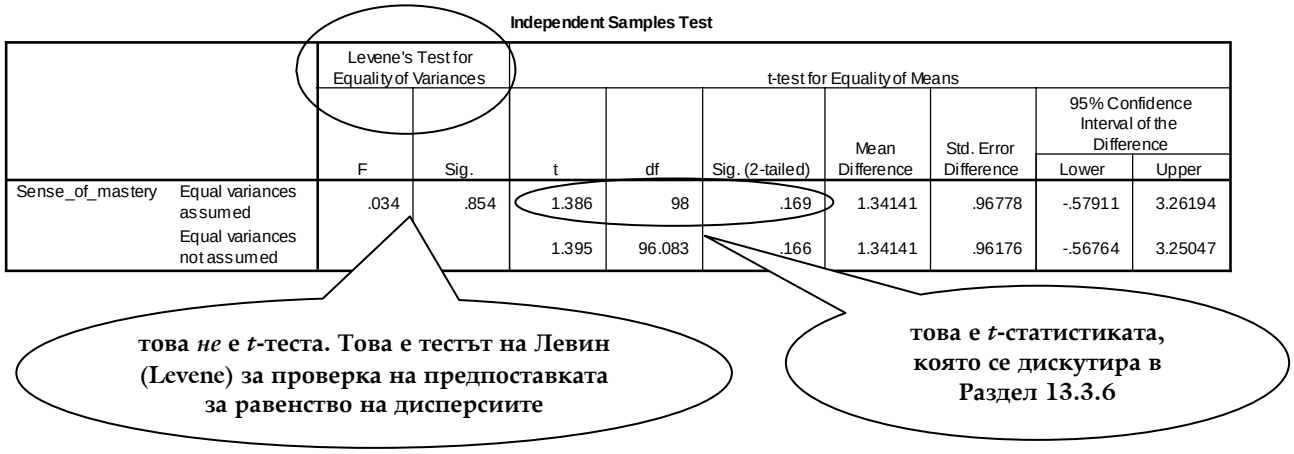
T-Test

това е необходимата информация за изчисляване на *големината на ефекта*

Group Statistics

	sex	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
Sense_of_mastery	male	45	22.9778	4.64899	.69303
	female	55	21.6364	4.94549	.66685

двете *средноаритметични стойности*, които се сравняват



Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
									95% Confidence Interval of the Difference	
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	Lower	Upper
Sense_of_mastery	Equal variances assumed	.034	.854	1.386	98	.169	1.34141	.96778	-.57911	3.26194
	Equal variances not assumed			1.395	96.083	.166	1.34141	.96176	-.56764	3.25047

това *не* е *t*-теста. Това е тестът на Левин (Levene) за проверка на предпоставката за равенство на дисперсиите

това е *t*-статистиката, която се дискутира в Раздел 13.3.6

13.3.6 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Първата Таблица **Group Statistics** (Статистика за групите) дава базова дескриптивна статистика за зависимата променлива *Sense_of_mastery* за всяка от двете групи на независимата променлива: момчета и момичета: първата колона *N* (Брой) е броят на извадката за всяка група (за момчетата тя е 45, а за момичетата – 55); втората колона **Mean** (Средноаритметично), съдържа информация за двете средноаритметични стойности, които ще бъдат сравнявани: 22.9778 и 21.6364; третата колона е **Std. Deviation** (Стандартно отклонение), в която са дадени стандартните отклонения за всяка от двете групи и които съгласно втората предпоставка на дисперсионния анализ трябва да са еднакви; четвъртата колона е **Std. Error Mean** (Стандартна грешка за средноаритметичната стойност). Информацията от тази таблица е необходима за изчисляване на *големината на ефекта* по Формула 13.2. Двете средноаритметични стойности 22.9778 за момчетата и 21.6364 за момичетата изглеждат доста близки една до друга, но само статистическият тест може да каже дали те са различни.

Втората таблица, която се казва **Independent Samples Test** (Тест за независими извадки) представя резултатите от *t*-теста на два реда. На *първия ред* са дадени резултатите, когато е изпълнена предпоставката за равенство (хомогенност) на дисперсиите като за целта се използва сумарната дисперсионна оценка. На *втория ред* са резултатите, когато тази предпоставка за равенство (хомогенност) на дисперсиите не е изпълнена, като в този случай се използва отделна дисперсионна оценка. За да се интерпретират правилно резултатите от *t*-теста е необходимо да се знае кой от двата реда да се анализира. За целта трябва да се интерпретират резултатите от теста на Левин за равенство на дисперсиите дадени в **Levene's Test for Equality of Variances** (Тест на Левин за равенство на дисперсиите). В първата колона **F** се съдържа информацията за *F*-статистиката (0.034), а във втората колона **Sig.** (Значимост) (0.854) информация дали тестът е статистически значим. За целта трябва да се анализира числото във втората колона **Sig**. (Значимост) (0.854) и ако:

- числото в колоната **Sig**. (Значимост) е по-голямо от 0.05 както е в случая ($p = 0.854$), предпоставката *не* е нарушена и за по-нататъшния анализ трябва да се използва *първият ред*: **Equal variances assumed** (Дисперсиите са равни) за резултатите от *t*-теста и съответната статистика.
- Ако обаче числото в колоната **Sig**. (Значимост) е статистически значимо ($p \le 0.05$), тогава дисперсиите на двете групи (момчета и момичета) са статистически различни и предпоставката за равенствата им нямаше да е изпълнена. В този случай за понататъшния анализ трябва да се имат предвид числата от *втория ред* **Equal variances *not* assumed** (Дисперсиите *не* са равни) и съответните данни за *t*-теста.

И така, след като е избран на базата на *F*-статистиката на **Levene** (Левин) кой ред да се анализира интерес представлява по-нататъшната интерпретация на резултатите от *t*-теста. В примера се интерпретират резултатите от *първия ред*. В третата колона **t** е дадена стойността на *t*-статистиката: $t = 1.386$; в следващата колона **df** (Степени на свобода) са дадени степените на свобода $df = 98$, а в следващата колона **Sig. (2-tailed)** (Значимост,

двустранна) е дадена най-важната информация, а именно дали *t*-статистиката е статистически значима: $p = 0.169$. В колоната **Mean Difference** (Разлика между средноаритметичните стойности) се съдържа информация за разликата между двете средноаритметични: 1.34141. В следващата колона **Std. Error Difference** (Стандартна грешка на разликата) има информация за стандартната грешка на разликата 0.96778. В колоните **Lower** (Долна) и **Upper** (Горна) е дадена информация за долната и горната граница на доверителния интервал за разликата, изчислен при 95% доверителна вероятност (95% Confidence Interval of the Difference): –0.57911 и +3.26194, т. е. $CI_{95} = -0.58, +3.26$.

Тъй като получената стойност за p от колоната **Sig. (2-tailed)** (Значимост, двустранна) е по-голяма от 0.05 ($p = 0.169$) не може да се направи извод, че има различие между двете средноаритметични стойности за момчетата и момичетата. Ако p е по-малко или равно на 0.05 се отхвърля нулевата хипотеза H_0, че двете средноаритметични стойности са равни и се прави изводът, че има различие между двете средноаритметични стойности. Невъзможността да се отхвърли нулевата хипотеза H_0 ($p = 0.169 > 0.05$) както е в примера не означава, че са открити доказателства, че няма различие между двете средноаритметични стойности (22.9778 и 21.6364). Това само показва, че изследователят не е открил различия ако те изобщо съществуват.

Големината на ефекта се изчислява съгласно Формула 13.2 като се използва информацията от първата таблица **Group Statistics** (Статистика за групите):

$$N_1 = 45,\ N_2 = 55,\ \bar{x}_1 = 22.9778,\ \bar{x}_2 = 21.6364,\ s_1 = 4.64899,\ s_2 = 4.94549$$

$$d = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{(N_1-1)s_1^2 + (N_2-1)s_2^2}{N_1+N_2-2}}} = \frac{22.9778 - 21.6364}{\sqrt{\frac{(45-1)(4.64899)^2 + (55-1)(4.94549)^2}{45+55-2}}} = \frac{1.34}{4.82} \approx 0.28$$

Интерпретацията на коефициента, направена от Коен (Cohen, 1988), показва при $d = 0.28$ *малка или по-малка от типичната* големина на ефекта (виж Таблица 9.8).

13.3.7 ПРЕДСТАВЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Резултатите от *t*-тест за независими извадки на Стюдънт се представят в раздел **Метод** и **Резултати** (виж Глава 2). Тъй като скалата за *усещане за контрол* се състои от Ликерт въпроси отговорите на които са в цели числа от 1 до 5, нейните стойности се представят с точност два знака след десетичната точка (виж Глава 1, Раздел 1.17). За примера те звучат по следния начин:

- В раздел **Метод**:

> С цел да се провери хипотезата, че средноаритметичната стойност на *усещането за контрол* (Pearlin & Schooler, 1978) за двете групи: момчета и момичета е равно, беше проведен *t*-тест за независими извадки (independent-samples *t*-test) на Стюдънт.

- В раздел **Резултати**:

> Няма статистически значимо различие за средноаритметичната стойност на *усещането за контрол* на момчетата от това на момичетата, $t(98) = 1.39,\ p = 0.17$, с по-малка от типичната големина на ефекта $d = 0.28$ (Cohen, 1988).

Друг вариант за представяне на резултатите звучи по следния начин:

> Няма статистическо значимо различие между средноаритметичните стойности за момчетата ($M = 22.98$, $SD = 4.65$) и за момичетата ($M = 21.64$, $SD = 4.95$): $t(98) = 1.39$, $p = 0.17$. Големината на различието в средноаритметичните стойности ($M = 1.34$, $CI_{95} = -0.58, 3.26$) е с по-малка от типичната големина на ефекта $d = 0.28$ съгласно Коен (Cohen, 1988).

Описанието на доверителния интервал звучи по следния начин:

> 95% доверителен интервал за разликата между двете средноаритметични стойности на *усещането за контрол*, изчислен с помощта на *t*-разпределението на Стюдънт (Student's *t* distribution) с 98 степени на свобода е: $CI_{95} = (-0.58, 3.26)$. Това показва, че няма статистически значими доказателства, че има различие в средноаритметичната стойност на *усещането за контрол* на момчетата от това на момичетата.

В Кутия 13.3 (Таблица 2) са представени средните стойности на *четирите подскали*, които изграждат скалата за *качество на привързаността* (Carver, 1997), разпределени по проведени или не *класически терапии* от изследваните жени (Ганева, 2012а). С цел да се анализират различията между тях, са проведени няколко *t-теста за независими извадки*.

Кутия 13.3 *T*-тест за независими извадки: скала за *качество на привързаността* (Carver, 1997; Ганева 2012а)

Резултати

По отношение на **проведено лечение с лъчетерапия** резултатите показват, че са налице статистически значими различия за подскалите сигурна, $t(33)=-1.95$, $p=0.04$ и амбивалентно-сливаща привързаност, $t(33)=4.06$, $p<0.001$. Липсват статистически значими различия за подскалите избягваща и амбивалентно-тревожна привързаност.

Таблица 2. Средни стойности на Скалата за качество на привързаността *Measure of Attachment Qualities* (MAQ) (Carver, 1997) и четирите подскали, разпределени *по класически терапии*

Димензия	*Сигурна*	*Избягваща*	*Амбивалентно-тревожна*	*Амбивалентно-сливаща*
Химиотерапия				
да	3.53	1.92	1.83	1.73
не	3.73	1.85	1.24	1.70
статистическа значимост	-	-	*	-
големина на ефекта	-	-	*0.83; Г*	-
Лъчетерапия				
Да	3.48	1.91	1.74	1.89
Не	3.79	1.89	1.55	1.40
статистическа значимост	*	-	-	*
големина на ефекта	*0.26; М*	-	-	*1.31; >Г*
Хормонотерапия				
Да	3.33	2.01	1.90	1.78
Не	3.85	1.79	1.43	1.67
статистическа значимост	*	*	*	-
големина на ефекта	*-1.12; >Г*	*0.54; Т*	*0.60; Т*	-

*Забележки: По-високите стойности на числата отразяват по-голяма привързаност от даден вид (1 – минимум, 4 – максимум); където е налице статистически значим ефект на съответната медицинска характеристика върху различните подскали за привързаност, в съответната колона от две числа е поставена звездичка; данните са обработени с t-тест за независими извадки (independent-samples t-test); * p<0.05; големината на ефекта е изчислен на базата на коефициента d на Коен и е интерпретиран като: много по-голям от типичния (>Г); голям или по-голям от типичния (Г); среден или типичен (Т) и малък или по-малък от типичния (М), съгласно Коен (Cohen, 1988).*

13.4 *T*-ТЕСТ ЗА СВЪРЗАНИ (КОРЕЛИРАНИ) ИЗВАДКИ

T-тестът за *свързани* или за *корелирани извадки* (paired-samples *t*-test) се използва, когато има две извадки, които са свързани по между си по определен начин. Най-често се използва при следните два вида изследователски дизайн:

- При двойки, които са образувани преди и след тест или експеримент. В този случай има само *една* група от хора, а данните от тях са събрани при две различни обстоятелства или условия. При *тест/след тест* първо се прави оценка на неизвестната променлива във *Време 1* и след това – във *Време 2*, когато вече е било проведено експерименталното условие. Например *Време 1* е преди да се вземе определено лекарство или преди да се представи определен материал на студентите (лекция по статистика), а *Време 2* – след като се вземе лекарството или след като им е прочетен материалът (лекцията по статистика).
- При две измервания на един и същи човек, например лявото и дясното му око, ръка, крак. Това се отнася до случаите, когато се измерва един и същи човек и отговорът му на два различни въпроса или скали. Важно обаче в този случай е отговорите на двата въпроса да са аналогични, например 5-степенна скала във формат на Ликерт. Примерът, който е разгледан и анализиран подробно в този раздел е именно такъв.

Във всички случаи се анализират различията между съответните двойки, които за целта първо се изчисляват, а след това се анализират с *t*-тест за свързани (корелирани) извадки.

13.4.1 ПРЕДПОСТАВКИ ЗА *T*-ТЕСТ ЗА СВЪРЗАНИ (КОРЕЛИРАНИ) ИЗВАДКИ

За да се проведе *t*-тестът за свързани (корелирани) извадки са необходими две променливи:

- Едната трябва да е **номинална** дихотомна, т. е. тя да се разделя на две групи. Тя е *независимата променлива*.
- Втората променлива, която се измерва при две различни условия и средно-аритметичните ѝ стойности се сравняват за двете групи (извадки) на независимата променлива трябва да е **интервална** или **пропорционална**. Тя е *зависимата променлива*.

Предпоставката за провеждане на *t*-теста за свързани извадки е за **нормално разпределение** за зависимата променлива както за двете групи (извадки) така и за разликата между стойностите им. При размер на извадката $N > 30$ нарушението на тази предпоставка не представлява сериозен проблем.

Непараметричната алтернатива на *t*-теста за свързани (корелирани) извадки е тестът на Уилкоксън (Wilcoxon signed ranks test), който е разгледан в Глава 20.

13.4.2 СТАТИСТИЧЕСКИ ХИПОТЕЗИ ЗА *T*-ТЕСТ ЗА СВЪРЗАНИ (КОРЕЛИРАНИ) ИЗВАДКИ

Хипотезите, които се тестват с *t*-теста за свързани (корелирани) извадки са подобни на тези, които се тестват с *t*-теста за независими извадка. В случая на зависими извадки μ_1 и μ_2 се отнасят за извадките преди и след лечението на *една* група или за първата и втората двойка в случаите на свързани обекти. Нулевата хипотеза H_0 тук се формулира по отношение на разликата между двете средни стойности за генералните съвкупности, т. е. относно $\mu_1 - \mu_2$, която се обозначава като μ_d и е следната:

$H_0 : \mu_d = 0$	Средноаритметичната стойност на разликата за генералната съвкупност е 0.
$H_1 : \mu_d \neq 0$	Средноаритметичната стойност на разликата за генералната съвкупност *не* е 0.

Нулевата хипотеза H_0 се тества чрез *t*-статистиката на Стюдънт.

ГОЛЕМИНА НА ЕФЕКТА

При интерпретацията на *големината на ефекта* се използва коефициентът d (виж Глава 9, Раздел 9.10), който за съжаление не е включен в изходните таблици на IBM SPSS Statistics, но може да се изчисли по следната формула:

$$d = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{s_d} \qquad 13.3$$

където: $\bar{x}_1$ и $\bar{x}_2$ са средноаритметичните стойности за първата и втората извадки, а s_d е стандартното отклонение за разликата между корелираните наблюдения.

IBM SPSS Statistics дава резултатите за $\bar{x}$ и s_d, така че изчисляването на d по горната формула не е трудно. Интерпретацията на коефициента d, направена от Коен (Cohen, 1988), е дадена в Таблица 9.8.

13.4.3 ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДА *PAIRED-SAMPLES T- TEST* (*T*-ТЕСТ ЗА СВЪРЗАНИ ИЗВАДКИ)

С цел да се илюстрира и интерпретира *t*-тестът за свързани (корелирани) извадки е разгледан случаят, когато е необходимо да се установи дали има различие между отговорите на следните ***два въпроса*** за респондентите (Barrett, 2007):

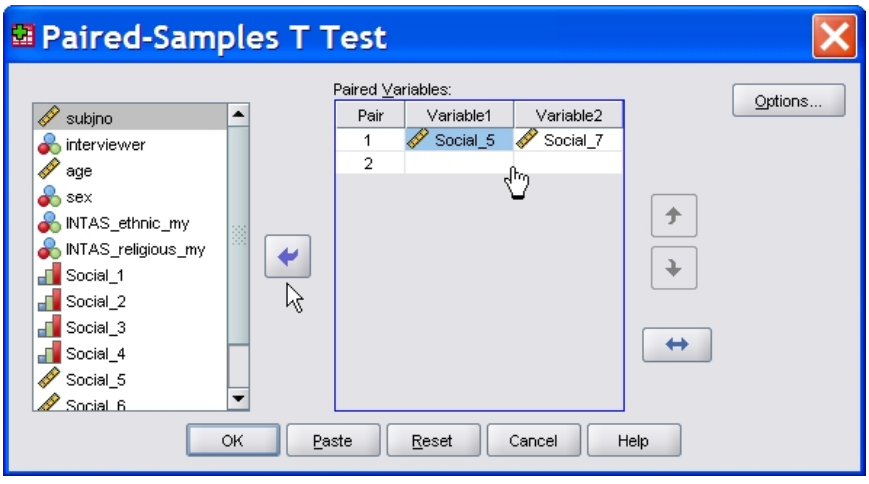
1. В каква степен **смятате**, че това, че сте *българин* е съвместимо с принадлежността към *религията* Ви? Това е въпрос във формат на Ликерт с 7 възможни отговора: 1 – никак, 4 – средно, 7 – силно и е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследването тя е обозначена като *Social_5*.
2. В каква степен смятате, че **българите** мислят, че това, че сте *българин* е съвместимо с принадлежността към *религията* Ви? Това е въпрос във формат на Ликерт с 7 възможни отговора: 1 – никак, 4 – средно, 7 – силно и е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследването тя е обозначена като *Social_7*.

Извадката за разглеждания пример е $N = 355$ за всяка от двете свързани (корелирани) групи. Тъй като тя е голяма (>30) няма да се прави проверка за нормално разпределение.

Изследователският въпрос е: "Има ли статистически значимо различие в средноаритметичните стойности между личното мнение и мнението на обществото относно съвместимостта на националната и религиозната идентичност?"

Научната (експерименталната) хипотеза H_1 **е**: "Има статистически значимо различие между средноаритметичните стойности между личното мнение и мнението на обществото относно съвместимостта на националната и религиозната идентичност."

☐ Процедурата за провеждане на *t*-теста за свързани (корелирани) извадки с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:



Фигура 13.4 Диалогова кутия на командата *Paired-Samples T-Test* (*t*-тест за свързани извадки)

- Избира се **Analyze** ⇒ **Compare Means** ⇒ **Paired-Samples T Test** (Анализ ⇒ Съпоставка на средноаритметични стойности ⇒ *T*-тест за корелирани извадки) (Фигура 3.21) и се получава диалоговата кутия от Фигура 13.4.

- С помощта на стрелката (виж курсора) се преместват променливите *Social_5* и *Social_7* в кутията **Paired Variables** (Свързани променливи) като по този начин се формира двойката от зависими променливи (виж ръчичката). В примера не се разглежда едновременният анализ на няколко двойки от зависими извадки.

  Ако се селектира бутонът **Options** (Опции) се появява нова диалогова кутия, в която могат да се променят зададените по подразбиране стойности за доверителния интервал: 95% доверителна вероятност, а също и как да се работи ако има липсващи данни в матрицата на изследването: **Exclude cases analysis by analysis** (Изключване на наблюденията анализ по анализ). Това означава, че на практика ще бъдат използвани всички налични данни за всеки отделен *t*-тест, а не само данните, които са общи за всички *t*-тестове (виж Глава 9, Раздел 9.9).
- Кликва се на бутона **OK** и се получават следните резултатите от изпълнението на командата.

13.4.4 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
T-TEST PAIRS=Social_5 WITH Social_7 (PAIRED)
   /CRITERIA=CI(.9500)
   /MISSING=ANALYSIS.
```

13.4.5 ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

T-Test

средноаритметичните стойности, които ще се сравняват

Paired Samples Statistics

		Mean	N	Std. Deviation	Std. Error Mean
Pair 1	Social_5	4.42	355	1.842	.098
	Social_7	4.28	355	1.676	.089

Paired Samples Correlations

		N	Correlation	Sig.
Pair 1	Social_5 & Social_7	355	.613	.000

това *не* е *t*-тестът. Това е информация за *корелацията* между двете променливи.

Paired Samples Test

		Paired Differences					t	df	Sig. (2-tailed)
		Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean	95% Confidence Interval of the Difference Lower	Upper			
Pair 1	Social_5 - Social_7	.135	1.555	.083	-.027	.297	1.639	354	.102

това е *t*-статистиката, която се анализира.

13.4.6 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Първата Таблица **Paired Samples Statistics** (Статистика за свързани извадки) дава базова дескриптивна статистика за двете групи по отделно: първата колона **Mean** (Средно-аритметично) съдържа информация за двете средноаритметични стойности, които ще бъдат сравнявани: 4.42 и 4.28; втората колона ***N*** (Брой) е броят на извадката за всяка група: 355. Извадката трябва винаги да е еднаква за двете групи; третата колона е **Std. Deviation** (Стандартно отклонение), в която са дадени стандартното отклонение за всяка от двете групи; а в последната колона **Std. Error Mean** (Стандартна грешка за средноаритметичната стойност) е информацията за стандартна грешка за средно-аритметичната стойност. *Големината на ефекта* се изчислява по Формула 13.3 и за това са необходими двете средноаритметични стойности: 4.42 и 4.28.

Втората таблица **Paired Samples Correlations** (Корелации за свързаните извадки) дава броя на анализираните двойки, който за примера е една Pair 1 (Двойка 1), размерът на извадката за всяка анализирана двойка: $N = 355$, корелацията между двете анализирани групи $r = 0.613$ и нейната статистическа значимост **Sig**. (Значимост)(0.000, т.е. $p < 0.001$). В примера има статистически значима положителна корелация между двата отговора, но тя *не* показва дали има различие в мненията.

Третата таблица **Paired Samples Test** (Тест за свързани извадки) дава *дескриптивната статистика* за разликата между корелираните наблюдения: първата колона **Mean** (Средноаритметично) съдържа информация за средноаритметичната стойност на разликата: 0.135; втората колона **Std. Deviation** (Стандартно отклонение) дава стандартното отклонение за тази разлика: 1.555, а в следващите две колони **Lower** (Долна) и **Upper** (Горна) е дадена информация за долната и горната граница на доверителния интервал за разликата, изчислен при 95% доверителна вероятност (95% Confidence Interval of the Difference): –0.027 и +0.297 или $CI_{95} = -0.03, +0.30$; в следващата колона **t** е дадена стойността на *t*-статистиката: $t = 1.639$; в колона **df** (Степени на свобода) са дадени степените на свобода $df = 354$; а в колоната **Sig. (2-tailed)** (Значимост, двустранна) е дадена най-важната информация - дали *t*-статистиката е статистически значима: $p = 0.102$.

Тъй като получената стойност за p от колоната **Sig. (2-tailed)** (Значимост, двустранна) е по-голяма от 0.05 ($p = 0.10$) не може да се направи изводът, че има различие между двете средноаритметични стойности. Ако p е по-малко или равно на 0.05 се отхвърля нулевата хипотеза H_0, че двете средноаритметични стойности са равни и се прави изводът, че има различие между двете средноаритметични стойности. Невъзможността да се отхвърли нулевата хипотеза H_0 както е в примера ($p = 0.10 > 0.05$) не означава, че са открити доказателства, че няма различие между двете средноаритметични стойности (4.42 и 4.28) от първата таблица **Paired Samples Statistics** (Статистика за свързани извадки). Това само показва, че изследователят не открива различията ако те съществуват.

Големината на ефекта се изчислява съгласно Формула 13.3 като се използва информация от първата таблица **Paired Samples Statistics** (Статистика за свързани извадки) за $x_1 = 4.42$ и за $x_2 = 4.28$, а от третата таблица **Paired Samples Test** (Тест за свързани извадки) информацията за $s_d = 1.555$:

$$d = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{s_d} = \frac{4.42 - 4.28}{1.555} = \frac{0.14}{1.555} \approx 0.09$$

Интерпретацията на коефициента, направена от Коен (Cohen, 1988), показва при $d = 0.09$ *нищожна* големина на ефекта (виж Таблица 9.8 и коментара към нея).

13.4.7 ПРЕДСТАВЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Резултатите от корелационния анализ се представят в раздел **Метод** и **Резултати** (виж Глава 2) и се цитират с точност два знака след десетичната точка (виж Глава 1, Раздел 1.17). За примера те звучат примерно по следния начин:

- В раздел **Метод**:

> С цел да се провери хипотезата за равенство на средноаритметичната стойност между *личното мнение* и *мнението на обществото* относно съвместимостта на националната и религиозната идентичност беше проведен *t*-тест за свързани (корелирани) извадки (paired-samples *t*-test) на Стюдънт.

- В раздел **Резултати**:

> Няма статистическо значимо различие между **(а)** съвместимостта на националната и религиозната идентичност и **(б)** *личното мнение* и *мнението на обществото* относно разглежданата съвместимост, $t(354) = 1.64$, $p = 0.10$, с нищожна големина на ефекта $d = 0.09$ (Cohen, 1988).

13.5 ОБОБЩЕНИЕ

T-тестът се използва за откриване на статистически значимо различие между: **(1)** средноаритметичната стойност на *една извадка и контролно число*, което изследователят е установил на базата на литературния обзор или от предишни аналогични научни изследвания; **(2)** средноаритметичните стойности на две независими извадки, т. е. на *две различни групи,* например: момчета и момичета. Двете независими извадки могат да са с различен брой наблюдения; **(3)** за *две свързани* или *корелирани извадки*, защото те представляват: **(а)** двойка от повторно измерване на един и същи респондент (претест/посттест), **(б)** наблюдения от две съгласувани групи (брат/сестра) или **(в)** отговорите на един и същи респондент на два различни въпроса или скали. Броят на наблюденията за двете корелирани извадки трябва да бъде равен, защото всяка стойност от едната извадка се асоциира с конкретна стойност от другата извадка.

Във всички случай се сравняват средноаритметичните стойности на извадките като за целта се използва *t*-статистиката на Стюдънт.

Преговор: ***Ключови думи и термини*** по азбучен ред, *виж*: Тълковния речник

алтернативна хипотеза H_1	извадка	стандартна грешка
анормални наблюдения	интервална променлива	статистическа значимост
асиметрия	кодова книга	статистическа хипотеза - проверка
големина на ефекта	номинална променлива	степени на свобода
двустранна хипотеза	нормално разпределение	тест на Левин
дисперсия	нулева хипотеза H_0	*p*-стойност
дихотомна променлива	пропорционална променлива	*t*-тест
доверителен интервал	размер на извадка	*t*-тест за корелирани извадки
доверителна вероятност	ръководство за скала	*t*-тест на Стюдънт
зададени по подразбиране параметри	сила на теста	
	средноаритметично	

13.6 УПРАЖНЕНИЯ

I. Отговорете на следните въпроси:

1. При много малка извадка вероятността да се отхвърли нулевата хипотеза H_0 става по-голяма или по-малка?
2. Ако стойността на коефициента алфа α се увеличи от 0.01 на 0.05 това ще доведе до увеличаване или до намаляване на вероятността да се отхвърли нулевата хипотеза H_0?
3. За да се изчисли *t*-тест данните с каква скала трябва да са измерени?
4. На какво са дефиниции: **(а)** $\mu_1 = \mu_2$?; **(б)** $\mu_1 \neq \mu_2$?
5. Намаляването на стойността на коефициента алфа от 0.05 на 0.01 ще доведе до увеличаване на силата на статистическия тест.

II. За да изследва различието между скалата за *самооценка* (Rosenberg, 1965) (виж Кутия 5.1) и *възрастовата група* на студенти от СУ „Св. Климент Охридски" изследовател е използвал *t*-тест. Получените резултати са следните:

```
T-TEST
  GROUPS = age_group(1 2)
  /MISSING = ANALYSIS
  /VARIABLES = Self_esteem
  /CRITERIA = CI(.95) .
```

Group Statistics

	age_group	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
Self_esteem	less 18 years old	53	36.0377	5.14767	.70709
	18 and more years old	46	36.5435	5.51244	.81276

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
									95% Confidence Interval of the Difference	
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	Lower	Upper
Self_esteem	Equal variances assumed	.011	.918	-.472	97	.638	-.50574	1.07204	-2.63345	1.62197
	Equal variances not assumed			-.469	92.861	.640	-.50574	1.07729	-2.64507	1.63359

Отговорете на следните въпроси:

6. Идентифицирайте: **(а)** зависимата променлива (тя се измерва); **(б)** нейната скала за измерване (номинална, ординална, интервална или пропорционална); **(в)** как е обозначена в матрицата на изследването.
7. Идентифицирайте: **(а)** независимата променлива (тя се задава от изследователя); **(б)** нейната скала за измерване (номинална, ординална, интервална или пропорционална); **(в)** как е обозначена в матрицата на изследването.
8. Колко групи има независимата променлива, т.е. изследователя колко групи е задал?
9. Как може да се формулира изследователският въпрос за това изследване?
10. Как звучи научната (експерименталната) хипотеза H_1?
11. Кой вид *t*-тест е бил използван: **(а)** *t*-тест за една извадка; **(б)** *t*-тест за независими извадки; **(в)** *t*-тест за свързани (корелирани) извадки?
12. Какъв е размерът на извадката *N* за: **(а)** групата на непълнолетните (less 18 years old)?; **(б)** групата на пълнолетните (18 and more years old)?; **(в)** общо?
13. За *теста на Левин* (Levene): **(а)** каква е неговата *p*-стойност?; **(б)** статистически значим ли е?; **(в)** какво следва от това?; **(г)** от кой ред трябва да се интерпретира информацията за *t-теста*?
14. За *t-теста*: **(а)** каква е неговата стойност?; **(б)** каква е неговата *p*-стойност?; **(в)** статистически значим ли е?; **(г)** колко са степените на свобода?
15. Как могат да се представят получените резултати?

IV. За да изследва различието между скалата за *ориентация в живота* (Scheier, Carver & Bridges, 1994) (виж Кутия 5.2) и *пола* на студенти от България и Чехия е използван *t*-тест (Ganeva & Rasticova, 2011). Получените резултати са следните:

```
T-TEST
  GROUPS = Nationality (1 2)
  /MISSING = ANALYSIS
  /VARIABLES = Optimism
  /CRITERIA = CI(.95) .
```

Group Statistics

	Nationality	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
Optimism	Bulgarian	61	21.05	3.556	.455
	Cheh	72	19.81	3.326	.392

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
									95% Confidence Interval of the Difference	
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	Lower	Upper
Optimism	Equal variances assumed	.161	.689	2.082	131	.039	1.244	.597	.062	2.426
	Equal variances not assumed			2.070	124.220	.041	1.244	.601	.055	2.433

Отговорете на следните въпроси:

16. Идентифицирайте: **(а)** зависимата променлива (тя се измерва) и определете каква е тя (номинална, ординална, интервална или пропорционална); **(б)** независимата променлива (тя се задава от изследователя) и определете каква е тя (номинална, ординална, интервална или пропорционална).
17. Трябва ли да се направи проверка за предпоставката за нормално разпределение за всяка от двете групи?
18. Може ли да се смята, че извадките за двете групи (българи и чехи) са приблизително еднакви?
19. За *теста на Левин* (Levene): **(а)** каква е неговата *p*-стойност?; **(б)** статистически значим ли е?; **(в)** какво следва от това?; **(г)** от кой ред трябва да се интерпретира информацията за *t-теста*?
20. За *t-теста*: **(а)** каква е неговата стойност?; **(б)** каква е неговата *p*-стойност?; **(в)** статистически значим ли е?; **(г)** колко са степените на свобода?; **(д)** каква е големината на ефекта?
21. Как примерно могат да се представят получените резултати?

V. Резултатите от някои от *t*-тестовете за разлика между стереотипи и предразсъдъци на българи към бежанци са представени в Таблица 5 (Ганева, 2014а):

Таблица 5 Средни стойности на скалите за стереотипи и предразсъдъци на българите към бежанците

димензия		стереотипи	предразсъдъци	статистика	
				p	*d*
	средно	-0.39	-0.30	***0.01***	*0.21,М*
контекст	личностен	-0.41	-0.14	***<0.001***	*0.57,С*
	обществен	-0.39	-0.39	*0.63*	*0.05,Н*
пол	мъже	-0.38	-0.34	*0.22*	*0.09,Н*
	жени	-0.41	-0.27	***0.02***	*0.28,М*
възраст	≤21	-0.43	-0.25	***0.004***	*0.40,М*
	>22	-0.37	-0.34	*0.53*	*0.07,Н*
политическа принадлежност	ляв	-0.37	-0.34	*0.51*	*0.10,М*
	център	-0.38	-0.28	***0.05***	*0.21,М*
	десен	-0.41	-0.83	***0.05***	*0.29,М*

*Забележки: положителните стойности показват положителни стереотипи или предразсъдъци, негативните – негативни (диапазон от -1.00: максимални негативни стереотипи/предразсъдъци, 0: неутрални до +1.00: максимални позитивни стереотипи/предразсъдъци); потъмнените p-стойности са статистически значими при p<0.05; данните са обработени с t-тест за корелирани извадки; големината на ефекта се анализира с коефициента **d**, който е интерпретиран при стойности: ≥1.00 като много по-голям от типичния (>Г), 0.80-0.99 като голям или по-голям от типичния (Г), 0.50-0.79 като среден или типичен (С), 0.20-0.49 като малък или по-малък от типичния (М) и при стойности 0.00-0.19 като нищожен (Н) съгласно Коен (Cohen, 1988).*

Отговорете на следните въпроси:

22. Колко *t*-теста са докладвани?
23. Колко от тях са статистически значими?
24. Може ли да се направят изводите, че: „Като цяло стереотипите ($M = -0.39$) са по-негативни в сравнение с предразсъдъците ($M = -0.30$). Тази тенденция се наблюдава в личностния контекст, при жените, при по-младите изследвани лица и тези с центристки политически убеждения.”

14 ЕДНОФАКТОРЕН ДИСПЕРСИОНЕН АНАЛИЗ

14.1	Въведение	369
14.2	Корекцията на Бонферони (Bonferroni)	371
14.3	Предпоставки за еднофакторен дисперсионен анализ	371
14.4	Статистически хипотези за еднофакторен дисперсионен анализ	372
14.5	Еднофакторен дисперсионен анализ за съпоставка на две независими групи (извадки)	373
14.6	Еднофакторен дисперсионен анализ за съпоставка на три и повече независими групи (извадки)	378
14.7	Еднофакторен дисперсионен анализ за свързани (корелирани) извадки	390
14.8	Обобщение	400
14.9	Упражнения	402

14.1 Въведение

В Глава 13 е показано как се сравняват средноаритметичните стойности за две групи с помощта на *t*-тестове. На практика обаче в повечето изследователски хипотези е необходимо да се сравняват повече от две групи изследвани лица. В този случай може да използва дисперсионен анализ (*Analysis of variance* или – *ANOVA*). В него чрез сравняване на средноаритметичните стойности за извадките се правят изводи за съотношенията между средните стойности на генералната съвкупност. Думата "дисперсионен" в името на тази статистическа процедура показва, че се съпоставят компонентите на дисперсията на анализираната променлива[12]. Дисперсията се разлага на два компонента или части: **(а)** *междугрупова* (факторна) дисперсия, която се обосновава от разликата между средноаритметичните значения на групите и **(б)** на *вътрешногрупова* (грешка) дисперсия, която се обосновава от случайни, неотчетени причини. Анализът на двата компонента на дисперсията е в основата на дисперсионния анализ. Във всеки дисперсионен анализ има

[12] въпреки че исторически английският термин *analysis of variance* (*анализ на дисперсията*) се превежда на български като дисперсионен анализ, защото при него се анализира дисперсията, някои изследователи го превеждат буквално като вариационен анализ. Под вариация (variate) в статистиката се разбира отклоненията в стойностите на променливата.

два вида променливи: **(а)** независими, които се наричат фактори и **(б)** зависими променливи. Променливата, която се измерва е *зависимата променлива* и обикновено е интервална или пропорционална. Променливата, която формира групите се нарича *независима променлива* и обикновено е номинална или ординална (рангова). Промените в стойностите на зависимата променлива при дисперсионния анализ се предполага, че са в *следствие* на промените в стойностите на независимата променлива. В зависимост от броя на независимите и зависимите променливи дисперсионният анализ се нарича по различен начин. Когато има една независима променлива (фактор) дисперсионният анализ се нарича еднофакторен дисперсионен анализ, който е разгледан в тази глава. Когато се разглеждат няколко независими променливи (фактора) се прави многофакторен дисперсионен анализ, който е разгледан в следващата Глава 15. Когато се анализират няколко зависими променливи се използва многомерният дисперсионен анализ, който е разгледан в Глава 16.

Еднофакторният дисперсионен анализ (one-way ANOVA, one-factor ANOVA) е широко използван статистически анализ, който относително лесно се провежда и резултатите от него се интерпретират. Той всъщност е разширение на *t*-теста който е разгледан в предишната Глава 13, но се използва при определяне дали съществуват различия между средноаритметичните стойности не само на две, но и на повече групи. Групите се дефинират от независимата променлива и могат да са две (пол: момчета/момичета); три (етноси: българи, турци, роми); четири (възрастови групи: 6-годишни, 9-годишни, 12-годишни, 15-годишни) или теоретично неограничен брой групи. Независимо обаче от броя на групите на независимата променлива тази статистическа процедурата носи името еднофакторна, защото се анализира само *една* независима променлива (фактор).

- **Фактор** е синоним на: **(а)** независима променлива в дисперсионния анализ и **(б)** на скрита променлива във факторния анализ.
- **Еднофакторен дисперсионен анализ** е параметричен статистически тест, който проверява хипотезата, че средноаритметичните стойности за две и повече групи са равни. Той включва една независима променлива (фактор), която има две или повече групи (нива) и една зависима променлива.
- Промените в зависимата променлива в дисперсионния анализ се предполага, че са в ***следствие*** на промените в независимата променлива.

Еднофакторният дисперсионен анализ е статистическа процедура за проверка на статистическа значимост на разликата между средноаритметичните стойности за няколко независими групи на независимата променлива (фактора) чрез декомпозирането на общата дисперсия в зависимата променлива на ефекти, породени от различни нива (стойности) на независимата променлива (фактора), плюс грешка на дисперсията. Дисперсионният анализ сравнява дисперсията **(а)** *между* различните групи σ_B^2, която се предполага, че е породена от независимата променлива с **(б)** дисперсията *във* всяка от групите σ_w^2, която се предполага, че има случаен произход и не е породена от конкретна променлива. За целта се изчислява *F*-съотношението, което се дефинира като дисперсията *между* групите се разделя на дисперсията *в* групата или σ_B^2/σ_W^2 . По-големите стойности на така дефинираното *F*-съотношение показват, че има повече различия (вариация) между групите, които са в следствие на различните стойности на независимата променлива (например: момчета/момичета) от колкото различията във всяка от групите, която се асоциира със случайната грешка. Статистически значимият *F*-тест показва, че има различие между средноаритметичните стойности за всички групи.

Статистически значимият *F*-тест показва, че може да се отклони нулевата хипотеза H_0, която дефинира, че средните стойности за групите са равни. Ако се сравнят само *две групи* (например момчета/момичета или $H_0 : \mu_1 = \mu_2$), то отклоняването на нулевата хипотеза H_0 е достатъчно, за да се направи изводът, че има статистически значими различия между средноаритметичните стойности за двете групи. Случаят, когато независимата променлива има само две групи е разгледан подробно в Раздел 14.5. Ако се сравняват обаче *повече от две групи* *F*-тестът само показва дали има различие между групите, но ако има такова различие, този анализ *няма* да показва къде е различието, т. е.

кои групи са различни. За целта е необходимо да се проведе допълнително ***постхок* тест**, който подробно е разгледан в Раздел 14.6.

14.2 КОРЕКЦИЯТА НА БОНФЕРОНИ (BONFERRONI)

След като има разработена методика за сравняване на две групи с помощта на *t*-тестове естествено възниква въпросът защо е необходима друга статистическа техника, за да се сравнят повече от две групи? Очевидно е, че при повече от две групи е достатъчно да се направи статистически анализ по двойки между групите, за да се установи дали има разлика между всяка двойка от групите. Това е така, но при този подход възниква проблем с грешката от първи род α. Грешка от първи род е тази, с която се отхвърля нулевата хипотеза H_0, че няма различие между групите при условие, че тя е вярна.

Нека се сравняват три групи като се използват *t*-тестове, за които както обикновено се задава, че са статистически значими при 0.05 ($p \le 0.05$). Нека има три групи: **А**, **Б** и **В** и тогава са налице следните три двойки: (**А**, **Б**), (**А**, **В**) и (**Б**, **В**), за които трябва да се проведат три *t*-теста. Вероятността да се получи грешен резултат при провеждане едновременно на три теста не е равна на вероятността от грешката за един тест (5%), а се изчислява по последната формула: $1-(0.95\times 0.95\times 0.95)=0.1426$. Това означава, че вероятността да се получи грешен резултат е 14.26%.

Формулата, по която се изчислява каква е грешката от първи род за серия от k теста при зададена стойност на α е следната:

$$1-(1-\alpha)^k \qquad \textbf{14.1}$$

където: α е нивото за статистическа значимост за всеки от тестовете (обикновено е 0.05), а k е броят на независимите тестове (в примера бяха 3).

Например ако има 5 групи е необходимо да се проведат десет *t*-теста и грешката от първи род съгласно Формула 14.1 е: $1-(1-\alpha)^k = 1-(1-0.95)^{10} = 0.40$. С други думи вероятността да се допусне поне една грешка от първи род при съпоставянето на средно-аритметичните стойности на пет групи *не* е 0.05 както се очакваше и се предполагаше, а е 0.40 или 40%.

> Проблемът при изчисляване на няколко независими *t*-теста за сравнение на средно-аритметичните стойности на повече от две групи е, че с увеличаването на броя на необходимите за сравняване *t*-теста се увеличава и грешката от първи род α.

Проблемът с грешката от първи род α се разрешава ако се използва **коригираната стойност на Бонферони** (Bonferroni) за α нивото, при което се отхвърля нулевата хипотеза H_0, която се изчислява по следната формула:

$$\alpha/k \qquad \textbf{14.2}$$

където: k е броят на необходимите тестовете.

Например за 3 групи за сравнение са необходими три теста ($k=3$) и в този случай коригираната стойност на Бонферони (Bonferroni) за α нивото съгласно Формула 14.2 е равна на $\alpha/k = 0.05/3 \approx 0.017$. Това означава, че се отхвърля нулевата хипотеза H_0 не при $p \le 0.05$, а за всяко $p \le 0.017$. При 5 групи са необходими 10 теста ($k=10$) и в този случай коригираната стойност на Бонферони (Bonferroni) за α нивото съгласно Формула 14.2 е равна на $\alpha/k = 0.05/10 = 0.005$, което означава, че за всяко $p \le 0.005$ се отхвърля нулевата хипотеза H_0.

14.3 ПРЕДПОСТАВКИ ЗА ЕДНОФАКТОРЕН ДИСПЕРСИОНЕН АНАЛИЗ

Предпоставките, които трябва да са изпълнени, за да се проведе еднофакторният дисперсионен анализ са следните:

1. **Независимост на наблюденията**. Това означава, че при събирането на данните не е оказвано влияние върху изследваните лица, всеки респондент се отнася

само към една група и няма повторение в наблюденията (един и същи респондент не е изследван два пъти).
2. Дисперсиите на зависимата променлива за всяка група са **равни** (хомогенни).
3. Зависимата променлива е с **нормално разпределение** за всяка от групите.

Нарушаването на *първата* предпоставка води до допускане на големи грешки в дисперсионният анализ и затова е необходимо тя да е изпълнена.

Втората предпоставка се отнася до хомогенността на дисперсиите за всяка от групите. Ако размерът на групите е приблизително еднакъв, нарушението на тази предпоставка също не е фатално за дисперсионния анализ. За приблизително еднакви се приемат групи, за които съотношението на размера на най-голямата към най-малката група е около 1.5 (например при 60 момчета и 40 момичета съотношението между двете групи е $60 / 40 = 1.50$).

Третата предпоставка обикновено не е напълно изпълнена за всяка група. За щастие дисперсионният анализ е доста "толерантен" към неизпълнението ѝ и в този аспект той е *устойчив* тест. При по-големи извадки ($N > 30$) нарушаването на третата предпоставка не причинява сериозни проблеми. По принцип еднофакторният дисперсионен анализ е много устойчив и затова може да се приложи дори, когато втората и/или третата предпоставки не са *напълно* изпълнени. Освен това съществуват няколко различни *постхок* анализа, които могат да се използват, когато не е изпълнено изискването за равенство на дисперсиите (предпоставка 2). В този случай е подходящо да се използват **Games Howell** (Геймс-Хоуел) *постхок* тест, който е разгледан в Раздел 14.6.

Ако предпоставките на еднофакторния дисперсионен анализ не са изпълнени, тогава според броя на изследваните групи (извадки) може да се използва непараметричната му алтернатива:

- при *две независими извадки* (групи): се прилага тестът на Ман-Уитни (Mann-Whitney).
- при *три и повече независими извадки* (групи): се прилага тестът на Крушкел-Уолис (Kruskal-Wallis).
- при *две свързани (корелирани) извадки*: се прилага тестът на Уилкоксън (Wilcoxon).
- при *три и повече свързани (корелирани) извадки*: се прилага тестът на Фридман (Friedman).

Тези тестове са разгледани в Глава 20, съответно в Раздели 20.2, 20.3, 20.4 и 20.5.

14.4 СТАТИСТИЧЕСКИ ХИПОТЕЗИ ЗА ЕДНОФАКТОРЕН ДИСПЕРСИОНЕН АНАЛИЗ

Хипотезите, които се формулират при еднофакторния дисперсионен анализ са за сравнение на средноаритметичните стойности μ за всяка от изследваните k групи ($k \geq 2$):

$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = ... = \mu_k$	Средноаритметичните стойности на генералната съвкупност са равни за всяка група.
$H_1 : \mu_i \neq \mu_k$ за някакво $i \neq k$	Средноаритметичните стойности на генералната съвкупност са различни за поне две групи.

Нулевата хипотеза H_0 се проверява на базата на *F*-статистиката.

ГОЛЕМИНА НА ЕФЕКТА

При интерпретацията на *големината на ефекта* се използва коефициентът *ета* $\eta\,(eta)$ (виж Глава 9, Раздел 9.10), който за съжаление не е включен в изходните таблици на IBM SPSS Statistics, но се изчислява по следната формула:

$$\eta = \sqrt{\frac{SS_b}{SS_t}} \qquad \textbf{14.3}$$

където: SS_b е сума на квадратите между групите, която е сумата на квадратите на разликата между общите средноаритметични стойности и средноаритметичните стойности за всяка група, умножени по теглови коефициенти равни на броя на наблюденията за дадената група; SS_t е общата сума на квадратите.

IBM SPSS Statistics дава резултатите за SS_b и SS_t, така че изчисляването на η по горната формула не е трудно. Интерпретацията на коефициента η, направена от Коен (Cohen, 1988), е дадена в Таблица 9.8.

14.5 ЕДНОФАКТОРЕН ДИСПЕРСИОНЕН АНАЛИЗ ЗА СЪПОСТАВКА НА ДВЕ НЕЗАВИСИМИ ГРУПИ (ИЗВАДКИ)

Когато еднофакторният дисперсионен анализ се използва, за да се сравнят *две* групи, както е при *t*-теста (Глава 13), тогава получената в еднофакторния дисперсионен анализ стойност за *F*-статистиката е равна на квадрата на стойността за *t*-статистиката или $F = t^2$. Ето защо, когато е необходимо да се сравнят две средноаритметични стойности е въпрос на лично предпочитание кой от двата вида статистически анализи да се предпочетат. Все пак съществуват няколко различия между двата статистически метода, които могат понякога да наклонят везните към *t*-теста за конкретното изследване:

1. *T*-тестът може да е *едностранен* или *двустранен* докато дисперсионният анализ винаги е *двустранен*. Ето защо ако има ясна посока на научната хипотеза, която например прогнозира, че едната група има по-висока средна стойност, изследователят може да предпочете да използва по-скоро едностранният статистически тест от колкото двустранният и в този случай да избере *t*-теста.
2. Резултатите от *t*-теста позволяват по-лесно разбиране на проблема за нехомогенност на дисперсиите (ако има такъв) от колкото ако той възникне при дисперсионния анализ.

Ето защо повечето изследователи предпочитат да използват *t*-теста пред еднофакторния дисперсионен анализ, когато независимата променлива има две нива.

Непараметричната алтернатива на дисперсионния анализ за **две** независими извадки (групи) е тестът на Ман-Уитни (Mann-Whitney), които е разгледан в Глава 20, Раздел 20.2.

14.5.1 ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДА *ONE-WAY ANOVA* (ЕДНОФАКТОРЕН ДИСПЕРСИОНЕН АНАЛИЗ)

С цел да се илюстрира и интерпретира еднофакторният дисперсионен анализ при съпоставяне на *две* групи е разгледан същият пример както и при *t*-теста за независими извадки (independent-samples *t*-test) от Глава 13, Раздел 13.3. В него са разгледани следните две променливи:

1. Скала за *усещане за контрол* (Pearlin & Schooler, 1978), която се състои от 7 въпроса във формат на Ликерт (виж Кутия 13.2) и е интервална променлива (виж Глава 1, раздел 1.6.6). В матрицата на изследването тя е обозначена като *Sense_of_mastery*. Това е зависимата променлива.
2. Променливата *пол*, която приема две стойности: 1–момче, 2–момиче и е номинална, дихотомна (виж Глава 1, раздел 1.6.1). В матрицата на изследването тя е обозначена като *sex*. Това е независимата променлива.

Извадката за разглеждания пример е $N = 100$, от които момчетата са 45, а момичетата – 55. Тъй като извадката за всяка от двете групи е по-голяма от 30 се приема, че не е нарушена третата предпоставка за нормално разпределение. Отношението на наблюденията между двете групи е $55 / 45 \approx 1.22$, което е по-малко от 1.5 или двете групи

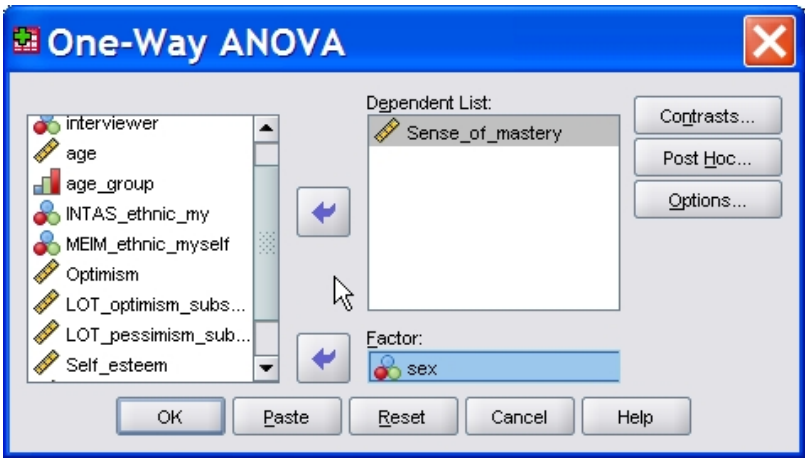
са почти равни и се приема, че не е нарушена втората предпоставка за хомогенност на дисперсиите.

Изследователският въпрос е: "Има ли статистически значимо различие в средноаритметичните стойности на *усещането за контрол* между момчетата и момичетата?"

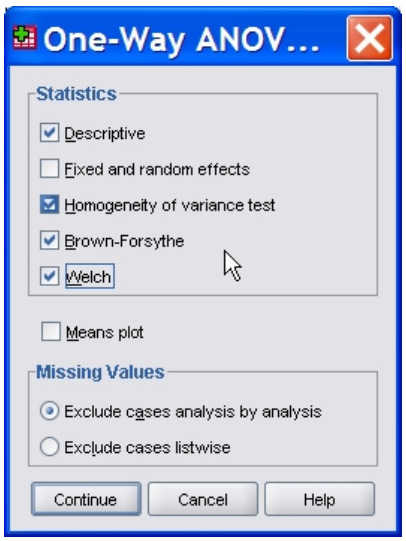
Научната (експерименталната) хипотеза H_1 е: "Има различие между средноаритметичните стойности на *усещането за контрол* между момчетата и момичетата."

Процедурата за провеждане на еднофакторния дисперсионен анализ (single factor ANOVA) за две групи с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- Избира се **Analyze ⇒ Compare Means ⇒ One-Way ANOVA** (Анализ ⇒ Съпоставка на средноаритметични стойности ⇒ Еднофакторен дисперсионен анализ) **(**Фигура 3.21**)** и се получава диалоговата кутия от Фигура 14.1.
- Селектира се променливата *Sense_of_mastery* и с помощта на горната стрелка (виж курсора) се премества в кутията **Dependent List** (Зависима променлива).
- Аналогично се премества променливата *sex* в кутията **Factor** (Независима променлива).
- Кликва се на бутона **Options** (Опции) и се появява диалоговата кутия от Фигура 14.2.



Фигура 14.1 Диалогова кутия на командата *One-Way ANOVA* (Еднофакторен дисперсионен анализ)



Фигура 14.2 Диалогова кутия *Options* (Опции) на командата *One-Way ANOVA* (Еднофакторен дисперсионен анализ)

- Там в раздела *Statistics* (Статистики) се селектират опциите **Descriptive** (Дескриптивни статистики), **Homogeneity of variance test** (Тест за равенство на дисперсиите), **Brown-Forsythe** (Браун-Форсайт) и **Welch** (Уелч) (виж курсора).

  Ако е необходимо да се построи графика, на която да се изобразят средноаритметични стойности за всяка група трябва да се селектира **Means plot** (Графика на средноаритметични стойности).
- В раздела *Missing Values* (Липсващи стойности) се селектира балонът **Exclude cases analysis by analysis** (Изключване на наблюденията по анализи). Този въпрос е представен в Глава 9, Раздел 9.9.
- Избира се бутонът **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 14.1.
- Кликва се на бутона **OK** на Фигура 14.1 и се получава следният резултат от изпълнението на командата за еднофакторен дисперсионен анализ.

14.5.2 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
ONEWAY Sense_of_mastery BY sex
   /STATISTICS DESCRIPTIVES HOMOGENEITY BROWNFORSYTHE WELCH
   /MISSING ANALYSIS.
```

14.5.3 ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

Oneway

***средноаритметични* стойности на двете групи, които ще се сравняват**

Descriptives

Sense_of_mastery

	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error	95% Confidence Interval for Mean		Minimum	Maximum
					Lower Bound	Upper Bound		
male	45	22.9778	4.64899	.69303	21.5811	24.3745	11.00	32.00
female	55	21.6364	4.94549	.66685	20.2994	22.9733	13.00	34.00
Total	100	22.2400	4.83698	.48370	21.2802	23.1998	11.00	34.00

Test of Homogeneity of Variances

Sense_of_mastery

Levene Statistic	df1	df2	Sig.
.034	1	98	.854

тестът трябва да *не* е значим ($p>0.05$), за да *не* е нарушена предпоставката за дисперсионния анализ

ANOVA

Sense_of_mastery

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	44.535	1	44.535	1.921	.169
Within Groups	2271.705	98	23.181		
Total	2316.240	99			

тази информация е необходима при изчисляване на *големината на ефекта*

разликата между двете групи (момчета и момичета) *не* е значима ($p>0.05$).

Robust Tests of Equality of Means

Sense_of_mastery

	Statistic[a]	df1	df2	Sig.
Welch	1.945	1	96.083	.166
Brown-Forsythe	1.945	1	96.083	166

a. Asymptotically F distributed.

и двата теста *не* са статистически значими ($p>0.05$)

14.5.4 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Първата таблица **Descriptives** (Дескриптивни статистики) дава дескриптивната статистика на зависимата променлива *Sense_of_mastery* (усещане за контрол) за двете група (момчета и момичета) на независимата променлива *sex* (пол): в първата колона **N** (Брой) е даден броят на извадката за всяка група като в примера за момчетата тя е 45, а за момичетата – 55; втората колона **Mean** (Средноаритметично) съдържа информация за двете средноаритметични стойности, които се сравняват: 22.9778 и 21.6364; третата

колона е **Std. Deviation** (Стандартно отклонение), в която е дадено стандартното отклонение за всяка от двете групи: 4.64899 и 4.94549 и които съгласно втората предпоставка на дисперсионния анализ трябва да са еднакви; в следващата колона **Std. Error** (Стандартна грешка) е дадена информацията за стандартната грешка: 0.69303 и 0.66685; в колоните **Lower Bound** (Долна граница) и **Upper Bound** (Горна граница) е дадена информация за долната и горната граница на доверителния интервал, изчислен при 95% доверителна вероятност (95% Confidence Interval of the Difference): за групата на момчетата той е 21.5811 и 24.3745, т. е. $CI_{95} = 21.58, 24.37$, а за групата на момичетата доверителният интервал е 20.2994 и 22.9733, т. е. $CI_{95} = 20.30, 22.97$; в колоните **Minimum** (Минимална) и **Maximum** (Максимална) са дадени съответно минималната и максималната стойност за извадката за всяка от двете групи.

С помощта на еднофакторния дисперсионен анализ се отговаря на въпроса дали има статистическо значимо различие между двете средноаритметични стойности (22.9778 и 21.6364). За целта се изследва стандартното отклонение (колоната **Std. Deviation**) за всяка от групите: 4.64899 и 4.94549 като една от предпоставките е те да са еднакви (дисперсията е равна на квадрата на стандартното отклонение, виж Глава 7, Раздел 7.3.4). Визуално двете стандартни отклонения (4.64899 и 4.94549) изглежда, че са еднакви, но е необходимо да се проведе статистическият тест на Левин (Levene) за хомогенност (еднородност) на дисперсиите, резултатите от който са дадени в следващата таблица.

Втората таблица **Test of Homogeneity of Variances** (Тест за хомогенност на дисперсиите) дава информация за тест на Левин (Levene) за проверка на предпоставката за равенство на дисперсиите на зависимата променлива за двете групи (момчета/ момичета) на независимата променлива. В случая тестът на Левин (Levene) *не* е статистически значим: $p = 0.854 > 0.05$ и следователно *не* е нарушена втората предпоставка за провеждане на еднофакторния дисперсионен анализ. Ако тестът на Левин (Levene) е статистически значим ($p \le 0.05$), тогава е нарушена втората предпоставка и резултатите от следващата трета таблица **ANOVA** (Дисперсионен анализ) не могат да се приемат за надеждни. Затова преди това е необходим анализ на резултатите от четвърта таблица **Robust Tests of Equality of Means** (Тестове за устойчивост на равенство на средноаритметичните стойности).

Третата таблица **ANOVA** (Дисперсионен анализ) е ключова, защото дава дали *F*-статистиката за дисперсионния анализ е статистически значима, което отговаря на въпроса дали има статистическо различие между двете изследвани групи. Тази ключова информация се съдържа в последната колона **Sig.** (Значимост).

В първата колона **Sum of Squares** (Сума на квадратите) първият ред *Between Groups* (Междугрупова) представя сумата на квадратите на разликата между общата средноаритметична стойност и средноаритметичните стойности за всяка от групите умножена по числото на наблюденията за всяка група; вторият ред *Within Groups* (Вътрешногрупова) е сумата на квадратите на разликата между средноаритметичната стойност за всяка група и всяко наблюдение за тази група, а редът *Total* (Общо) е сумата на двата реда. Тази информация се използва при изчисляване на *големината на ефекта*. Втората колона **df** (Степени на свобода) дава информация за трите степени на свобода: на първия ред *Between Groups* (Междугрупова) е междугруповата степен на свобода, която се изчислява като от броя на групите се извади 1. В примера има две групи (момчета и момичета) и затова степените на свобода са равни на $2-1=1$; на втория ред *Within Groups* (Вътрешногрупова) има информация за вътрешногруповата степен на свобода, която е равна на броя на наблюденията (100) минус броя на групите (2) и в примера е равна на $100-2=98$; на третия ред *Total* (Общо) има информация за общата степен на свобода, която е равна на броя на наблюденията (100) минус 1 и в примера тя е равна на $100-1=99$. Третата колона **Mean Square** (Среден квадрат) дава отношението на сумата на квадратите към степените на свобода. Четвъртата колона **F** (*F*-статистика) дава отношението на средния квадрат между групите към средния квадрат вътре в групите и представлява *F*-статистиката, която се анализира. В последната колона **Sig.** (Значимост) е дадена *p*-стойността на статистическия тест или вероятността, че наблюдаваните различия са случайни.

В примера стойността на *F*-статистиката е $F(1,98) = 1.92$, а нейната статистическа значимост е $p = 0.17$. Тъй като стойността на p е по-голяма от 0.05 не може да се направи

извод, че има различие между двете средноаритметични стойности и затова се казва, че няма статистически значимо различие между двете средноаритметични стойности.

По принцип невъзможността да се отхвърли нулевата хипотеза H_0 както е в примера ($p = 0.169 > 0.05$) не означава автоматично, че са открити доказателства, че няма различие между двете средноаритметични стойности (22.9778 и 21.6364). Това показва, че изследователят не е открил такова различие ако изобщо то е съществувало. Ако p е по-малко или равно на 0.05 се отхвърля нулевата хипотеза H_0, че двете средноаритметични стойности са равни и се прави изводът, че има различие между тях.

За да се изчисли *големината на ефекта* се използва коефициентът *ета* η по Формула 14.3. От първата колона **Sum of Squares** (Сума на квадратите) на таблицата **ANOVA** (Дисперсионен анализ) има $SS_b = 44.535$ и $SS_t = 2316.240$. Тогава като се поставят тези стойности в 14.3 се получава:

$$\eta = \sqrt{\frac{SS_b}{SS_t}} = \sqrt{\frac{44.535}{2316.240}} = \sqrt{0.0192} \approx 0.14$$

Интерпретацията на коефициента, направена от Коен (Cohen, 1988) (виж Таблица 9.8), показва че за стойностите $0.10 \le \eta < 0.24$ се наблюдава *малка или по-малка от типичната* големина на ефекта.

Четвъртата таблица **Robust Tests of Equality of Means** (Тестове за устойчивост на равенство на средноаритметичните стойности) дава резултатите от тестовете на Brown-Forsythe (Браун-Форсайт) и Welch (Уелч). Тези тестове се анализират *само,* когато тестът на Левин (Levene) от втората таблица **Test of Homogeneity of Variances** (Тест за хомогенност на дисперсиите) е статистически значим ($p \le 0.05$). В случая тестът на Левин (Levene) *не* е статистически значим: $p = 0.854 > 0.05$, следователно *не* е нарушена втората предпоставка за провеждане на еднофакторния дисперсионен анализ и затова тестовете на Brown-Forsythe (Браун-Форсайт) и Welch (Уелч) не се анализират.

В примера разгледан в следващия Раздел 14.6 тези два теста се анализират и интерпретират.

14.5.5 ПРЕДСТАВЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Резултатите от еднофакторен дисперсионен анализ се представят в раздел **Метод** и **Резултати** (виж Глава 2). Тъй като скалата за *усещане за контрол* се състои от Ликерт въпроси, отговорите на които са в цели числа от 1 до 5 нейните стойности се цитират с точност два знака след десетичната точка (виж Раздел 1.17). За примера те звучат примерно по следния начин:

- В раздел **Метод**:

> С цел да се провери хипотезата, че средноаритметичните стойности за *усещането за контрол* за момчетата и момичетата са равни е проведен еднофакторен дисперсионен анализ.

- В раздел **Резултати**:

> Липсва статистически значимо различие между момчетата и момичетата в *усещането им за контрол* $F(1,98) = 1.92$, $p = 0.17$, с по-малка от типичната големина на ефекта $\eta = 0.14$.

От сравнението на получените резултати с резултатите от *t*-тест за независими извадки (Глава 3, Раздел 13.3): *"Няма статистическо значимо различие за средноаритметичната стойност на усещането за контрол на момчетата и на момичетата,* $t(98) = 1.39, p = 0.17$ *с по-малка от типичната големина на ефекта* $d = 0.28$ " се вижда, че те са абсолютно същите, т. е. при сравнение на *две групи* по избор се използва един от двата статистически теста.

Стойността на *F*-статистиката при еднофакторния дисперсионен анализ е $F = 1.92$, а стойността на *t*-статистиката при използването на *t*-тест за независими извадки е $t = 1.39$, което показва, че е изпълнено отношението $F = t^2$, а именно, че $1.92 \approx 1.39^2$.

14.6 ЕДНОФАКТОРЕН ДИСПЕРСИОНЕН АНАЛИЗ ЗА СЪПОСТАВКА НА ТРИ И ПОВЕЧЕ НЕЗАВИСИМИ ГРУПИ (ИЗВАДКИ)

Когато е необходимо да се направи съпоставка на три или повече групи на независимата променлива не може да се използва *t*-тестът и се прилага еднофакторният дисперсионен анализ с *постхок* анализ (single factor ANOVA with post hoc analysis). При повече от две групи се проверява нулевата хипотеза H_0, че средноаритметичните стойности на генералната съвкупност са равни за *всички* групи. Ако нулевата хипотеза H_0 не е статистически значима може да се приеме, че средноаритметичните стойности за всички (три и повече) групи не са равни без да се уточни между кои групи има различие. За да се намери между кои средноаритметични стойности има различие трябва да се проведе допълнителен статистически тест, който се нарича *постхок* тест (post hoc test). Съществуват множество *постхок* статистически тестове като най-често се използва тестът на **Tukey HDS** (Honestly Significant Difference) (тест на Туки за истинска статистическа значимост) и тестът на **Games-Howell** (Геймс-Хоуел), които са разгледани по-подробно в тази глава.

Еднофакторният дисперсионен анализ за *три и повече* независими извадки (групи) се състои от две части.

- Първо, *F*-тестът се използва, за да се провери дали има статистически значимо различие между средноаритметичните стойности за всички групи.
- Второ, ако се открие различие се провежда допълнителен *постхок* тест, за да се установи къде точно е различието.

Непараметричната алтернатива на дисперсионния анализ за *три и повече* независими извадки (групи) е тестът на Крушкел-Уолис (Kruskal-Wallis), които е разгледан в Глава 20, Раздел 20.3.

Алгоритъм (стъпки) за провеждане на еднофакторен дисперсионен анализ за три и повече независими групи (извадки):

1. Размерът на извадката за всяка от изследваните групи, които са повече от две по-голям ли е от 30 изследвани лица?
   - **Да** ⇒ има устойчивост към нарушението за нормалното разпределение. Преминава се към изпълнение на Точка 3.
   - **Не** ⇒ трябва да се направи проверка за нормално разпределение. Преминава се към Точка 2 от алгоритъма.
2. Нормално разпределена ли е зависимата променлива?
   - **Да** ⇒ Преминава се към Точка 3.
   - **Не** ⇒ Резултатите от дисперсионния анализ може да не са валидни. **Спри!** Прави се опит за провеждане на нелинейна трансформация на зависимата променлива и отново се провежда дисперсионният анализ за новата променлива: Точка 1.
3. Приблизително еднакъв ли е (1:1.5) размерът на извадките за всяка група?
   - **Да** ⇒ има устойчивост към нарушението на предпоставката за хомогенност на дисперсията. Преминава се към Точка 7.
   - **Не** ⇒ трябва да се направи проверка за хомогенност на дисперсията. Преминава се към Точка 4.
4. Тестът на Левин (Levene) статистически значим ли е, т. е. $p \le 0.05$?
   - **Да** ⇒ има нарушение на предпоставката за хомогенност на дисперсията. Премини към Точка 5.
   - **Не** ⇒ няма нарушение на предпоставката за хомогенност на дисперсията. Преминава се към Точка 7.
5. Тестовете на Браун-Форсайт (Brown-Forsythe) и Уелч (Welch) статистически значими ли са, т. е. $p \le 0.05$?
   - **Да** ⇒ може да се анализира *F*-статистиката, за да се определи дали има статистическо значимо различие между групите. Преминава се към Точка 6.
   - **Не** ⇒ *не* е изпълнена втората предпоставка на дисперсионния анализ. Не може да се проведе еднофакторният дисперсионен анализ, но може да се

проведе неговият непараметричен аналог Крушкел-Уолис (Kruskal-Wallis) тест. Край.

6. *F*-статистиката за дисперсионния анализ статистически значима ли е, т. е. $p \leq 0.05$?
   - **Да** $\Rightarrow$ Провежда се Games-Howell (Геймс-Хоуел) *постхок* тест, за да се намери къде са различията между групите. ***Цитират се резултатите***. Край.
   - **Не** $\Rightarrow$ Резултатите от дисперсионния анализ *не* са статистически значими. ***Цитират се резултатите***. Край.
7. *F*-статистиката за дисперсионния анализ статистически значима ли е, т. е. $p \leq 0.05$?
   - **Да** $\Rightarrow$ Провежда се Tukey HDS (Туки) *постхок* тест, за да се намери къде са различията между групите. ***Цитират се резултатите***. Край.
   - **Не** $\Rightarrow$ Резултатите от дисперсионния анализ *не* са статистически значими. ***Цитират се резултатите***. Край.

14.6.1 ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДА *One-Way ANOVA* (ЕДНОФАКТОРЕН ДИСПЕРСИОНЕН АНАЛИЗ)

С цел да се илюстрира и интерпретира еднофакторният дисперсионен анализ при съпоставка на повече от *три* групи се разглеждат следните две променливи:

1. Скала за *етническа идентичност* (Phinney & Ong, 2007), която се състои от 6 въпроса във формат на Ликерт (виж Кутия 5.3) и има две подскали: за измерване на *желанието за изследване на собствената етническа група* и за измерване на *степента на обвързаност с етническата идентичност*. Скалата и двете подскали са интервални променливи (виж Глава 1, раздел 1.6.6). В матрицата на изследването те са обозначени съответно като *Ethnic_Identity*, *Commitment_subscale* и *Exploration_subscale*. Това са зависимите променливи.
2. Променливата *етнос*, която приема три стойности: 1 – българин, 2 – турчин и 3 – ром е номинална (виж Глава 1, раздел 1.6.1). В матрицата на изследването тя е обозначена като *Ethnic_myself*. Това е независимата променлива.

С еднофакторния дисперсионен анализ винаги се анализира само една независима променлива (например: *Ethnic_myself*), която се нарича **фактор**. Статистическият пакет IBM SPSS Statistics обаче позволява да се проведат едновременно няколко еднофакторни дисперсионни анализа като в този случай се задават няколко зависими променливи. Това е удобно да се прави, когато се анализира скала и нейните подскали и в случая има три зависими променливи: *Ethnic_Identity*, *Commitment_subscale* и *Exploration_subscale*. Те се появяват заедно във всички таблици, но на практика се провеждат три отделни еднофакторни дисперсионни анализа без да имат връзка един с друг.

Извадката за разглеждания пример е $N = 355$, от които българите са 122, турците са 116, а ромите са 117. Тъй като извадката за всяка от трите групи е по-голяма от 30 се приема, че не е нарушена третата предпоставка за нормално разпределение. Тъй като отношението на наблюденията между трите групи е $122/116 \approx 1.05$, $122/117 \approx 1.04$ и $117/116 \approx 1.01$ е по-малко от 1.5 се приема, че трите групи са с почти равни извадки и че не е нарушена втората предпоставка за хомогенност на дисперсиите.

Изследователският въпрос е: "Има ли статистически значимо различие в средноаритметичните стойности за *етническата идентичност*, *желанието за изследване на собствената етническа група* и *степента на обвързаност с етническата идентичност* между българите, турците и ромите?"

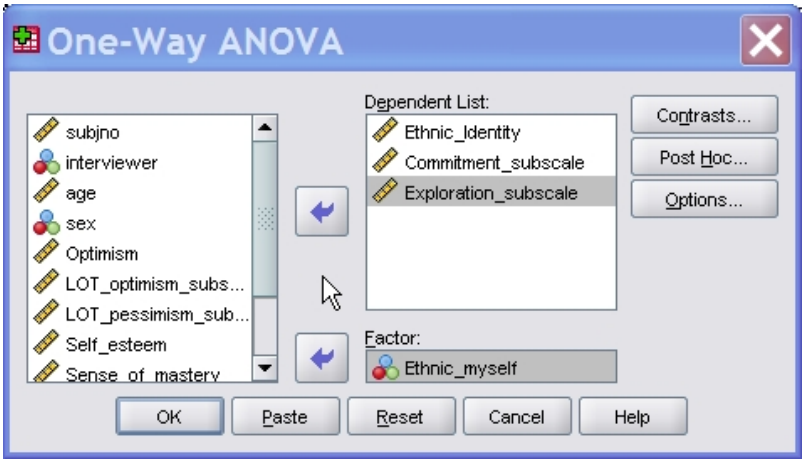
Научните (експерименталните) хипотези H_1 са три:

- H_1**:** има различие между средноаритметичните стойности за *етническата идентичност* между българи, турци и роми.
- H_1**:** има различие между средноаритметичните стойности за *желанието за изследване на собствената етническа група* между българи, турци и роми.
- H_1**:** има различие между средноаритметичните стойности за *степента на обвързаност с етническата идентичност* между българи, турци и роми.

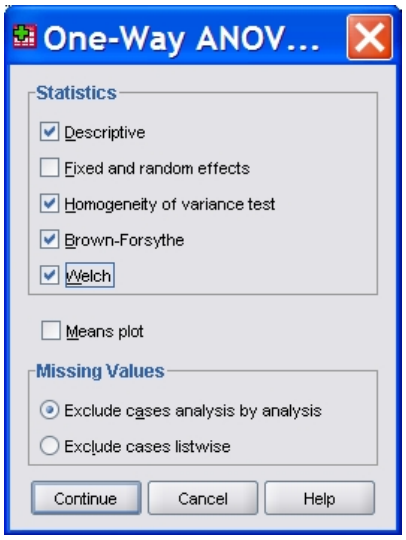
Процедурата за провеждане на еднофакторен дисперсионен анализ (single factor ANOVA) за три и повече групи с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- Избира се **Analyze** ⇒ **Compare Means** ⇒ **One-Way ANOVA** (Анализ ⇒ Съпоставка на средноаритметични стойности ⇒ Еднофакторен дисперсионен анализ) (Фигура 3.21) и се получава диалоговата кутия от Фигура 14.3.
- Преместват се с помощта на горната стрелка (виж курсора) променливите: *Ethnic_Identity*, *Commitment_subscale* и *Exploration_subscale* в кутията **Dependent List** (Зависима променлива). Тъй като в еднофакторния дисперсионен анализ винаги се анализира само една зависима променлива след като са селектирани повече от една, означава, че ще се проведат едновременно няколко (в случая: три) еднофакторни дисперсионни анализа.

  Едновременното анализиране на няколко зависими променливи става с многомерния дисперсионен анализ (MANOVA), който е разгледан в Глава 16.
- Селектира се променливата *Ethnic_myself* и с помощта на долната стрелка се премества в кутията **Factor** (Независима променлива). Тук няма възможност да се избират повече от една независима променлива, защото еднофакторният дисперсионен анализ винаги анализира само един фактор (независима променлива).
- Кликва се на бутона **Options** (Опции) и се появява диалоговата кутия от Фигура 14.4.



Фигура 14.3 Диалогова кутия на командата *One-Way ANOVA* (Еднофакторен дисперсионен анализ)

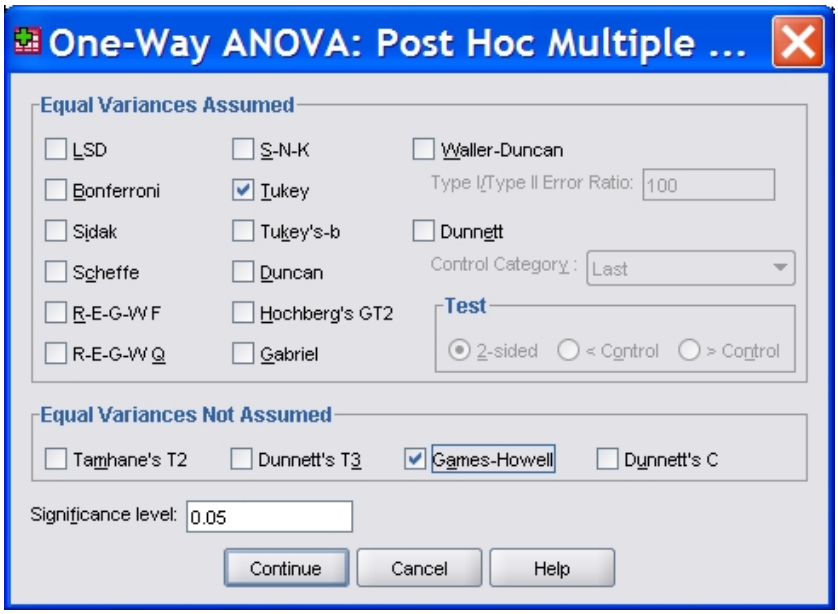


Фигура 14.4 Диалогова кутия *Options* (Опции) на командата *One-Way ANOVA* (Еднофакторен дисперсионен анализ)

- В раздела *Statistics* (Статистики) се селектират **Descriptive** (Дескриптивни статистики), **Homogeneity of variance test** (Тест за равенство на дисперсиите), **Brown-Forsythe** (Браун-Форсайт) и **Welch** (Уелч).

  Ако е необходимо да се построи графика на средноаритметичните стойности за всяка група се избира **Means plot** (Графика на средноаритметичните стойности).
- В раздела *Missing Values* (Липсващи стойности) се селектира **Exclude cases analysis by analysis** (Изключване на наблюденията по анализи). Този въпрос е представен в Глава 9, Раздел 9.9.
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 14.3
- Кликва се на бутона **Post Hoc** (Постхок) и се получава диалоговата кутия от Фигура 14.5.
- Тук могат да се зададат 14 *постхок* теста, когато е изпълнена предпоставката за хомогенност на дисперсиите и 4 *постхок* теста, когато тази предпоставка не е изпълнена. Тъй като повечето от тестовете се използват много рядко в главата са

разгледани двата най-често прилагани теста. От раздела *Equal Variances Assumed* (Равенството на дисперсиите е изпълнено) се селектира **Tukey** (Туки), а от раздела *Equal Variances Not Assumed* (Равенството на дисперсиите *не* е изпълнено) се селектира **Games-Howell** (Геймс-Хоуел).



Фигура 14.5
Диалогова кутия *Post Hoc* (Постхок) на командата *One-Way ANOVA* (Еднофакторен дисперсионен анализ)

- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 14.3.
- Кликва се на бутона **OK** на Фигура 14.3 и се получава следният резултат от изпълнението на командата за еднофакторния дисперсионен анализ.

14.6.2 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
ONEWAY
   Ethnic_Identity Commitment_subscale Exploration_subscale
      BY Ethnic_myself
      /STATISTICS DESCRIPTIVES HOMOGENEITY BROWNFORSYTHE WELCH
      /MISSING ANALYSIS
      /POSTHOC=TUKEY GH ALPHA(0.05).
```

14.6.3 ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

Oneway

средноаритметичните стойности на трите групи се сравняват за всяка скала

Descriptives

		N	Mean	Std. Deviation	Std. Error	95% Confidence Interval for Mean		Minimum	Maximum
						Lower Bound	Upper Bound		
Ethnic_Identity	Bulgarian	122	3.5847	.72577	.06571	3.4546	3.7148	1.67	5.00
	Turk	116	3.5230	.72861	.06765	3.3890	3.6570	2.00	4.83
	Roma	117	4.1880	.64123	.05928	4.0706	4.3054	2.17	5.00
	Total	355	3.7634	.75946	.04031	3.6841	3.8427	1.67	5.00
Commitment_subscale	Bulgarian	122	3.8634	.82071	.07430	3.7163	4.0105	2.33	5.00
	Turk	116	3.7126	.92928	.08628	3.5417	3.8836	2.00	5.00
	Roma	117	4.2051	.65044	.06013	4.0860	4.3242	2.33	5.00
	Total	355	3.9268	.83152	.04413	3.8400	4.0136	2.00	5.00
Exploration_subscale	Bulgarian	122	3.3060	.84479	.07648	3.1546	3.4574	1.00	5.00
	Turk	116	3.3333	.74600	.06926	3.1961	3.4705	2.00	4.67
	Roma	117	4.1709	.69428	.06419	4.0438	4.2981	2.00	5.00
	Total	355	3.6000	.86227	.04576	3.5100	3.6900	1.00	5.00

тест за проверка на предпоставката за дисперсионния анализ: *Levene* (Левин). Три скали – три теста

тестът трябва да *не* е значим ($p>0.05$), за да *не* е нарушена предпоставката за дисперсионния анализ

Test of Homogeneity of Variances

	Levene Statistic	df1	df2	Sig.
Ethnic_Identity	2.208	2	352	.111
Commitment_subscale	15.887	2	352	.000
Exploration_subscale	1.965	2	352	.142

ANOVA

		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Ethnic_Identity	Between Groups	31.697	2	15.849	32.344	.000
	Within Groups	172.482	352	.490		
	Total	204.179	354			
Commitment_subscale	Between Groups	14.874	2	7.437	11.388	.000
	Within Groups	229.888	352	.653		
	Total	244.762	354			
Exploration_subscale	Between Groups	56.932	2	28.466	48.578	.000
	Within Groups	206.268	352	.586		
	Total	263.200	354			

това са степените на свобода *df* за третата скала: 2, 352

това е *F*-статистиката за третата скала, която е статистически значима ($p<0.05$)

Robust Tests of Equality of Means

		Statistic[a]	df1	df2	Sig.
Ethnic_Identity	Welch	35.074	2	233.851	.000
	Brown-Forsythe	32.384	2	347.912	.000
Commitment_subscale	Welch	12.980	2	229.373	.000
	Brown-Forsythe	11.379	2	325.562	.000
Exploration_subscale	Welch	53.346	2	233.970	.000
	Brown-Forsythe	48.817	2	345.713	.000

a. Asymptotically F distributed.

Multiple Comparisons

Dependent Variable		(I) Ethnic_myself	(J) Ethnic_myself	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
							Lower Bound	Upper Bound
Ethnic_Identity	Tukey HSD	Bulgarian	Turk	.06171	.09078	.775	-.1520	.2754
			Roma	-.60333*	.09058	.000	-.8165	-.3901
		Turk	Bulgarian	-.06171	.09078	.775	-.2754	.1520
			Roma	-.66505*	.09172	.000	-.8809	-.4492
		Roma	Bulgarian	.60333*	.09058	.000	.3901	.8165
			Turk	.66505*	.09172	.000	.4492	.8809
	Games-Howell	Bulgarian	Turk	.06171	.09431	.790	-.1607	.2841
			Roma	-.60333*	.08850	.000	-.8121	-.3946
		Turk	Bulgarian	-.06171	.09431	.790	-.2841	.1607
			Roma	-.66505*	.08995	.000	-.8773	-.4528
		Roma	Bulgarian	.60333*	.08850	.000	.3946	.8121
			Turk	.66505*	.08995	.000	.4528	.8773
Commitment_subscale	Tukey HSD	Bulgarian	Turk	.15074	.10480	.322	-.0959	.3974
			Roma	-.34174*	.10457	.003	-.5879	-.0956
		Turk	Bulgarian	-.15074	.10480	.322	-.3974	.0959
			Roma	-.49248*	.10589	.000	-.7417	-.2433
		Roma	Bulgarian	.34174*	.10457	.003	.0956	.5879
			Turk	.49248*	.10589	.000	.2433	.7417
	Games-Howell	Bulgarian	Turk	.15074	.11387	.383	-.1179	.4194
			Roma	-.34174*	.09559	.001	-.5672	-.1162
		Turk	Bulgarian	-.15074	.11387	.383	-.4194	.1179
			Roma	-.49248*	.10517	.000	-.7408	-.2442
		Roma	Bulgarian	.34174*	.09559	.001	.1162	.5672
			Turk	.49248*	.10517	.000	.2442	.7408
Exploration_subscale	Tukey HSD	Bulgarian	Turk	-.02732	.09927	.959	-.2610	.2063
			Roma	-.86493*	.09905	.000	-1.0981	-.6318
		Turk	Bulgarian	.02732	.09927	.959	-.2063	.2610
			Roma	-.83761*	.10030	.000	-1.0737	-.6015
		Roma	Bulgarian	.86493*	.09905	.000	.6318	1.0981
			Turk	.83761*	.10030	.000	.6015	1.0737
	Games-Howell	Bulg	Turk	-.02732	.10319	.962	-.2707	.2161
			Roma	-.86493*	.09985	.000	-1.1005	-.6294
		Turk	Bulgarian	.02732	.10319	.962	-.2161	.2707
				-.83761*	.09443	.000	-1.0604	-.6148
		Roma	Bu	.86493*	.09985	.000	.6294	1.1005
			Turk	.83761*	.09443	.000	.6148	1.0604

*. The mean difference is significant at the .05 level.

постхок **тестовете за всяка от трите анализирани скали**

Homogeneous Subsets

Ethnic_Identity

	Ethnic_myself	N	Subset for alpha = .05	
			1	2
Tukey HSD[a,b]	Turk	116	3.5230	
	Bulgarian	122	3.5847	
	Roma	117		4.1880
	Sig.		.776	1.000

Means for groups in homogeneous subsets are displayed.

a. Uses Harmonic Mean Sample Size = 118.276.

b. The group sizes are unequal. The harmonic mean of the group sizes is used. Type I error levels are not guaranteed.

Commitment_subscale

	Ethnic_myself	N	Subset for alpha = .05	
			1	2
TukeyHSD[a,b]	Turk	116	3.7126	
	Bulgarian	122	3.8634	
	Roma	117		4.2051
	Sig.		.324	1.000

Means for groups in homogeneous subsets are displayed.

a. Uses Harmonic Mean Sample Size = 118.276.

b. The group sizes are unequal. The harmonic mean of the group sizes is used. Type I error levels are not guaranteed.

Exploration_subscale

	Ethnic_myself	N	Subset for alpha = .05	
			1	2
TukeyHSD[a,b]	Bulgarian	122	3.3060	
	Turk	116	3.3333	
	Roma	117		4.1709
	Sig.		.959	1.000

Means for groups in homogeneous subsets are displayed.

a. Uses Harmonic Mean Sample Size = 118.276.

b. The group sizes are unequal. The harmonic mean of the group sizes is used. Type I error levels are not guaranteed.

14.6.4 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Интерпретацията на получените резултати е направена съгласно алгоритъма за провеждане на еднофакторен дисперсионен анализ, който е даден в началото на този Раздел 14.6.

Първата таблица **Descriptives** (Дескриптивни статистики) дава дескриптивна статистика на трите еднофакторни дисперсионни анализа, т. е. за трите зависими променливи за всяка група на независимата променлива. Най-важни са колоните **Mean** (Средноаритметично), в която се съдържа информация за средноаритметичните стойности за всяка от групите, които се сравняват и колоната **Std. Deviation** (Стандартно отклонение), в която са дадени стандартното отклонение за всяка от групите и които съгласно втората предпоставка на дисперсионния анализ трябва да са еднакви. Другите колони са: **N** (Брой на наблюдения), **Std. Error** (Стандартна грешка), **Lower Bound** (Долна граница) и **Upper Bound** (Горна граница) за доверителния интервал зададен с 95% доверителна вероятност (95% Confidence Interval of the Difference), **Minimum** (Минимална) и **Maximum** (Максимална) стойност за извадката за всяка от групите. За първия еднофакторен дисперсионен анализ зависимата променлива е скалата за *етническа идентичност* (*Ethnic_Identity*), за която средноаритметичните стойности и доверителните интервали за трите групи (етноса) са: $M = 3.5847$, $CI_{95} = 3.46, 3.71$; $M = 3.5230, CI_{95} = 3.39, 3.66$ и $M = 4.1880, CI_{95} = 4.07, 4.31$. Очевидно е, че средната стойност за ромите (4.1880) е по-голяма от средните стойности за българи (3.5847) и турци (3.5230), но още не е ясно дали различията са статистически значими. Отговор на въпроса дали има статистическо значимо различие между трите средноаритметични стойности дава еднофакторният дисперсионен анализ. За целта се изследва стандартното отклонение (колоната **Std. Deviation**) за всяка от групите, което за първата скала е: 0.72577, 0.72861 и 0.64123 като има изискване те да са хомогенни (дисперсията е равна на квадрата на стандартното отклонение, виж Глава 7, Раздел 7.3.4). Визуално тези три стандартни отклонения (0.72577, 0.72861 и 0.64123) изглежда, че са еднакви, но е необходимо да се проведе статистическият тест на Левин (Levene) за хомогенност (еднородност) на дисперсиите резултатите от който са дадени в следващата таблица.

Втората таблица **Test of Homogeneity of Variances** (Тест за хомогенност на дисперсиите) дава резултатите от теста на Левин (Levene) за проверка на предпоставката за равенство на дисперсиите на зависимата променлива за трите групи (българи/турци/

роми) на независимата променлива. В примера се разглеждат три еднофакторни анализа и три теста на Левин (Levene) за всеки от тях. В примера тестът на Levene (Левин) *не* е статистически значим за зависимите променливи *Ethnic_Identity* ($p = 0.11$) и *Exploration_subscale* ($p = 0.14$), което означава, че *не* е нарушена втората предпоставка за провеждане на еднофакторния дисперсионен анализ. В този случай директно се анализира *F*-статистиката (от следващата таблица: **ANOVA**) и ако тя е статистически значима се използва Tukey HDS *постхок* тест. За третата зависима променлива *Commitment_subscale* тестът на Левин (Levene) е статистически значим ($p < 0.001$), което означава, че е нарушена втората предпоставка на дисперсионния анализ за хомогенност на дисперсиите. В този случай е необходимо внимателна интерпретация на *F*-статистиката (от следващата таблица: **ANOVA**) като за целта първо се вижда какви са резултатите от тестовете на Браун-Форсайт (Brown-Forsythe) и Уелч (Welch), които са дадени в четвъртата таблица **Robust Tests of Equality of Means** (Тестове за устойчивост на равенство на средноаритметичните стойности). Ако двата теста са статистически значими $(p \le 0.05)$ спокойно се анализира *F*-статистиката от третата таблица **ANOVA** и ако тя също е статистически значима $(p \le 0.05)$ се използва Геймс-Хоуел (Games-Howell) *постхок* тест. Ако обаче тестът на Браун-Форсайт (Brown-Forsythe) и тестът на Уелч (Welch) са статистически не значими ($p > 0.05$) *не* може да се използва еднофакторният дисперсионен анализ и трябва да се проведе неговият алтернативен непараметричен тест - Крушкел-Уолис (Kruskal-Wallis) тест, който е разгледан в Глава 20, Раздел 20.3.

Третата таблица **ANOVA** (Дисперсионен анализ) е ключова. В първата колона **Sum of Squares** (Сума на квадрати) първият ред *Between Groups* (Междугрупова) дава сумата на квадратите на разликата между общата средноаритметична стойност и средноаритметичните стойности за всяка от групите умножена на числото на наблюденията за всяка група; вторият ред *Within Groups* (Вътрешногрупова) е сумата на квадратите на разликата между средноаритметичната стойност за всяка група и всяко наблюдение за тази група, а в редът *Total* (Общо) е дадена сумата на двата реда. Тази информация се използва при изчисляване на *големината на ефекта*. Втората колона е **df** (Степени на свобода) като на първия ред *Between Groups* (Междугрупова) е дадена междугруповата степен на свобода, която е равна на броя на групите минус 1. В случая има три групи (българи, турци и роми) и затова степенните на свобода са: $3-1=2$. Вторият ред *Within Groups* (Вътрешногрупова) дава вътрешногруповата степен на свобода, която е равна на броя на наблюденията (355) минус броя на групите (3) и в примера е равна на $355-3=352$. Третият ред *Total* (Общо) дава общата степен на свобода, която е равна на броя на наблюденията (355) минус 1 и в примера тя е равна на $355-1=354$. Третата колона **Mean Square** (Среден квадрат) дава отношението на сумата на квадратите към степените на свобода. Четвъртата колона **F** (*F*-статистика) дава отношението на междугруповия среден квадрат към вътрешногруповия среден квадрат и представлява *F*-статистиката, която ще се анализира. В последната колона **Sig.** (Значимост) е дадена *p*-стойността на статистическия тест или вероятността наблюдаваните различия да са случайни.

В примера има статистическа значимост и за трите теста: за *Ethnic_Identity*: $F(2,352)=32.34$, $p<0.001$; за *Commitment_subscale*: $F(2,352)=11.39$, $p<0.001$; за *Exploration_subscale*: $F(2,352)=48.58$, $p<0.001$. Тъй като тази стойност на $p<0.001$ е по-малка от зададената критична стойност на *алфа* $\alpha=0.05$ се отхвърля нулевата хипотеза H_0, че средноаритметичните стойности за трите групи (българи, турци и роми) са равни и се прави изводът, че има различие между трите средноаритметични стойности. За да се открие различието обаче трябва да се проведе допълнителен *постхок* тест. Ако получената *p*-стойност е по-голяма от 0.05 не може да се направи изводът, че има различие между трите средноаритметични стойности и затова се казва, че няма статистически значимо различие между трите средноаритметични стойности. По принцип невъзможността да се отхвърли нулевата хипотеза H_0 не означава, че са открити доказателства, че няма различие между трите средноаритметични стойности, а показва, че изследователят не е открил различията ако те са съществували. При *p*-стойности по-големи от 0.05 няма необходимост от провеждане на допълнителен *постхок* тест.

За да се изчисли *големината на ефекта* се използва коефициентът *ета* η по Формула 14.3. От първата колона на таблицата **ANOVA** (Дисперсионен анализ) **Sum of Squares** (Сума на квадратите) има за еднофакторен дисперсионен анализ със зависима променлива:

1. *Ethnic_Identity*: $SS_b = 31.697$ и $SS_t = 204.179$. От Уравнение 14.3 се получава:
$$\eta = \sqrt{SS_b / SS_t} = \sqrt{31.697/204.179} = \sqrt{0.15524} \approx 0.39$$
Интерпретацията на коефициента (виж Таблица 9.8) показва че за стойностите $0.37 \le \eta < 0.45$ се наблюдава *голяма или по-голяма от типичната* големина на ефекта.

2. *Commitment_subscale*: $SS_b = 14.874$ и $SS_t = 244.762$. От Уравнение 14.3 се получава:
$$\eta = \sqrt{SS_b / SS_t} = \sqrt{14.874/244.762} = \sqrt{0.0608} \approx 0.25.$$
Интерпретацията на коефициента (виж Таблица 9.8) показва че за стойностите $0.24 \le \eta < 0.37$ се наблюдава *средна или типична* големина на ефекта.

3. *Exploration_subscale*: $SS_b = 56.932$ и $SS_t = 206.268$. От Уравнение 14.3 се получава:
$$\eta = \sqrt{SS_b / SS_t} = \sqrt{56.932/263.200} = \sqrt{0.2163} \approx 0.47.$$
Интерпретацията на коефициента (Таблица 9.8) показва че за стойностите $\eta \ge 0.45$ се наблюдава *много по-голяма от типичната* големина на ефекта.

Четвъртата таблица **Robust Tests of Equality of Means** (Тестове за устойчивост на равенство на средноаритметичните стойности) дава резултатите от тестовете на Brown-Forsythe (Браун-Форсайт) и Welch (Уелч). Те се анализират *само,* когато тестът на Левин (Levene) за хомогенност (еднородност) на дисперсиите не е статистически значим ($p > 0.05$). В примера това е така при еднофакторен дисперсионен анализ за зависима променлива *Commitment_subscale*. От тази таблица се вижда, че и двата теста на Brown-Forsythe (Браун-Форсайт) и Welch (Уелч) са статистически значими за *Commitment_subscale* и в този случай се анализира *F*-статистиката за *Commitment_subscale,* която е дадена в предишната таблица **ANOVA** (Дисперсионен анализ). Тъй като *F*-статистиката е статистически значима за *Commitment_subscale* означава, че има статистическо значимо различие в средните стойности за трите групи (българи, турци и роми). За да се открие къде точно е различието се използва и анализира *постхок* тестът на Геймс-Хоуел (Games-Howell).

Петата таблица **Multiple Comparisons** (Множествени сравнения) съдържа информация за резултатите от двата *постхок* теста за всеки от трите еднофакторни дисперсионни анализа. Тази таблица се анализира *само* ако има статистическо значимо различие между групите, т. е. ако *F*-статистиката е статистически значима $(p \le 0.05)$. В примера това важи и за трите еднофакторни дисперсионни анализа. Въпреки че в тази таблица са дадени резултатите от двата *постхок* теста, за *Ethnic_Identity* и за *Exploration_subscale* трябва да се анализират само резултатите от Tukey HDS (Туки) *постхок* теста, а за *Commitment_subscale*–резултатите от Games-Howell (Геймс-Хоуел) *постхок* теста. Двата *постхок* теста показват къде точно са различията между групите. При внимателно вглеждане в колоната **Mean Difference** (Разлика между средноаритметичните стойности) се вижда, че до някои стойности има звездичка (*), което означава, че има статистическо значимо различие между тези две групи $(p \le 0.05)$ като точната стойност на *p* се намира в колона **Sig.** (Значимост).

Последните таблици са със заглавие **Homogeneous Subsets** (Хомогенни подмножества), в които се съдържа обобщена информация от предишната таблица **Multiple Comparisons** (Множествени сравнения) за Tukey HDS (Туки) *постхок* теста. В примера тъй като има три еднофакторни дисперсионни анализа има и три таблици, които им съответстват в този раздел. Прави впечатление, че за другия *постхок* тест на Games-Howell (Геймс-Хоуел) статистическият пакет IBM SPSS Statistics не дава аналогични таблици и затова се анализира предишната таблица **Multiple Comparisons** (Множествени сравнения).

14.6.5 ПРЕДСТАВЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Резултатите от еднофакторния дисперсионен анализ се представят в раздел **Метод** и **Резултати** (виж Глава 2). Тъй като скалата за *етническа идентичност* се състои от Ликерт въпроси отговорите, на които са в цели числа от 1 до 5 се цитират нейните стойности с

точност два знака след десетичната точка (виж Глава 1, Раздел 1.17). За примера те звучат примерно по следния начин:

- В раздел **Метод**:

> С цел да се провери хипотезата, че средноаритметичните стойности на *етническата идентичност* за трите етнически групи: българи, турци и роми са равни е проведен еднофакторен дисперсионен анализ.

- В раздел **Резултати**:

В началото на Раздел 14.6 е разгледан алгоритмът за провеждане на еднофакторен дисперсионен анализ за повече от две групи, който е приложен за трите дисперсионни анализа:

А. За дисперсионния анализ със зависима променлива *Ethnic_Identity*:

1. Размерът на извадката за всяка от трите изследвани групи по-голям ли е от 30 изследвани лица?
   - **Да** $\Rightarrow$ извадката включва 122, 117 и 116 изследвани лица. Има устойчивост към нарушението за нормално разпределение. Преминава се към изпълнение на Точка 3.
3. Приблизително еднакъв ли е (1:1.5) размерът на извадките за всяка група?
   - **Да** $\Rightarrow$ отношенията са 1.05, 1.04 и 1.01. Има устойчивост към нарушението на предпоставката за хомогенност на дисперсията. Преминава се към Точка 7.
7. *F*-статистиката за дисперсионния анализ статистически значима ли е, т. е. $p \le 0.05$?
   - **Да** $\Rightarrow$ $F(2,352) = 32.34$, $p < 0.001$. Изчислява се големината на ефекта: $\eta = 0.39$, която е голяма или по-голяма от типичната. Анализира се Tukey HDS (Туки) *постхок* тест, за да се намери къде са различията между групите. ***Представят се резултатите***. Край.

> Намерено е статистически значимо различие, $F(2,352) = 32.34$, $p < 0.001$ за *етническата идентичност* между трите етноса. Големината на ефекта $\eta = 0.39$, която е изчислена като се използва коефициентът *ета* е голяма или по-голяма от типичната съгласно интерпретацията направена от Коен (Cohen, 1988). Използван е *постхок* тест на Туки HDS (Tukey), който показа, че средноаритметичната стойност за групата на ромите ($M = 4.19$) е статистически значимо различна от средноаритметичните стойности за групата на българите ($M = 3.58$) и на турците ($M = 3.52$). Групата на българите не е статистически значимо различна от тази на турците.

Б. За дисперсионния анализ със зависима променлива *Exploration_subscale*:

1. Размерът на извадката за всяка от трите изследваните групи по-голям ли е от 30 изследвани лица?
   - **Да** $\Rightarrow$ извадката включва 122, 117 и 116 изследвани лица. Има устойчивост към нарушението за нормално разпределение. Преминава се към изпълнение на Точка 3.
3. Приблизително еднакъв ли е (1:1.5) размерът на извадките за всяка група?
   - **Да** $\Rightarrow$ отношенията са 1.05, 1.04 и 1.01. Има устойчивост към нарушението на предпоставката за хомогенност на дисперсията. Преминава се към Точка 7.
7. *F*-статистиката за дисперсионния анализ статистически значима ли е, т. е. $p \le 0.05$?
   - **Да** $\Rightarrow$ $F(2,352) = 48.58$, $p < 0.001$. Изчислява се големината на ефекта: $\eta = 0.47$ Големината на ефекта е много по-голяма от типичната. Анализира се Туки HDS (Tukey) *постхок* тест, за да се намери къде са различията между групите. ***Представят се резултатите***. Край.

Намерено е статистически значимо различие, $F(2,352)=48.58$, $p<0.001$ за *желанието за изследване на собствената етническа група* между трите етноса. Големината на ефекта $\eta=0.47$, която е изчислена като се използва коефициентът *ета* е много по-голяма от типичната съгласно интерпретацията направена от Коен (Cohen, 1988).

Използван е *постхок* тест на Туки HDS (Tukey), който показва, че средноаритметичната стойност за групата на ромите ($M=4.17$) е статистически значимо различна от средноаритметичните стойности за групата на българите ($M=3.31$) и на турците ($M=3.33$). Групата на българите не е статистически значимо различна от групата на турците.

В. За дисперсионния анализ със зависима променлива *Commitment_subscale*:

1. Размерът на извадката за всяка от трите изследваните групи по-голям ли е от 30 изследвани лица?
   - **Да** $\Rightarrow$ извадката включва 122, 117 и 116 изследвани лица. Има устойчивост към нарушението за нормално разпределение. Преминава се към изпълнение на Точка 3.
3. Приблизително еднакъв ли е (1:1.5) размерът на извадките за всяка група?
   - **Не** $\Rightarrow$ В рамките на упражнение нека отговорът е *не*. В този случай трябва да се направи проверка за хомогенност на дисперсията. Преминава се към Точка 4.
4. Тестът на Левин (Levene) статистически значим ли е, т. е. $p\le 0.05$?
   - **Да** $\Rightarrow$ $p<0.001$. Има нарушение на предпоставката за хомогенност на дисперсията. Преминава се към Точка 5.
5. Тестовете на Браун-Форсайт (Brown-Forsythe) и Уелч (Welch) статистически значими ли са, т. е. $p\le 0.05$?
   - **Да** $\Rightarrow$ и за двата теста има $p<0.001$. Може да се анализира *F*-статистиката, за да се определи дали има статистическо значимо различие между групите. Преминава се към Точка 6.
6. *F*-статистиката за дисперсионния анализ статистически значима ли е, т. е. $p\le 0.05$?
   - **Да** $\Rightarrow$ $F(2,352)=11.39$, $p<0.001$. Изчислява се *големината на ефекта*: $\eta=0.25$. Големината на ефекта е средна или типична. Анализира се Геймс-Хоуел (Games-Howell) *постхок* тест, за да се намери къде са различията между групите. ***Представят се резултатите***. Край.

Намерено е статистически значимо различие, $F(2,352)=11.39$, $p<0.001$ за *степента на обвързаност с етническата идентичност* между трите етноса. Големината на ефекта $\eta=0.25$, която е изчислена като се използва коефициентът *ета* е средна или типична съгласно интерпретацията направена от Коен (Cohen, 1988).

Използван е *постхок* тест на Геймс-Хоуел (Games-Howell), който показа, че средноаритметичната стойност за групата на ромите ($M=4.21$) е статистически значимо различна от средноаритметичните стойности за групата на българите ($M=3.86$) и на турците ($M=3.71$).

Групата на българите не е статистически значимо различна от групата на турците.

В Кутия 14.1 (Таблица 3) са представени резултатите от 15 еднофакторни дисперсионни анализа (Ганева, 2013д) за извадка от 95 респондента, от които 41 жени са с диагноза рак на гърдата, а 54 са здрави жени.

В Таблица 3 са представени средните стойности на скалата за *оценка на собственото състояние* (част А) (Antoni et al, 2006) и на четирите подскали, които я изграждат, разпределени по три групи:

(а) провеждат съответната терапия
(б) *не* провеждат съответната терапия
(в) здрави жени.

С цел да се анализират различията между трите групи са проведени еднофакторни дисперсионни анализа с постхок тестовете.

Кутия 14.1 Еднофакторен дисперсионен анализ за скалата за *оценка на собственото състояние* (част А) (Antoni et al, 2006; Ганева (2013д)

Резултати

Представените резултати в Таблица 3 показват, че жените, които са подложени на химиотерапевтично лечение, имат най-ниска оценка на собственото си състояние. Те се справят и най-трудно със стресори. Групата на жените, които не се лекуват чрез този вид терапия, прибягват до приложение на техники за релаксация най-често. Жените, които правят химиотерапия, релаксират колкото и групата на здравите жени.

Таблица 3 Средни стойности на скалата за *оценка на собственото състояние* (част А) и на четирите подскали, които я изграждат: релаксация, изпитвано напрежение, асертивност и справяне, разпределени *по класически терапии* на диагностицираните (N=41) и здравите жени (N=54)

Димензия	***Част А***	*подскали* на скалата за **част А**			
		релаксация	изпитвано напрежение	асертивност	справяне
химиотерапия					
здрави жени	2.59^{ab}	1.94^{a}	2.56	2.89	2.70^{b}
правят химиотерапия	2.25^{a}	1.70^{a}	2.50	2.57	2.12^{a}
не правят химиотерапия	2.66^{b}	2.91^{b}	2.85	2.91	2.29^{ab}
статистическа значимост	*	*	-	-	*
големина на ефекта η=	*0.27,Т*	*0.36,Т*	-	-	*0.37,Г*
лъчетерапия					
здрави жени	2.59^{b}	1.94	2.56	2.89^{ab}	2.70^{b}
правят лъчетерапия	2.27^{a}	2.00	2.63	2.44^{a}	2.07^{a}
не правят лъчетерапия	2.51^{ab}	2.07	2.52	3.07^{b}	2.36^{ab}
статистическа значимост	*	-	-	*	*
големина на ефекта η=	*0.24,Т*	-	-	*0.25,Т*	*0.39,Г*
хормонотерапия					
здрави жени	2.59^{b}	1.94	2.56^{ab}	2.89^{ab}	2.70^{b}
правят хормонотерапия	2.16^{a}	1.86	2.30^{a}	2.38^{a}	2.08^{a}
не правят хормонотерапия	2.56^{ab}	2.20	2.90^{b}	2.95^{b}	2.26^{ab}
статистическа значимост	*	-	*	*	*
големина на ефекта η=	*0.28,Т*	-	*0.34,Т*	*0.25,Т*	*0.38,Г*

Забележки: По-високите стойности на числата отразяват по-висока оценка на собственото състояние (0 – минимум, 4 – максимум); където е налице статистически значим ефект при $p<0.05$ между трите групи от изследвани жени върху разглежданата скала или нейните подскали за дадена класическа терапия, на реда "статистическа значимост" под съответната колона от три числа е поставена звездичка и точното място на статистическото различие за съответната група е посочено с малка буква (^{a}, ^{b}, ^{c}); средните, отбелязани с (^{a}), са статистически значимо по-малки от средните, отбелязани с (^{b}), и са статистически значимо по-малки от средните, отбелязани с (^{c}); средните, отбелязани с (^{ab}), попадат между средните, отбелязани с (^{a}) и (^{b}), и няма статистически значимо различие между тях; данните са обработени с еднофакторен дисперсионен анализ и постхок тест на Туки (ANOVAs and Tukey's HSD post hoc tests); големината на ефекта е изчислена на базата на коефициента ета η на Коен и е интерпретирана при стойности: >0.45 като много по-голяма от типичната (>Г), 0.37-0.44 като голяма или по-голяма от типичната (Г), 0.24-0.36 като средна или типична (Т) и при стойности 0.10-0.23 като малка или по-малка от типичната (М), съгласно Коен (Cohen, 1988).

Жените, които ходят на лъчетерапия и им е предписана хормонална терапия, дават най-ниска оценка на собственото си състояние. Те са както в най-ниска степен асертивни, така и най-трудно се справят със стресиращи ситуации в ежедневието си. Жените, които използват хормонална терапия като част от своя лечебен план, изпитват напрежение в най-ниска степен.

14.7 ЕДНОФАКТОРЕН ДИСПЕРСИОНЕН АНАЛИЗ ЗА СВЪРЗАНИ (КОРЕЛИРАНИ) ИЗВАДКИ

Дисперсионният анализ за свързани (корелирани) извадки (one-way repeated measures ANOVA) е разширение на *t*-тест за свързани (корелирани) извадки (Глава 13, Раздел 13.4) като разликата е, че се сравняват средноаритметичните стойности за повече от две свързани извадки, т. е. когато наблюденията са свързани или корелирани. В разгледания в предишния раздел еднофакторен дисперсионен анализ групите са независими (например: момчета и момичета) и има изискване наблюденията от тези групи да не са свързани по какъвто и да е начин. Дисперсионният анализ за свързани (корелирани) извадки позволява да се анализира всеки обект на научното изследване при: **(а)** *две или повече* различни условия; **(б)** измерване в една и съща интервална или пропорционална скала при *три и повече* случая (например: време); **(в)** сравняване на отговора на респондента на *два или повече* различни въпроса/скали. В този случай въпросите трябва да са измерени в еднакви мерни единици, например: от *1 – напълно несъгласен* до *5 – напълно съгласен*.

Предпоставките са същите както и за другите еднофакторни дисперсионни анализи (Раздел 14.3) като има една допълнителна предпоставка за *сферичност*, според която разликата между свързаните измервания имат еднаква дисперсия. За проверката ѝ най-често се използва тестът за сферичност на Маучли (Mauchly's test for sphericity), който е описан подробно в Keppel & Wickens (2004). Тестът е устойчив към нарушението на предпоставките за нормално разпределение за зависимата променлива и за хомогенност на дисперсиите за свързани измервания.

Еднофакторният дисперсионен анализ за три и повече свързани (корелирани) извадки (групи) се състои от две части. Първо, *F*-тестът се използва, за да се провери дали има статистически значимо различие между средноаритметичните стойности за всички свързани извадки (групи). Второ, ако такова различие е открито, тогава се провежда *постхок* тест, за да се установи къде точно са различията. При две свързани (корелирани) групи е достатъчно да се проведе първата част, защото ако *F*-тестът е статистически значим ($p \leq 0.05$) означава, че има статистически значимо различие между средноаритметичните стойности за двете свързани (корелирани) извадки (групи).

Непараметричната алтернатива на дисперсионния анализ за две свързани (корелирани) извадки е тестът на Уилкоксън (Wilcoxon), а за три и повече свързани (корелирани) извадки е тестът на Фридман (Friedman), които са разгледани в Глава 20, Раздели 20.4 и 20.5.

14.7.1 ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДА GLM (ОБЩ ЛИНЕЕН МОДЕЛ)

С цел да се илюстрира и интерпретира дисперсионният анализ за свързани (корелирани) извадки е разгледан пример, в който група студенти от СУ участват в изследване за определяне на *стереотипите на българските студенти към малцинствата*. В изследването участват 87 респондента (студента), които са били интервюирани в *три* различни години: през 2004, 2006 и 2008 година.

Разгледана е скала за *стереотипи към етноса* (Esses et al., 1993), която се състои от въпроси във формат на Ликерт, интервална променлива е (виж Глава 1, Раздел 1.6.6) и стойностите ѝ варират между −1.00 (отрицателни стереотипи) и +1.00 (положителни стереотипи).

Изследваните 87 респондента със скалата са изследвани три пъти: в 2004, 2006 и 2008 година. В матрицата на изследването стойностите на скалата са записани като три променливи: *Attitude1* (за 2004 година), *Attitude2* (за 2006 година) и *Attitude3* (за 2008 година). В дадения пример зависимата променлива е *стереотипи към етноса*, а независимата променлива е *Време,* която приема три стойности: 2004, 2006 и 2008. За да се проведе статистическият анализ за свързани (корелирани) извадки данните трябва да са организирани в матрицата на изследването така, че стойностите на зависимата променлива за всяка стойност на независимата променлива да са зададени в отделна колона/променлива: *Attitude1*, *Attitude2* и *Attitude3*.

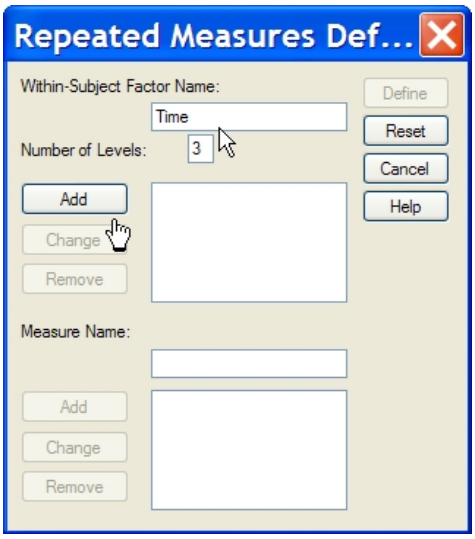
Извадката за разгледания пример е $N = 87$.

Изследователският въпрос е: "Има ли статистически значимо различие в средноаритметичните стойности за *стереотипите на българските студенти* към ромите за 2004-2008 година?"

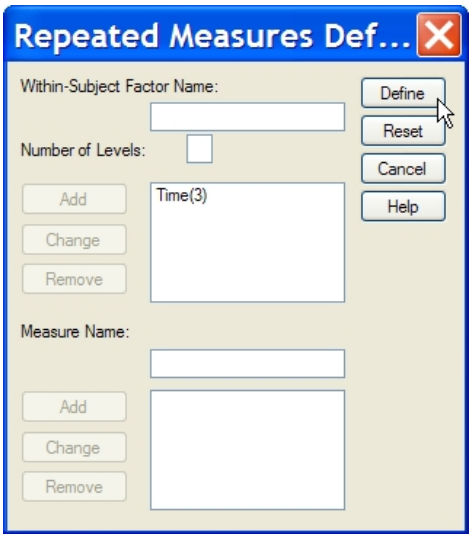
Научната (експерименталните) хипотеза H_1 **е**: "Има различие между средноаритметичните стойности за *стереотипите на българските студенти* към ромите за 2004-2008 година."

Процедурата за провеждане на еднофакторен дисперсионен анализ за свързани (корелирани) извадки (single factor repeated measures ANOVA) с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- Избира се **Analyze** ⇒ **General Linear Model** ⇒ **Repeated Measures** (Анализ ⇒ Общ линеен модел ⇒ Повторни измервания) **(**Фигура 3.21**)** и се получава диалоговата кутия от Фигура 14.6.
- В кутията **Within Subject Factor Name** (Име на вътрешногруповия фактор) се изтрива името **factor1** (на фигурата то вече е изтрито) и на негово място се написва името на независимата променлива *Time* (време). Това не е задължително да е името на променливата от матрицата на изследването, а само етикет (виртуална променлива), която се задава за независимата променлива.
- В кутията **Number of Levels** (Брой на нивата) се изписва броят на периодите от време или на нивата/групите, които се изследват: **3** (виж курсора).



Фигура 14.6 Диалогова кутия на командата *Repeated Measures Define Factor* (Еднофакторен дисперсионен анализ за корелирани извадки) – етап 1



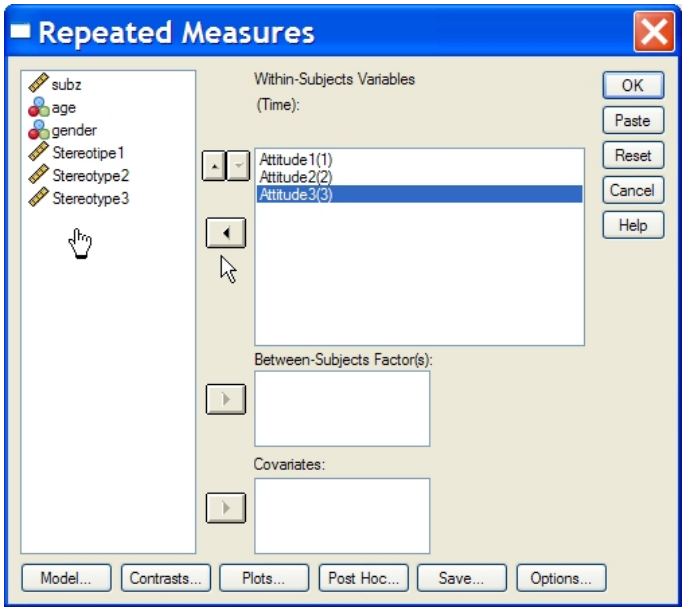
Фигура 14.7 Диалогова кутия на командата *Repeated Measures Define Factor* (Еднофакторен дисперсионен анализ за корелирани извадки) – етап 2

- Кликва се на бутона **Add** (Добави) (виж ръчичката) и се получава диалоговата кутия от Фигура 14.7.

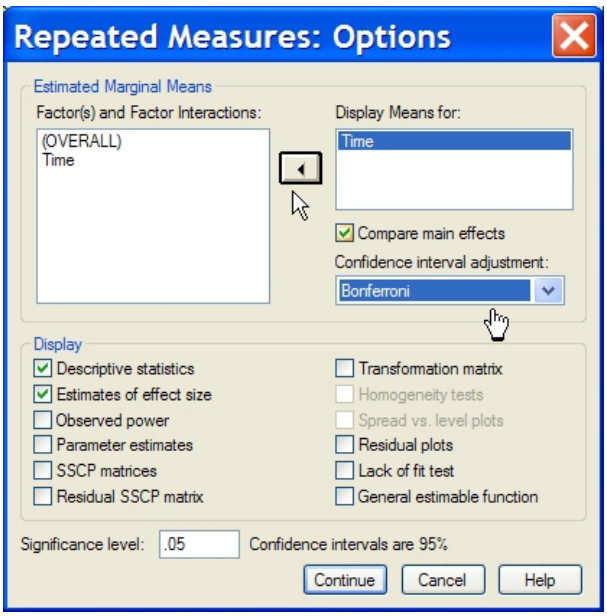
  Ако има повече от един свързан фактор (независима променлива) процедурата трябва да се повтори за всеки фактор. Ако дизайнът на изследването включва повече от една зависима променлива тогава трябва да се попълни кутията **Measure Name** (Име на измерването).
- Кликва се на бутона **Define** (Дефинирай), който се намира горе в дясно (виж курсора) и се получава диалоговата кутия от Фигура 14.8.
- Селектират се трите променливи *Atitide1*, *Atitide2* и *Atitide3*, които представляват трите свързани (корелирани) измервания на зависимата променлива (за време1, време2 и време3) и със стрелката (виж курсора) се преместват от кутията с променливите в кутията *Within-Subjects Variables* (*Time*): (Вътрешногрупови променливи (Време)). На Фигура 14.8 те вече са преместени.

Ако е необходимо да се специфицира статистическият модел се кликва на бутона долу в ляво **Model** (Модел) и се появява нова диалогова кутия, в която се дефинират параметрите на желания статистически модел. По подразбиране е зададен пълният факториален модел с всички главни ефекти и междуфакторни взаимодействия. Ако се кликне на следващия бутон **Contrasts** (Контрасти) се появява нова диалогова кутия, в която се задават предварителните (a priori) тестове за различие между нивата на фактора.

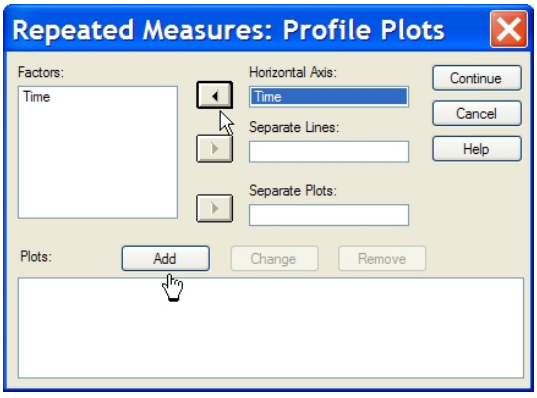
- Кликва се на бутона **Options** (Опции), който се намира долу в дясно и се получава диалоговата кутия от Фигура 14.9.



Фигура 14.8 Диалогова кутия *Define* (Дефинирай) на командата *Repeated Measures Define Factor* (Еднофакторен дисперсионен анализ за корелирани извадки)



Фигура 14.9 Диалогова кутия *Options* (Опции) на командата *Repeated Measures Define Factor* (Еднофакторен дисперсионен анализ за корелирани извадки)



Фигура 14.10 Диалогова кутия *Plots* (Графики) на командата *Repeated Measures Define Factor* (Еднофакторен дисперсионен анализ за корелирани извадки)

- В раздела *Display* (Покажи) се селектират **Descriptive statistics** (Дескриптивни статистики) и **Estimates of effect size** (Оценка на големината на ефекта).

- За да се проведе *постхок* тест, който се прави само ако има три и повече групи се селектира независимата променлива *Time* от горната кутия в ляво *Factor(s) and Factor Interactions* (Фактор(и) и факторно взаимодействие) и със стрелката в средата (виж стрелката) се премества в кутията в дясно *Display Means for* (Покажи средно-аритметичната стойност за).
- Селектира се опцията **Compare main effects** (Съпостави главните ефекти), а в падащото меню под нея се избира втората опция **Bonferroni** (Бонферони) (виж ръчичката).
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 14.8.
- За да се получи графиката за средноаритметичните стойности за трите групи се кликва на бутона **Plots** (Графики), който се намира долу в средата и се получава диалоговата кутия от Фигура 14.10.
- От кутията *Factors* (Фактори) се селектира променливата *Time* и със стрелката в средата (виж стрелката) се премества в кутията **Horizontal Axis:** (Хоризонтална ос). На Фигура 14.10 това вече е направено.
- Кликва се на бутона **Add** (Добави) (виж ръчичката) и тази променлива се премества в долната кутия **Plots** (Графики).
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 14.8.
- Кликва се на бутона **OK** на Фигура 14.8 и се получава следният резултат от изпълнението на командата за еднофакторен дисперсионен анализ за свързани извадки.

14.7.2 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
GLM
  Attitude1 Attitude2 Attitude3
  /WSFACTOR = Time 3 Polynomial
  /METHOD = SSTYPE(3)
  /PLOT = PROFILE( Time )
  /EMMEANS = TABLES(Time) COMPARE ADJ(BONFERRONI)
  /PRINT = DESCRIPTIVE ETASQ
  /CRITERIA = ALPHA(.05)
  /WSDESIGN = Time .
```

14.7.3 ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

General Linear Model

Within-Subjects Factors

Measure: MEASURE_1

Time	Dependent Variable
1	Attitude1
2	Attitude2
3	Attitude3

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
Attitude1	-.434483	.4432511	87
Attitude2	-.041379	.4785034	87
Attitude3	-.544828	.2904522	87

Multivariate Tests[b]

Effect		Value	F	Hypothesis df	Error df	Sig.	Partial Eta Squared
Time	Pillai's Trace	.460	36.235[a]	2.000	85.000	.000	.460
	Wilks' Lambda	.540	36.235[a]	2.000	85.000	.000	.460
	Hotelling's Trace	.853	36.235[a]	2.000	85.000	.000	.460
	Roy's Largest Root	.853	36.235[a]	2.000	85.000	.000	.460

a. Exact statistic

b. Design:
Within Subjects Design: Time

този тест се анализира

това е *многомерната* статистика

Mauchly's Test of Sphericity[b]

това е тест за *предпоставката* на *едномерната* статистика

Measure: MEASURE_1

Within Subjects Effect	Mauchly's W	Approx. Chi-Square	df	Sig.	Epsilon[a]		
					Greenhouse-Geisser	Huynh-Feldt	Lower-bound
Time	.827	16.189	2	.000	.852	.868	.500

Tests the null hypothesis that the error covariance matrix of the orthonormalized transformed dependent variables is proportional to an identity matrix.

a. May be used to adjust the degrees of freedom for the averaged tests of significance. Corrected tests are displayed in the Tests of Within-Subjects Effects table.

b. Design:
Within Subjects Design: Time

този тест се анализира

това е *едномерната* статистика

Tests of Within-Subjects Effects

Measure: MEASURE_1

Source		Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
Time	Sphericity Assumed	12.185	2	6.092	37.387	.000	.303
	Greenhouse-Geisser	12.185	1.704	7.149	37.387	.000	.303
	Huynh-Feldt	12.185	1.735	7.021	37.387	.000	.303
	Lower-bound	12.185	1.000	12.185	37.387	.000	.303
Error(Time)	Sphericity Assumed	28.029	172	.163			
	Greenhouse-Geisser	28.029	146.580	.191			
	Huynh-Feldt	28.029	149.242	.188			
	Lower-bound	28.029	86.000	.326			

Tests of Within-Subjects Contrasts

Measure: MEASURE_1

Source	Time	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
Time	Linear	.530	1	.530	4.810	.031	.053
	Quadratic	11.655	1	11.655	54.011	.000	.386
Error(Time)	Linear	9.470	86	.110			
	Quadratic	18.558	86	.216			

Tests of Between-Subjects Effects

тази таблица се игнорира

Measure: MEASURE_1
Transformed Variable: Average

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
Intercept	30.212	1	30.212	164.299	.000	.656
Error	15.814	86	.184			

Estimated Marginal Means

Time

Estimates

Measure: MEASURE_1

Time	Mean	Std. Error	95% Confidence Interval	
			Lower Bound	Upper Bound
1	-.434	.048	-.529	-.340
2	-.041	.051	-.143	.061
3	-.545	.031	-.607	-.483

Pairwise Comparisons

Measure: MEASURE_1

(I) Time	(J) Time	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.[a]	95% Confidence Interval for Difference[a]	
					Lower Bound	Upper Bound
1	2	-.393*	.072	.000	-.569	-.217
	3	.110	.050	.093	-.013	.233
2	1	.393*	.072	.000	.217	.569
	3	.503*	.059	.000	.359	.648
3	1	-.110	.050	.093	-.233	.013
	2	-.503*	.059	.000	-.648	-.359

Based on estimated marginal means

*. The mean difference is significant at the .05 level.

a. Adjustment for multiple comparisons: Bonferroni.

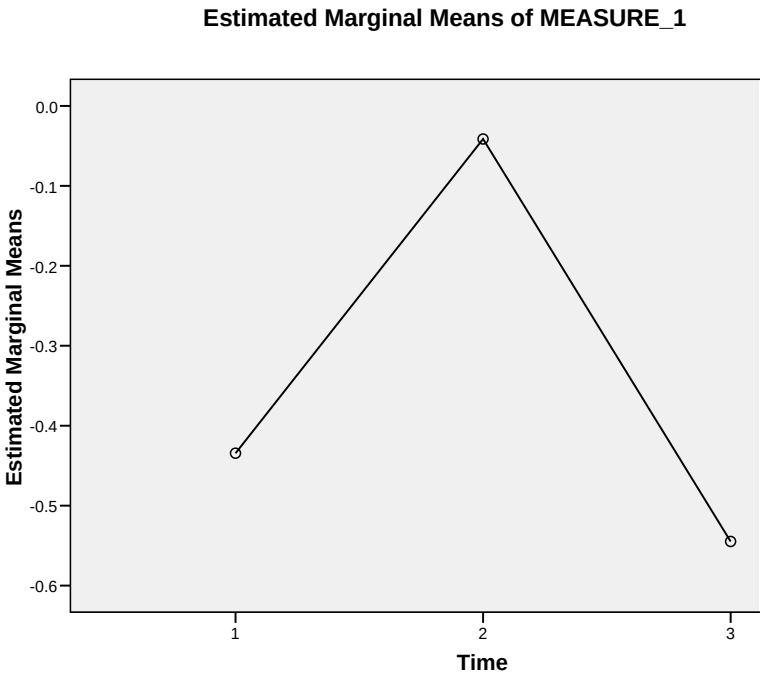
Multivariate Tests

	Value	F	Hypothesis df	Error df	Sig.	Partial Eta Squared
Pillai's trace	.460	36.235[a]	2.000	85.000	.000	.460
Wilks' lambda	.540	36.235[a]	2.000	85.000	.000	.460
Hotelling's trace	.853	36.235[a]	2.000	85.000	.000	.460
Roy's largest root	.853	36.235[a]	2.000	85.000	.000	.460

Each F tests the multivariate effect of Time. These tests are based on the linearly independent pairwise comparisons among the estimated marginal means.

a. Exact statistic

Profile Plots



14.7.4 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Едномерният дисперсионен анализ за свързани (корелирани) извадки предлага десет таблици, които включват както проверката на допълнителната предпоставка за сферичност, така и резултатите от *едномерния* и *многомерния* дисперсионен анализ, който е разгледан подробно в Глава 16. Дискусията за разликата между двата вида дисперсионни анализи е извън предмета на учебника, но и двата резултата са интерпретирани. Дисперсионният анализ за свързани двойки се състои от две части. Първо се намира дали има статистически значимо различие между всички свързани групи и ако има такова се преминава към втората част – да се установят къде са различията като за целта се сравняват всички двойки свързани групи. Има два подхода при интерпретацията на резултатите от дисперсионния анализ като разликата между тях е в подхода към решаването на първата част (етап).

- При първия подход: първо се анализират резултатите от *многомерната* статистика, която е дадена в трета таблица **Multivariate Tests** (Многомерни тестове), а след това на втория етап се анализират резултатите от таблица девет **Pairwise Comparisons** (Сравнения по двойки).
- При втория подход: първо се анализират резултатите от *едномерната* статистика. За целта се започва с анализа на нейната предпоставка за сферичност, която е дадена в четвъртата таблица **Mauchly's Test of Sphericity** (Тест за сферичност на Маучли). След това се преминава към анализа на резултатите от едномерния дисперсионен анализ, които са дадени в петата таблица **Tests of Within-Subjects**

Effects (Тестове за вътрешногрупови ефекти), а след това на втория етап се анализира таблица девет **Pairwise Comparisons** (Сравнения по двойки).

От практическа гледна точка много от изследователите предпочитат да използват *многомерната* статистика, защото при прилагането на *едномерната* трябва да се анализира и предпоставката за сферичност. Тази предпоставка изисква дисперсията на разликата в средноаритметичната стойност за всеки два момента от време или две условия да е хомогенна и се проверява с теста за сферичност на Маучли (Mauchly). Обикновено предпоставката *не* е изпълнена, но *едномерната* статистика е много устойчива към нарушението ѝ както е в разгледания пример. Ако се използва *многомерната* статистика няма да е необходимо да се анализира сферичността.

В учебника са разгледани и двата подхода като изследователят избира кой подход е по-удачен за конкретно изследване.

Първата таблица **Within-Subjects Factors** (Вътрешногрупови фактори) дава информация, че се използва само един фактор MEASURE_1 с три нива/групи, които формират трите променливи: Attitude1, Attitide2 и Attitude3,.

Втората таблица **Descriptive Statistics** (Дескриптивни статистики) дава дескриптивна статистика на трите променливи Attitude1, Attitide2 и Attitude3. В колоната **Mean** (Средноаритметично) се съдържа информация за трите средноаритметични стойности; в колоната **Std. Deviation** (Стандартно отклонение) са дадени стандартното отклонение за всяка от променливите (групите); а в последната колона **N** (Брой) е даден броят на наблюденията (извадката) за всяка от променливите, които трябва да са едни и същи. На този етап е хубаво да се провери дали информацията има логически смисъл, например дали средноаритметичната стойност за 2006 година (Attitide2) се отличава десет пъти от това за другите две години (Attitide1 и Attitide3).

☐ Ако е избран подходът да се анализира *многомерната* статистика се разглежда следващата таблица. Ако е предпочетена *едномерната* статистика тази таблица не се анализира.

Третата таблица **Multivariate Tests** (Многомерни тестове) дава информация за четири *многомерни* теста за вътрешногруповия ефект, т. е. дали средноаритметичните стойности за трите година са равни като най-често се използва **Wilks' Lambda** (Ламбда на Уилкс). Той е *многомерен* тест резултатите, от който са дадени на втория ред и е разгледан подробно в Глава 16. В първата колона **Value** (Стойност) е дадена стойността за многомерния тест (0.540), в следващата колона **F** (*F*- статистика) е дадена стойността на *F*-тест (36.235). В колоната **Hypothesis df** (Хипотетичен брой на степените на свобода) е даден броят на нивата на фактора (в пример 3) минус 1 ($3-1=2$), а в следващата колона **Error df** (Грешка на броя на степените на свобода) е дадена оценката на грешката за броя на степените на свобода (85). В колоната **Sig.** (Значимост) е дадено нивото на статистическа значимост, съответстваща на *F*-стойността, т. е. *p*-стойността на статистическия тест (0.000), което е вероятността, че наблюдаваните различия са случайни. В примера стойността на *F*-статистиката е $F(2,85)=36.24$, а нейната значимост е 0.000, което се цитира като $p<0.001$. Тъй като *p*-стойността е по-малка от 0.05, се отхвърля нулевата хипотеза H_0, че всички средноаритметични стойности са равни и се прави изводът, че има различие между средноаритметичните стойности на *стереотипите на българските студенти към ромите* за трите периода от време (2004, 2006 и 2008 г.). Ако *p*-стойността е по-голяма от 0.05 тогава не може да се направи изводът, че има различия между трите средноаритметични стойности и в този случай не са необходими по-нататъшни анализи.

За да се изчисли *големината на ефекта* се анализира информацията от последната колона **Partial Eta Squared** (Частичен квадрат на *ета*), който за примера е равен на $\eta=\sqrt{0.460}\approx 0.68$. Интерпретацията на коефициента η, направена от Коен (Cohen, 1988) (Таблица 9.8), показва че за стойностите $\eta \geq 0.45$ се наблюдава *много по-голяма от типичната* големина на ефекта.

Когато се получава, че има статистически значимо различие между групите (времето) както е в примера директно се преминава към втория етап на дисперсионния анализ – сравнението по двойки. Това става като се анализира девета таблица **Pairwise Comparisons** (Сравнения по двойки), от която се установява къде точно са различията.

☐ Ако е избран подходът да се анализира *едномерната* статистика тогава вместо горната трета таблица се анализират следващите две таблици.

Четвъртата таблица **Mauchly's Test of Sphericity** (Тест за сферичност на Маучли) дава информация за теста за проверка на предпоставката за хомогенност на дисперсиите в дисперсионно-ковариационната матрица на зависимата променлива, т. е. за проверка дали разликите между свързаните (корелираните) измервания имат еднаква дисперсия. Ако този тест **не** е статистически значим $(p > 0.05)$, тогава предпоставката е изпълнена и може директно да се интерпретира получената в предишната таблица *F*-статистика. Ако този тест обаче е статистически значим $(p \le 0.05)$, както е в примера $p < 0.001$, тогава предпоставката за сферичност *не* е изпълнена. В този случай възможно:

а. да се използва непараметричният тест на Фридман (Friedman) (виж Глава 20, Раздел 20.5)

б. да се корегира едномерният подход. За целта трябва да се направят корекции в стойностите на степените на свобода от предишната таблица, за да се интерпретира правилно като за целта се използва един от трите коефициента **Epsilon** (Епсилон).

В последната колона Lower-bound (Долна граница) е дадена най-малката допустима стойност на *епсилон* (0.500) като максималната ѝ стойност е винаги 1.0. Обикновено при стойност на *епсилон* по-малка от 0.75 се използва Гринхаус-Геизър (Greenhouse-Geisser) *епсилон*, а при стойности по-големи от 0.75 се използва Хуан-Фелд (Huynh-Feldt) *епсилон*, както е в примера (0.868).

В следващата пета таблица **Tests of Within-Subjects Effects** (Тестове за вътрешногрупови ефекти) се съдържа информация за резултатите от сумата на квадратите (колона **Sum of Squares**), степените на свобода (**df**), среден квадрат (**Mean Square**), *F*-статистиката (**F**) и нейната статистическа значимост (**Sig.**), а също и за частичния квадрат на коефициента *ета* (**Partial Eta Squared**), който дава оценка на големината на ефекта като показва процента на дисперсия, обоснована от въздействието на фактора (в примера това е *времето*). На първия ред е дадена информацията ако предпоставката за сферичност (виж предишната таблица) е изпълнена, а в следващите три реда е информацията ако тя не е изпълнена както е в примера. Прави впечатление, че информацията в четирите реда е еднаква, което показва, че дисперсионният анализ на свързани извадки е доста устойчив към нарушението на предпоставката за сферичност. Съгласно анализа на предишната таблица трябва да се използва Хун-Фелд (Huynh-Feldt) *епсилон* и затова се интерпретира третият ред от таблицата: Huynh-Feldt. С тази корекция вътрешногруповият ефект (на *времето*) е статистически значим: $F(1.74,149.24) = 37.39$, $p < 0.001$, т. е. получава се същият резултат от анализа на *многомерната* статистика от третата таблица.

Коефициентът *ета* се изчислява като се вземе корен квадратен от числото в последната колона **Partial Eta Squared** (Частичен квадрат на *ета*) и за примера е равен на $\eta = \sqrt{0.303} \approx 0.55$. Интерпретацията на коефициента η, направена от Коен (Cohen, 1988) (Таблица 9.8), показва че за стойностите $\eta \ge 0.45$ се наблюдава *много по-голяма от типичната* големина на ефекта. Аналогичен е изводът за големината на ефекта, когато се използва *многомерната* статистика от третата таблица.

Когато се получава, че има статистически значимо различие между групите (времето), както е в примера, директно се преминава към втория етап на дисперсионния анализ – сравняването по двойките. Това става като се премине към анализ на деветата таблица **Pairwise Comparisons** (Сравнения по двойки), от която се вижда точно къде са различията.

☐ Следващата шеста таблица **Tests of Within-Subjects Contrasts** (Тестове за вътрешногрупова разлика) показва дали *трите* средноаритметични стойности (за *времето*) са статистически значими като права линия (ред *Linear*) или линия с една промяна в направлението (ред *Quadratic*). Ако има *четири* средноаритметични стойности има и ред за проверка дали линията има две промени в направлението (ред *Cubic*, който липсва в таблицата). От таблицата се вижда, че има статистически значим линеен ($p = 0.031$) и квадратичен ($p < 0.001$) тренд. На графиката **Estimated Marginal Means of MEASURE_1** (Оценка на крайните средноаритметични стойности) се вижда тенденцията.

В седма таблица **Tests of Between-Subjects Effects** (Тестове за междугрупови ефекти) се съдържа информация за резултатите от сумата на квадратите (колона **Sum of Squares**), степените на свобода (**df**), среден квадрат (**Mean Square**), *F*-статистиката (**F**) и нейната статистическа значимост (**Sig.**), а също и за частичния квадрат на коефициента *eta* (**Partial Eta Squared**). В примера се игнорира тази таблица, защото няма междугрупова променлива. Ако има такава в тази таблица между двата реда *Intercept* (Константа) и *Error* (Грешка) щеше да има още един ред за анализ.

В осма таблица **Estimates** (Оценки) в колоната **Mean** (Средноаритметично) се съдържа информация за средноаритметичните стойности, в колоната **Std. Error** (Стандартна грешка) стандартната грешка, а в колоните **Lower Bound** (Долна граница) и **Upper Bond** (Горна граница) са дадени съответно долната и горната граници на 95% доверителен интервал за всяка от трите стойности на независимата променлива *Time*.

☐ В девета таблица **Pairwise Comparisons** (Сравнения по двойки) е дадена информацията за втората част на дисперсионния анализ – да се идентифицират къде са различията между средноаритметичните стойности като за целта те се сравняват по двойки. Например сравняването на *Time1* и *Time2* е дадено на първия ред в колоната **Mean Difference** (Разлика между средноаритметичните стойности): –0.393 и нейната *p*-стойност (колона **Sig.**): 0.000. За *Time1* и *Time3* тази информация е на втория ред и е съответно **Mean Difference** (Разлика между средноаритметичните стойности): 0.110 и *p*-стойност (колона **Sig.**): 0.093. Тези два теста позволяват да се направи изводът, че има статистически значимо различие между *време1* и *време2* ($p < 0.001$) и че няма статистически значимо различие между *време1* и *време3* ($p = 0.093 > 0.05$).

От следващите две реда може да се направи заключението, че има статистически значимо различие и между *време2* и *време3* ($p < 0.001$).

☐ Последната десета таблица **Multivariate Tests** (Многомерни тестове) е същата като третата таблица (**Multivariate Tests** (Многомерни тестове)).

14.7.5 ПРЕДСТАВЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Резултатите от еднофакторния дисперсионен анализ за свързани извадки се представят в раздел **Метод** и **Резултати** (виж Глава 2) по следния начин:

- В раздел **Метод** [текстът в квадратните скоби се използва само ако е направен *едномерен* анализ]:

> С цел да се провери хипотезата, че средноаритметичните стойности за *стереотипите на българските студенти* към ромите за *Време1* (2004 година), *Време2* (2006 година) и *Време3* (2008 година) са еднакви е проведен еднофакторен дисперсионен анализ за свързани (корелирани) извадки. [Предпоставката за сферичност е проверена чрез тест на Маучли (Mauchly)]. С цел да се направи сравнение по двойки е използван методът на Бонферони (Bonferroni).

- В раздел **Резултати** ако е използван *многомерният* анализ:

> С цел да се сравнят резултатите от *стереотипите на българските студенти* към ромите за *Време1*, *Време2* и *Време3* е проведен еднофакторен дисперсионен анализ за свързани (корелирани) извадки. Установен е статистически значим ефект на времето: Wilks' Lambda=0.54, $F(2,85) = 36.24$, $p < 0.001$, *eta*=0.68. Сравнението по двойки показа, че има статистически значимо различие между *Време2* и *Време1* и между *Време2* и *Време3*, но няма статистически значимо различие между *Време1* и *Време3*.

- В раздел **Резултати** ако е използван *едномерният* анализ [текстът в квадратните скоби се пише по избор]:

С цел да се провери дали има различие във времето на *стереотипите на българските студенти* към ромите е проведен еднофакторен дисперсионен анализ за свързани (корелирани) извадки с корекцията на Хун-Фелд (Huynh-Feldt). [Направена е проверка на следните предпоставки: **(а)** независимост на наблюденията, **(б)** нормалност на разпределението и **(с)** сферичност. Независимостта на наблюденията и тяхното нормално разпределение са изпълнени. Тъй като предпоставката за сферичност не е изпълнена е използвана корекцията на Хун-Фелд (Huynh-Feldt)].

Тестът за общо различие в средноаритметичните стойности е статистически значим: $F(1.74,149.24) = 37.39$, $p < 0.001$, $eta = 0.55$. Сравнението по двойки показа, че няма статистически значимо различие между *Време1* и *Време3*, но има статистически значимо различие между *Време2* и *Време1* и между *Време2* и *Време3*.

В Кутия 14.2 (Таблица 4) са представени резултатите от еднофакторни дисперсионни анализа (Ганева, 2013а) за извадка от 41 жени са с диагноза рак на гърдата за следните четири скали:

- Изследваните жени попълват въпросниците: *Measure of Current Status (MOCS)* (Antoni et al., 2006) за измерване на *текущото им състояние*, който се състои от две скали:
  - **Част А:** за *оценка на собственото състояние* (включва 13 въпроса) *и*
  - **Част Б:** за *оценка на неспецифичните ефекти от проведеното лечение*(включва 10 въпроса);
- *Measure of Body Apperception (MBA)* (Carver et al., 1998) за измерване на *възприемането на собственото тяло* на жени, оперирани от рак на гърдата, който се състои от 10 въпроса, които образуват една скала (включва 8 въпроса и 2 дистрактора);
- и *Benefit Finding* (Tomich & Helgeson, 2004) за измерване на *позитивния опит* от поставената им диагноза, който се състои от 17 въпроси, които образуват една скала.

Част от научните хипотези са за сравнителен анализ между тези четири скали. В този случай се използва еднофакторни дисперсионни анализа за свързани (корелирани) извадки, защото всеки респондент е измерен четири пъти със съответната скала. Резултатите от тези тестове са показани в Таблица 4 в последните две колони: СЗ (статистическа значимост) и ГЕ (големина на ефекта).

Другите научни хипотези са за проверка за статистически значимо различие между трите групи изследвани жени: (а) които не знаят; (б) които знаят, но не използват и (в) които използват дадена терапия. В този случай се използва еднофакторен дисперсионен анализ за независими извадки с постхок тест (защото групите са повече от две), който е разгледан в предишния Раздел 14.6. Резултатите от тези тестове са показани в Таблица 4 в редовете: СЗ (статистическа значимост) и ГЕ (големина на ефекта) под съответната колона от три числа.

Кутия 14.2 Еднофакторен дисперсионен анализ за свързани (корелирани) извадки за четири скали (Ганева (2013а)

Резултати

С цел да се сравни дали има статистически значимо различие между стойностите на четирите скали за дадена група са проведени няколко еднофакторни дисперсионни анализа за свързани извадки, при които е използван многомерният тест Ламбда на Уилкс (Wilks' Lambda). При сравнението по двойките е използван методът на Бонферони (Bonferroni). Резултатите са представени в Таблици 2, 3 и 4 ...

Представените резултати в Таблица 4 показват, че жените, които нямат информация за алтернативните терапии като цяло възприемат най-позитивно собствените си тела, а тези, които разполагат с нея, но не ги прилагат като част от своето лечение го възприемат най-негативно.

Пациентите, които се лекуват с билки дават най-ниска оценка на текущото си физическо състояние. Тези, които нямат информация за този вид лечение възприемат собствените си тела в най-позитивна светлина, а тези, които знаят, но не го прилагат съответно в най-негативна светлина.

Изследваните лица, които спазват специфичен хранителен режим за онкологични

пациенти оценяват най-позитивно текущото си състояние, а тези, които нямат информация за него го оценяват най-негативно.

Таблица 4 Средни стойности на скалите за **(1)** *оценка на собственото състояние* (част А), **(2)** *оценка на неспецифични ефекти от проведеното лечение* (част Б), **(3)** *възприемане на собственото тяло* и **(4)** *позитивен опит от поставената диагноза*, разпределени по *алтернативни терапии* на изследваните жени (N=41)

Димензия		**1**	**2**	**3**	**4**	*статистика*	
						СЗ	*ГЕ* η
алтернативни терапии							
не знае		0.50^{a}	0.57^{b}	0.90^{c3}	0.52^{ab1}	*	*0.82,>Г*
знае, но не използва		0.45^{a}	0.66^{b}	0.42^{a1}	0.66^{b2}	*	*0.85,>Г*
използва		0.51^{a}	0.66^{b}	0.79^{c2}	0.62^{b12}	*	*0.91,>Г*
	СЗ	-	-	*	*		
	ГЕ η	-	-	*0.50,>Г*	*0.47,>Г*		
билколечение							
не знае		0.56^{a2}	0.58^{a}	0.85^{b2}	0.62^{a}	*	*0.92,>Г*
знае, но не използва		0.52^{12}	*нд*	0.58^{1}	0.54	-	-
използва		0.47^{a1}	0.64^{b}	0.71^{c12}	0.59^{b}	*	*0.90,>Г*
	СЗ	*	-	*	-		
	ГЕ η	*0.37,Г*	-	*0.31,Т*	-		
хранителна диета							
не знае		0.31^{a1}	0.37^{a1}	0.89^{b2}	0.40^{a1}	*	*1.12,>Г*
знае, но не използва		0.44^{a2}	0.61^{b2}	0.75^{c2}	0.54^{b2}	*	*0.93,>Г*
използва		0.54^{a3}	0.68^{b2}	0.70^{b1}	0.65^{b2}	*	*0.84,>Г*
	СЗ	*	*	*	*		
	ГЕ η	*0.41,Г*	*0.70,>Г*	*0.35,Т*	*0.27,Т*		

Забележки: СЗ – статистическа значимост, ГЕ – големина на ефекта; статистика по редове: където е налице статистически значим ефект при $p<0.05$ между четирите скали в предпоследната колона СЗ "статистическа значимост" е поставена звездичка и точното място на статистическото различие за съответната група е посочено с малка буква (^{a}, ^{b}, ^{c}); средните, отбелязани с (^{a}), са статистически значимо по-малки от средните, отбелязани с (^{b}), и са статистически значимо по-малки от средните, отбелязани с (^{c}); средните, отбелязани с (^{ab}), попадат между средните, отбелязани с (^{a}) и (^{b}), и няма статистически значимо различие между тях; данните са обработени с еднофакторен дисперсионен анализ за свързани извадки (one-way repeated measures ANOVA), многомерен тест Ламбда на Уилкс (Wilks' Lambda) и сравнение по двойки по методът на Бонферони (Bonferroni); статистика по колони: където е налице статистически значим ефект при $p<0.05$ между групите, на реда СЗ "статистическа значимост" под съответната колона е поставена звездичка и точното място на статистическото различие за съответната група е посочено с малка цифра (^{1}, ^{2}, ^{3}); средните, отбелязани с (^{1}), са статистически значимо по-малки от средните, отбелязани с (^{2}), и са статистически значимо по-малки от средните, отбелязани с (^{3}); средните, отбелязани с (^{12}), попадат между средните, отбелязани с (^{1}) и (^{2}), и няма статистически значимо различие между тях; данните са обработени с еднофакторен дисперсионен анализ и постхок тест на Туки (ANOVAs and Tukey's HSD post hoc tests); големината на ефекта: за коефициента ета η на Коен е интерпретирана при стойности: >0.45 като много по-голяма от типичната (>Г), 0.37-0.44 като голяма или по-голяма от типичната (Г), 0.24-0.36 като средна или типична (Т) и при стойности 0.10-0.23 като малка или по-малка от типичната (М), съгласно Коен (Cohen, 1988).

14.8 ОБОБЩЕНИЕ

Дисперсионен анализ се използва с интервални или пропорционални данни, когато две или повече средноаритметични стойности трябва да се сравнят. Думата "дисперсионен" в името на тази статистическа процедура показва, че се съпоставят компонентите на

дисперсията на анализираната променлива. Дисперсията се разлага на два компонента или части: **(а)** *междугрупова* (факторна) дисперсия, която се обосновава от разликата между средноаритметичните значения на групите и **(б)** на *вътрешногрупова* (грешка) дисперсия, която се обосновава от случайни, неотчетени причини. Анализът на двата компонента на дисперсията е в основата на дисперсионния анализ. За целта се изчислява *F*-статистика, която се дефинира като отношение на дисперсията между групите към дисперсията в групите. По-големите стойности на така дефинираното *F*-съотношение показват, че има повече различия (вариация) между групите, които са в следствие на различните стойности на независимата променлива (например: момчета/момичета) от колкото различията във всяка от групите, която се асоциира със случайната грешка. Статистически значимият *F*-тест показва, че има различие между средноаритметичните стойности за всички групи.

Във всеки дисперсионен анализ има два вида променливи: **(а)** независими, които се наричат фактори и **(б)** зависими променливи. Променливата, която се измерва е *зависимата променлива* и обикновено е интервална или пропорционална. Променливата, която формира групите се нарича *независима променлива* и обикновено е номинална или ординална (рангова). Промените в стойностите на зависимата променлива при дисперсионния анализ се предполага, че са в *следствие* на промените в стойностите на независимата променлива. В зависимост от броя на независимите и зависимите променливи дисперсионният анализ се нарича по различен начин. Когато има една независима променлива (фактор) дисперсионният анализ се нарича еднофакторен дисперсионен анализ, който е разгледан в тази глава. Когато се разглеждат няколко независими променливи (фактора) се прави многофакторен дисперсионен анализ, а когато се анализират няколко зависими променливи се използва многомерният дисперсионен анализ.

Статистически значимият *F*-тест показва, че може да се отклони нулевата хипотеза H_0, която дефинира, че средните стойности за групите са равни. Ако се сравнят само *две групи* $H_0 : \mu_1 = \mu_2$ то отклоняването на нулевата хипотеза H_0 е достатъчно, за да се направи изводът, че има статистически значими различия между средноаритметичните стойности за двете групи. Ако се сравняват обаче *повече от две групи* $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \ldots = \mu_k$ *F*-тестът показва само дали има различие между групите, но ако има такова различие, този анализ *няма* да показва къде е различието, т. е. кои групи са различни. За целта е необходимо да се проведе допълнително ***постхок* тест** като най-често се използва тестът на Tukey HDS (Honestly Significant Difference) (тест на Туки за истинска статистическа значимост) и тестът на Games-Howell (Геймс-Хоуел).

Преговор: ***Ключови думи и термини*** по азбучен ред, *виж*: Тълковния речник

алтернативна хипотеза H_1
вътрешногрупов дизайн на изследване
големина на ефекта
графика
грешка от първи род α
дескриптивна статистика
дисперсионен анализ
доверителен интервал
доверителна вероятност
едностранна хипотеза
еднофакторен дисперсионен анализ
зависима променлива
знаков тест на Уилкоксън
извадка
изследователски въпроси
корекция на Бонферони
липсващи стойности
междугрупов дизайн на изследване
независима променлива
нормално разпределение
нулева хипотеза H_0
постхок тест
размер на извадка
среден квадрат
средноаритметично
статистическа значимост
степени на свобода
сферичност
тест за сферичност на Маучли
тест на Браун-Форсайт
тест на Крушкел-Уолис
тест на Левин
тест на Ман-Уитни
тест на Уелч
тест на Фридман
устойчивост на теста
фактор
хомогенност на дисперсиите
F-отношение
p-стойност

14.9 Упражнения

I. Отговорете на следните въпроси с "вярно" или "невярно":

1. Дисперсионният анализ може да се използва само, когато се сравняват повече от две средноаритметични (групи).
2. Дисперсионният анализ може да се използва само с интервални данни.
3. Дисперсионният анализ винаги е *двустранен* статистически тест.
4. Когато за извадка от $N = 100$ се сравняват 4 групи с дисперсионен анализ вътрешногруповата степен на свобода е равна на 4 (броят на групите).
5. Когато F-съотношението е равно на 5.00 това показва, че дисперсията *между* различните групи σ_B^2 е 5 пъти по-голяма от дисперсията *във* всяка от групите σ_w^2.

II. За да изследва различието между скалата за *самооценка* (Rosenberg, 1965) (виж Кутия 5.1) и *пола* (момчета и момичета) на студенти от СУ „Св. Климент Охридски" изследовател е използвал: **(1)** t-тест и **(2)** дисперсионен анализ. Получените резултати са следните:

1. за t-теста:

```
T-TEST
  GROUPS = sex(1 2)
  /MISSING = ANALYSIS
  /VARIABLES = Self_esteem
  /CRITERIA = CI(.95) .
```

Group Statistics

	sex	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
Self_esteem	male	149	34.7383	5.46907	.44804
	female	204	36.4020	5.12073	.35852

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
									95% Confidence Interval of the Difference	
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	Lower	Upper
Self_esteem	Equal variances assumed	.007	.934	-2.929	351	.004	-1.664	.568	-2.781	-.547
	Equal variances not assumed			-2.899	306.573	.004	-1.664	.574	-2.793	-.535

2. за дисперсионния анализ:

```
ONEWAY
  Self_esteem BY sex
  /STATISTICS HOMOGENEITY BROWNFORSYTHE WELCH
  /MISSING ANALYSIS .
```

Test of Homogeneity of Variances

Self_esteem

Levene Statistic	df1	df2	Sig.
.007	1	351	.934

ANOVA

Self_esteem

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	238.339	1	238.339	8.580	.004
Within Groups	9749.831	351	27.777		
Total	9988.170	352			

Отговорете на следните въпроси:

6. Идентифицирайте:
   a) зависимата променлива (тя се измерва);

б) нейната скала за измерване (номинална, ординална, интервална или пропорционална);
в) как е обозначена в матрицата на изследването.

7. Идентифицирайте:
   а) независимата променлива (тя се задава от изследователя);
   б) нейната скала за измерване (номинална, ординална, интервална или пропорционална);
   в) как е обозначена в матрицата на изследването.
8. За теста на Левин (Levene):
   а) статистически значим ли е, т. е. $p < 0.05$ за:
   (i) *t*-теста; **(ii)** дисперсионният анализ?
   б) какво следва от това?
9. За *t*-теста:
   а) каква е неговата стойност?
   б) каква е неговата *p*-стойност?
   в) статистически значим ли е?
   г) каква е големината на ефекта?
   д) как примерно могат да се представят получените резултати.
10. За дисперсионния анализ *F*-теста:
    а) каква е неговата стойност?
    б) каква е неговата *p*-стойност?
    в) статистически значим ли е?
    г) каква е големината на ефекта?
    д) изпълнено ли е равенството: $F = t^2$;
    е) как примерно могат да се представят получените резултати.

III. За да изследва различието между скалата за *усещане за контрол* (Pearlin & Schooler, 1978) (виж Кутия 13.2) за различните етноси (българи, турци и роми) изследовател е използвал еднофакторен дисперсионен анализ. Получените резултати са следните:

Test of Homogeneity of Variances

Sense_of_mastery

Levene Statistic	df1	df2	Sig.
1.650	2	352	.194

ANOVA

Sense_of_mastery

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	1416.510	2	708.255	44.155	.000
Within Groups	5646.121	352	16.040		
Total	7062.631	354			

Sense_of_mastery

	Ethnic_myself	N	Subset for alpha = .05		
			1	2	3
Tukey HSD[a,b]	Bulgarian	122	20.3607		
	Turk	116		22.1034	
	Roma	117			25.1795
	Sig.		1.000	1.000	1.000

Means for groups in homogeneous subsets are displayed.

a. Uses Harmonic Mean Sample Size = 118.276.

b. The group sizes are unequal. The harmonic mean of the group sizes is used. Type I error levels are not guaranteed.

Отговорете на следните въпроси:

11. Идентифицирайте:
    а) зависимата променлива (тя се измерва) и каква е тя;
    б) независимата променлива (тя се задава от изследователя) и колко групи задава тя
12. Нарушена ли е предпоставката за равенство на дисперсиите и кой тест показва това?

13. Има ли статистически значимо различие между трите групи (българи, турци и роми) и кой тест показва това?
14. Има ли статистически значимо различие между всички три групи (българи, турци и роми) и кой тест показва това?

IV. За да изследва различието между скалата за *национална идентичност* (Phinney & Ong, 2007) (виж Кутия 5.3) по *държави* (Българи, Австрийци и Чехи) и по *пол* на студенти (момчета и момичета) са използвани дисперсионен анализ и *t*-тестове (Ганева, 2011). Получените резултати са следните:

```
ONEWAY
   MEIM_6_Ethnic_Identity BY Nationality
      /STATISTICS DESCRIPTIVES HOMOGENEITY BROWNFORSYTHE WELCH
      /MISSING ANALYSIS
      /POSTHOC = TUKEY ALPHA(.05).
```

Descriptives

MEIM_6_Ethnic_Identity

	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error	95% Confidence Interval for Mean		Minimum	Maximum
					Lower Bound	Upper Bound		
Bulgarian	89	3.4401	.72919	.07729	3.2865	3.5937	1.67	5.00
Austria	99	3.4226	.77931	.07832	3.2671	3.5780	1.67	5.00
Cheh	72	3.1389	.64822	.07639	2.9866	3.2912	1.00	4.83
Total	260	3.3500	.73677	.04569	3.2600	3.4400	1.00	5.00

Test of Homogeneity of Variances

MEIM_6_Ethnic_Identity

Levene Statistic	df1	df2	Sig.
2.218	2	257	.111

ANOVA

MEIM_6_Ethnic_Identity

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	4.452	2	2.226	4.202	.016
Within Groups	136.142	257	.530		
Total	140.594	259			

Robust Tests of Equality of Means

MEIM_6_Ethnic_Identity

	Statistic[a]	df1	df2	Sig.
Welch	4.822	2	168.730	.009
Brown-Forsythe	4.324	2	256.492	.014

a. Asymptotically F distributed.

MEIM_6_Ethnic_Identity

Tukey HSD[a,b]

Nationality	N	Subset for alpha = .05	
		1	2
Cheh	72	3.1389	
Austria	99		3.4226
Bulgarian	89		3.4401
Sig.		1.000	.986

Means for groups in homogeneous subsets are displayed.

a. Uses Harmonic Mean Sample Size = 85.165.

b. The group sizes are unequal. The harmonic mean of the group sizes is used. Type I error levels are not guaranteed.

Отговорете на следните въпроси:

15. Има ли устойчивост към нарушение на предпоставката за нормално разпределение?
16. Има ли устойчивост към нарушение на предпоставката за хомогенност на дисперсията?
17. Тестът на Левин (Levene):
    а) статистически значим ли е?
    б) какво следва от това?
18. Тестовете на Браун-Форсайт (Brown-Forsythe) и Уелч (Welch):
    а) статистически значим ли са?
    б) трябва ли да се анализират?

19. *F*-статистиката:
    а) статистически значима ли е?
    б) какво следва от това?
20. Налага ли се да бъде проведен *постхок* тест?
21. Ако трябва да се проведе *постхок* тест кой тест е подходящ: на Геймс-Хоуел (Games-Howell), на Туки (Tukey HDS) или и двата?
22. Може ли да се направи изводът, че "*националната идентичност на българите е по-голяма от тази на австрийците и чехите*."

V. Част от резултатите от същото изследване (Ганева, 2011) са показани в следната таблица:

Таблица 2. Средни стойности на *националната идентичност*, разпределени *по пол*

Димензия	*Националност*	*Пол*		
		момчета	момичета	*значимост* (по пол)
Национална идентичност	Българи	3.52	3.36[ab]	*
	Австрийци	3.37	3.47[b]	*
	Чехи	3.21	3.04[a]	*
	значимост (по държава)	-	*	
Подскала ***Изследване на нацията***	Българи	3.29[b]	3.13	-
	Австрийци	2.75[a]	2.82	*
	Чехи	2.93[ab]	2.81	-
	значимост (по държава)	*	-	
Подскала ***Обвързване с нацията***	Българи	3.76[ab]	3.58[ab]	*
	Австрийци	4.00[b]	4.11[b]	-
	Чехи	3.50[a]	3.27[a]	*
	значимост (по държава)	*	*	

Забележки: По-високите стойности на числата отразяват по-голямо отдавано значение на националната идентичност (1 – минимална стойност, 5 – максимална стойност); където е налице статистически значим ефект на нацията върху националната идентичност, в съответната колона от три числа е поставена звездичка и точното място на статистическото различие за съответната нация е посочено с малка буква; при една и съща буква не се наблюдават статистически значими различия между числата; където е налице статистически значим ефект на пола върху националната идентичност, в последната колона е поставена звездичка; данните са обработени по колони с еднофакторен дисперсионен анализ и постхок тестовете на Туки (ANOVAs and Tukey's HSD post hoc tests) и по редове с t-тест за независими извадки (independent-samples t-test).

Отговорете на следните въпроси:

23. Колко дисперсионни анализа: **(а)** са докладвани и **(б)** колко от тях са статистически значими?
24. Колко *t*-теста: **(а)** са докладвани и **(б)** колко от тях са статистически значими?
25. Може ли да се направи изводът за *националната идентичност*, че:
    а) за момичетата националната идентичност на българките е различна от тази на австрийките и чехкините.
    б) за момичетата от Австрия националната идентичност е от най-голямо значение.
26. Може ли да се направи изводът за подскалата *изследване на нацията*, че:
    а) се наблюдават статистически значими различия по пол единствено за групата от Австрия.
    б) най-често момчетата от България изследват своя национален произход, а най-рядко това се случва на момчетата от Австрия.
27. Може ли да се направи изводът за подскалата *обвързаност с нацията*, че:
    а) в най-ниска степен се чувстват обвързани с нацията момичетата Чехия.
    б) момчетата от Австрия се чувстват най-силно обвързани с националния си произход, а най-слабо момчетата от Чехия.

V. Резултатите от статистическия анализ на средните стойности на стереотипите на българите към четирите етноса: българи, турци, роми и евреи, разпределени по години за периода 2004–2014 години е представен в Таблица 2.6 (Ganeva, 2015). Получените резултати са следните:

Таблица 2.6 Средни стойности на скалите за стереотипи на българите към българи, турци, роми и евреи, разпределени по години

стереотипи към	средно	за година						статистика	
		2004	2006	2008	2010	2012	2014	*p*	*eta(η)*
българи	0.09^{3}	-	0.11^{3b}	0.16^{3c}	-0.04^{3a}	0.01^{2ab}	0.12^{3bc}	***<0.001***	*0.16,M*
турци	-0.08^{2}	0.12^{3b}	-0.30^{1a}	-0.19^{2a}	-0.22^{2a}	0.05^{23b}	-0.01^{2b}	***<0.001***	*0.34,C*
роми	-0.46^{1}	-0.42^{1b}	-0.17^{2c}	-0.53^{1ab}	-0.63^{1a}	-0.41^{1b}	-0.53^{1b}	***<0.001***	*0.33,C*
евреи	0.06^{3}	0.01^{2b}	-	0.10^{3bc}	-0.15^{23a}	0.19^{3c}	0.14^{3bc}	***<0.001***	*0.27,C*
p	***<0.001***	***<0.001***	***<0.001***	***<0.001***	***<0.001***	***<0.001***	***<0.001***		
eta(η)	*0.54,>Г*	*0.74,>Г*	*0.45,>Г*	*0.77,>Г*	*0.48,>Г*	*0.44,Г*	*0.62,>Г*		

*Забележки: положителните стойности показват положителни стереотипи, негативните – негативни (диапазон от -1: максимално негативни стереотипи, 0: неутрални, +1: максимално позитивни стереотипи); потъмнените p-стойности са статистически значими при p<0.05; средните с различни букви (^{a}, ^{b}, ^{c}, ^{d}) са статистически значимо различни за даден ред; средните с различни малки числа (^{1}, ^{2}, ^{3}, ^{4}) са статистически значимо различни за дадена колона; данните са обработени с еднофакторен дисперсионен анализ (ANOVA) за независими извадки (по редове) и за свързани, корелирани извадки (по колони); големината на ефекта за коефициента **eta(η)** на Коен е интерпретирана при стойности: ≥0.45 като много по-голяма от типичната (>Г); 0.37–0.44 като голяма или по-голяма от типичната (Г); 0.24–0.36 като средна или типична (С); 0.10–0.23 като малка или по-малка от типичната (М), и при стойности 0.00–0.09 като нищожна (Н), съгласно Коен (Cohen, 1988).*

Отговорете на следните въпроси:

28. Колко дисперсионни анализа:
    а) са докладвани и
    б) колко от тях са статистически значими.
29. По ред са представени резултатите от сравнителния анализ по време на различни респонденти. Кой дисперсионен анализ е бил проведен:
    а) за независими извадки.
    б) за свързани (корелирани) извадки.
30. По колони са представени резултатите от сравнителния анализ на едни и същи респонденти. Кой дисперсионен анализ е бил проведен:
    а) за независими извадки.
    б) за свързани (корелирани) извадки.
31. Може ли да се направи извода, че: „за целия период средното на четирите стереотипи може да се раздели на три кластера (виж колоната средно в Таблица 2.6): първият е със позитивни стереотипи и към него се отнасят стереотипите към българи M=0.09 и към евреи M=0.06, между които няма статистически значимо различие. Към втория кластер се отнасят стереотипите към турците M=–0.08. Към третия кластер с най-негативни стереотипи се отнасят ромите M=–0.46."
32. Може ли да се направи извода, че: „При *лонгитюдния анализ* на всеки един от четирите стереотипа за шестте времеви точки (2004, 2006, 2008, 2010, 2012 и 2014) се установява, че има статистически значимо различие в стереотипите във времето предимно със средна големина на ефекта (виж последната колона „статистика" в Таблица 2.6)."

15 ДВУФАКТОРЕН ДИСПЕРСИОНЕН АНАЛИЗ

15.1	Въведение	407
15.2	Предпоставки за двуфакторен дисперсионен анализ	411
15.3	Статистически хипотези за двуфакторен дисперсионен анализ	412
15.4	Процедура за командата *Univariate (Едномерен анализ)*	413
15.5	Синтаксис на командата	415
15.6	Изходни таблици от статистическия анализ	415
15.7	Интерпретация на статистическите резултати	417
15.8	Представяне на статистическите резултати	418
15.9	Обобщение	419
15.10	Упражнения	419

15.1 Въведение

В Глава 14 е разгледан еднофакторният дисперсионен анализ (ANOVA), при който има една независима променлива наречена **фактор**, една зависима променлива и нулева хипотеза H_0 относно средноаритметичните стойности на зависимата променлива за K нива (групи) на независимата променлива. Дисперсионният анализ може да се разшири в две посоки. *Първо*, когато вместо една зависима променлива се разглеждат няколко и анализът се нарича **многомерен дисперсионен анализ**. Той е разгледан в следващата Глава 16. *Второ*, когато вместо една независима променлива (фактор) се анализират няколко независими променливи (фактори) и анализът се нарича **многофакторен дисперсионен анализ**. Той е разгледан в тази глава. Когато се анализират няколко независими променливи (фактора) и няколко зависими променливи анализът се нарича многофакторен многомерен дисперсионен анализ. Той не се разглежда в този учебник.

С помощта на многофакторния дисперсионен анализ се анализират *няколко* независими променливи, които се наричат **фактори**. Всяка независима променлива (фактор) може да има различно количество *нива* или *категории* (*групи*), които могат да са *две* (например: момчета/момичета), *три* (например етноси: българи, турци, роми), *четири* (например: възрастови групи: 6-годишни, 9-годишни, 12-годишни, 15-годишни) или (теоретично) *неограничен* брой нива. В зависимост от броя на факторите (независимите променливи), които се анализират с дисперсионния анализ той получава

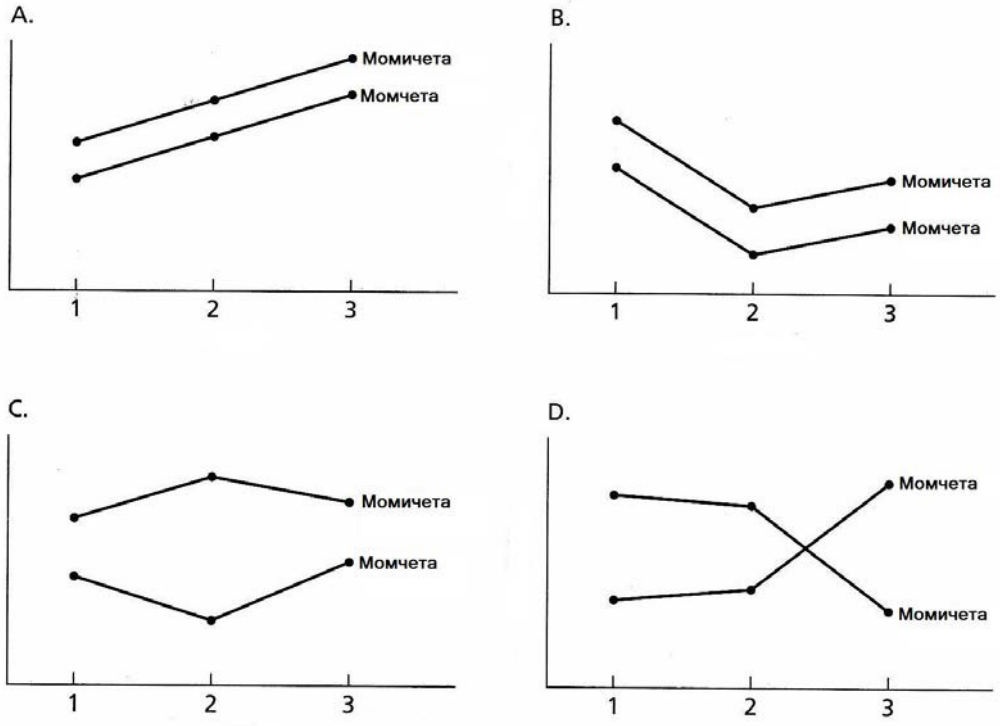
съответното име. Еднофакторният дисперсионен анализ анализира само една независима променлива (фактор), а двуфакторният дисперсионен анализ анализира две независими променливи (два фактора) и т. н. Обикновено се използват до три независими променливи (фактора) всека от които има от две до четири нива на измерване или категории. В тази глава е разгледан двуфакторният дисперсионен анализ или случаят, когато се анализира една зависима променлива и две независими променливи (фактора).

При многофакторния дисперсионен анализ разликата между средноаритметичните стойности за изследваните групи се анализира чрез декомпозицията (разделянето) на общата дисперсия на зависимата променлива на ефекти, породени от: **(1)** всеки фактор (независима променлива), който се нарича **главен ефект** на фактора; **(2)** едновременното въздействие на всички фактори (независими променливи), което се нарича **ефект на взаимодействие** и **(3)** от **дисперсията на грешката**. Принципната разлика между многофакторния и еднофакторния дисперсионен анализ е, че при многофакторния е включен в статистическия модел ефектът на взаимодействие. Например ако е необходимо да се анализират два фактора (независими променливи) може да се приложи към всеки фактор еднофакторният дисперсионен анализ по отделно, но този подход често се смята за погрешен най-вече, защото той не позволява да се вземе под внимание възможността двата фактора едновременно да влияят върху зависимата променлива, т. е. ефектът на взаимодействие. Нека е необходимо да се изследва какво е влиянието на независимата променлива (фактор) *възраст* с четири групи: 6, 9, 12 и 15-годишни и на другата независима променлива (фактор) *пол* с две групи: момчета и момичета върху зависимата променлива *етническа идентичност*. Нека резултатът от първия еднофакторен дисперсионен анализ показва, че няма статистически значимо различие в *етническата идентичност* по *възраст*, а вторият еднофакторен дисперсионен анализ показва, че няма статистически значимо различие в *етническата идентичност* по *пол*. Въпреки това е напълно възможно едновременното въздействие по *пол* и *възраст* върху *етническата идентичност* да е статистически значимо, например групата на най-големите момичета да имат по-голяма етническа идентичност от групата на най-малките момчетата, защото момичетата съзряват по-рано от момчетата. В термините на многофакторния дисперсионен анализ това означава, че двата **главни ефекта** не са статистически значими, но **ефектът на взаимодействие** по *възраст* × *пол* е статистически значим. Ефектът на взаимодействие се отбелязва със знака умножение (×) между двата фактора. Броят на комбинациите от двете независими променливи се наричат **клетки**. В примера има $4 \times 2 = 8$ клетки (комбинации), защото променливата *възраст* има четири групи, а променливата *пол* две групи. Ако има повече от два фактора интерпретацията на възможните резултати става доста сложна и затова обикновено се избягва такъв дисперсионен анализ.

- **Двуфакторният дисперсионен анализ** изследва *едновременно две* независими променливи (фактора), които имат по две или повече групи (нива, категории) и *една* зависима променлива.
- **Основните предимства** на двуфакторния дисперсионен анализ пред еднофакторния дисперсионен анализ са: **(1)** ефективност; **(2)** контрол на допълнителна независима променлива; **(3)** изследва едновременното взаимодействие на две независими променливи (фактора).
- Промените в зависимата променлива в дисперсионния анализ се предполага, че са следствие на промените в независимите променливи.
- **Главният ефект** е ефектът на една от двете независими променливи върху стойностите на зависимата променлива в двуфакторния дисперсионен анализ.
- **Ефектът на взаимодействие** е комбинираният, едновременният ефект на двете независими променливи върху стойностите на зависимата променлива в двуфакторния дисперсионен анализ.

От разгледания пример се вижда, че е възможно да няма два главни ефекта, но да има ефект на взаимодействие, който се открива само ако се използва двуфакторният

дисперсионен анализ, а не два еднофакторни дисперсионни анализа. Ефектът на взаимодействие възниква, когато ефектът на нивата на първата независима променлива не са еднакви за нивата на втората независима променлива. Една от възможните процедури за проверка дали има ефект на взаимодействие е да се направи графика на средноаритметичните стойности на зависимата променлива за всяка от клетките, която е подобна на Графика 15.1. В графиката стойностите на зависимата променлива са дадени по вертикалната ос Y, а трите нива на едната независима променлива са равномерно разположени по хоризонталната ос X. На графиката се начертават графиките за всяко от нивото на другата независима променлива, които в случая са две: момчета и момичета. В този случай има 6 клетки (3×2). По принцип решението коя независима променлива да се изобрази на оста X и за коя да се начертаят графики зависи от изследователя и се определя от конкретното научно изследване. Интерпретацията на ефекта на взаимодействие е една и съща без значение коя независима променлива е изобразена на оста X.



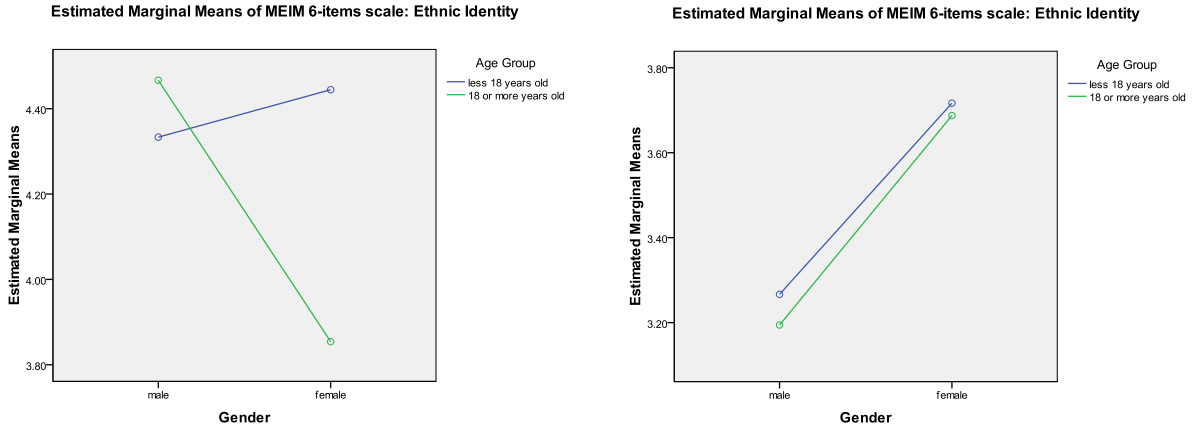
Фигура 15.1 Графики на възможните ефекти на взаимодействие

Няма ефект на взаимодействие ако двете линии са *паралелни* или са *почти паралелни*. Ако ефектът на взаимодействие не е статистически значим графиката е подобна на тази от Фигура 15.1A, където двете линии са почти паралелни. На графиката, показана на Фигура 15.1B двете линии не са прави за трите нива на независимата променлива от оста X, но сегментите на линиите са отново почти паралелни. Този шаблон също илюстрира статистически незначим ефект на взаимодействие за двете независими променливи.

Графиката, когато **има** статистически значим ефект на взаимодействие приема различни форми като например на Фигури 15.1C и 15.1D. На Фигура 15.1C средноаритметичните стойности за момичетата *винаги* са по-големи от тези на момчетата и двете линии *не* се пресичат. Този шаблон се нарича **подредено взаимодействие**. В графиката на Фигура 15.1D двете линии се пресичат и шаблонът се нарича **неподредено взаимодействие**.

Например (Ганева, 2010) на Фигура 15.2 са дадени средноаритметичните стойности за *етническата идентичност* (зависимата променлива) за две независими променливи (фактора): фактор ***A*** – *пол* (2 нива: мъже, жени) и фактор ***B*** – *възрастова група* (2 нива:

непълнолетни и пълнолетни). Тъй като всяка от двете независими променливи има две нива дизайнът включва $2 \times 2 = 4$ *клетки*, чийто средноаритметични стойности се изследва дали са равни. Лявата графика на Фигура 15.2 е за ромите, а дясната – за турците като за всеки етнос е направен отделен двуфакторен дисперсионен анализ. Ако е необходимо освен *пол* и *възраст* да се отчете и *етнос*, тогава е налице трифакторен дисперсионен анализ. Дясната графика (за турците) показва, че няма статистически значим *ефект на взаимодействие*, защото двете линиите са почти паралелни както са на Фигура 15.1A. Когато няма статистически значим *ефект на взаимодействие* се проверява дали е статистически значим *главният ефект* на всяка от двете независими променливи. Лявата графика (за ромите) показва наличието на статистически значим *ефект на взаимодействие*. Линиите **не** са паралелни, а се пресичат както са на Фигури 15.1D. Тъй като се наблюдава статистически значим *ефект на взаимодействие* може и да не се тестват двете хипотези за *главния ефект* за двете независими променливи *пол* и *възрастова група*.



Фигура 15.2 Диаграма на *ефекта на взаимодействие* за роми (в ляво) и турци (в дясно)

- Статистически значимият ефект на взаимодействие се намира с помощта на двуфакторен дисперсионен анализ.
- Статистически *не* значимият ефект на взаимодействие се илюстрира с почти паралелни линии, които свързват средноаритметичните стойности за клетките.
- Статистически значимият ефект на взаимодействие е **подреден**, когато линиите на графиката **(1)** не са паралелни и **(2)** *не* се пресичат.
- Статистически значимият ефект на взаимодействие е **неподреден**, когато линиите на графиката **(1)** не са паралелни и **(2)** се пресичат.

След като има разработена методика за еднофакторен дисперсионен анализ (one-factor ANOVA) възниква въпросът защо е нужна многофакторна статистическа техника при условие, че може да се направят няколко еднофакторни дисперсионни анализа вместо един многофакторен дисперсионен анализ. **Причините са две**, поради които многофакторният дисперсионен анализ не може да се замени с еднофакторния дисперсионен анализ. *Първата* причина е подобна на тази, която възниква при опита еднофакторният дисперсионен анализ да се замени с няколко *t*-теста, състои се в увеличаване на грешката от първи род и е подробно разгледана в началото на Глава 13. Съществува обаче още една, *втора* причина, която е много важна и заради която винаги се предпочита многофакторният дисперсионен анализ пред няколко еднофакторни дисперсионни анализа. Причината се състои във факта, че многофакторният дисперсионен анализ дава тест за взаимодействие между независимите променливи, т. е. *ефект на взаимодействие*, което не може да се направи ако се използват няколко еднофакторни дисперсионни анализа.

Веднага възниква противоположният въпрос защо да се използва еднофакторният дисперсионен анализ след като приложението на многофакторния дисперсионен анализ дава повече информация. Отговорът идва от *изпълнението* на предпоставките за всеки от

факторните дисперсионни анализи. При внимателно разглеждане на предпоставките за еднофакторния (Глава 14, Раздел 14.3) и двуфакторния (следващия раздел) дисперсионен анализ се вижда, че те са едни и същи, но тяхното *изпълнение* е различно за извадката. Например третата предпоставка за нормалност на разпределението за всяка група се приема, че не е нарушена ако извадката за всяка група е по-голяма от 30. До каква извадка това води на практика? Например анализ на различието в *етническата идентичност* (зависима променлива) по *пол* (2 нива: момчета и момичета) и по *етнос* (три нива: българи, турци, роми). При еднофакторен дисперсионен анализ по пол са необходими поне 30 момчета и 30 момичета или общо 60 респондента. При еднофакторен дисперсионен анализ по *етнос* необходимата извадка е 30 българи, 30 турци и 30 роми или общо 90 респондента. Тогава още на етапа на планиране на изследването (Глава 2) трябва да се заложи изискването към извадката от 90 респондента. При изследване на същите променливи с двуфакторен дисперсионен анализ едновременно се правят анализите по пол и по етнос. В този случай за всеки етнос са необходими 30 момчета и 30 момичета или общо 60 респондента. Тогава след като за всеки от трите етноса изискванията са по 60 респондента общата извадка трябва да е 180 респондента. Както се вижда изискванията към извадката за двуфакторен дисперсионен анализ за разглеждания пример са два пъти по-големи от колкото за еднофакторния анализ. По принцип всеки по-сложен анализ има по-големи изисквания към извадката и това е логично, защото по-сложният вид статистически анализ се опитва да открие наличието на по-сложни взаимовръзки между изследваните променливи, а за целта е необходима повече информация, която се получава при обработка на по-голяма извадка. Ето защо още на етапа на планиране на изследването (Глава 2) трябва да се обмисли не само какви научни хипотези се поставят в него, но и дали може да се събере необходимата извадка, за да се проверят.

По отношение на изследваните лица за всяка група на независимите променливи двуфакторният дисперсионен анализ се дели на:

- **междугрупов дизайн** (between-groups, between-subjects designs ANOVA), когато всяка група (например: момчета, момичета) включва различни респонденти. В този случай са налице независими извадки.
- **вътрешногрупов дизайн** (within-subjects, repeated measures designs ANOVA), когато една група изследвани лица се подлага на две (например: преди тест, след тест) или повече условия. Едно изследвано лице се анкетира два пъти и в този случай са налице свързани извадки.
- **смесен дизайн** (mixed between-within-subjects designs, известен като split-plot ANOVA или SPANOVA), когато едната независима променлива е от един вид дизайн, а другата независима променлива – от друг вид дизайн.

В тази глава е разгледан само **междугруповият дизайн** и по-специално случаят, когато двете независими променливи (фактора) имат само по две категории (нива, групи). Случаят за три и повече категории на независимите променливи води до много сложни допълнителни *постхок* тестове, които са разгледани в Глава 14 или т. нар. *Contrasts* (Контрасти), които не са разгледани в учебника.

За съжаление не съществува непараметричен алтернативен тест на двуфакторния дисперсионен анализ затова ако не са изпълнени неговите предпоставки е най-добре да се премине към набор от еднофакторни дисперсионни анализа (Глава 14) или към техния непараметричен аналог - Крушкел-Уолис (Kruskal-Wallis) тест, който е разгледан в Глава 20.

15.2 ПРЕДПОСТАВКИ ЗА ДВУФАКТОРЕН ДИСПЕРСИОНЕН АНАЛИЗ

Предпоставките, които трябва да са изпълнени, за да се проведе двуфакторният дисперсионен анализ са същите, които са за еднофакторния дисперсионен анализ и са следните:

1. Наблюденията са независими, случайни и не съществуват повтарящи се обекти за всяка от възможните комбинации (клетки) на факторите (независимите променливи).

2. Дисперсиите за всяка група (клетка) са равни или е налице хомогенност на дисперсията.
3. Зависимата променлива е с нормално разпределение за всяка от групите (клетките).

Нарушаването на *първата* предпоставка води до грешки в дисперсионния анализ и затова, както при *t*-тестовете и еднофакторния дисперсионен анализ, трябва да е изпълнена. Изследванията показват, че дисперсионният анализ е доста **устойчив** към *втората* (най-вече) и *третата* предпоставка особено, когато извадката е голяма и има еднакъв брой наблюдения за всяка от клетките. Съществуват няколко различни *постхок* анализа, които се използват, когато не е изпълнено изискването за равенство на дисперсиите (предпоставка 2). В този случай, а също и когато наблюденията за всяка от клетките са малко (<6) е подходящо да се използва Геймс-Хоуел (Games Howell) *постхок* тест (Раздел 15.4).

15.3 СТАТИСТИЧЕСКИ ХИПОТЕЗИ ЗА ДВУФАКТОРЕН ДИСПЕРСИОНЕН АНАЛИЗ

Когато се провежда двуфакторният дисперсионен анализ (първи фактор $\boldsymbol{A}$, втори - $\boldsymbol{B}$) има два вида ефекти, които представляват интерес и се изследват:

1. **Ефект на взаимодействие**, който се асоциира с общия ефект на двата фактора ($A\times B$). В този случай разликата между нивата на средноаритметичната стойност на зависимата променлива за едната независима променлива (фактор) зависи от нивата за другата независима променлива (фактор).
   H_0 няма *ефект на взаимодействие*.
   H_1 има *ефект на взаимодействие*.

2. Само ако се окаже, че няма статистически значим *ефект на взаимодействие* се преминава към тестването на следните хипотеза за **главния ефект** за двете независими променливи, които са същите както за еднофакторния дисперсионен анализ:

   а) За фактор $\boldsymbol{A}$:
   H_0 Средноаритметичните стойности за генералната съвкупност са еднакви за всяко ниво на променливата $\boldsymbol{A}$.
   H_1 Средноаритметичните стойности за генералната съвкупност *не* са еднакви за всяко ниво на променливата $\boldsymbol{A}$.

   б) За фактор $\boldsymbol{B}$:
   H_0 Средноаритметичните стойности за генералната съвкупност са еднакви за всяко ниво на променливата $\boldsymbol{B}$.
   H_1 Средноаритметичните стойности за генералната съвкупност *не* са еднакви за всяко ниво на променливата $\boldsymbol{B}$.

Трите теста (един за *ефекта на взаимодействие* и два за *главния ефект* за всяка от двете независими променливи) се цитират в двуфакторния дисперсионен анализ като таблици с *F*-тестове. Малките *p*-стойности (≤ 0.05) за всеки от тези тестове показват, че може да се отхвърли нулевата хипотеза H_0 в полза на алтернативната H_1.

ГОЛЕМИНА НА ЕФЕКТА

При интерпретацията на *големината на ефекта* се използва коефициентът *ета* $\eta\,(eta)$ (виж Глава 9, Раздел 9.10), който е включен в изходните таблици на IBM SPSS Statistics. Интерпретацията на коефициента *ета* η, направена от Коен (Cohen, 1988), е дадена в Таблица 9.8.

15.4 ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДА *UNIVARIATE (ЕДНОМЕРЕН АНАЛИЗ)*

С цел да се илюстрира и интерпретира двуфакторният дисперсионен анализ са разгледани следните три променливи:

1. Скала за *етническа идентичност* (Phinney & Ong, 2007), която се състои от 6 въпроса във формат на Ликерт (виж Кутия 5.3) и е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследването тя е обозначена като *Ethnic_Identity*. Това е зависимата променлива.
2. Променливата *пол*, която приема две стойности: 1 – момче, 2 – момиче и е номинална, дихотомна (виж Глава 1, Раздел 1.6.1). В матрицата на изследването тя е обозначена като *sex*. Това е едната независима променлива (фактор).
3. Променливата *възрастова група*, която приема две стойности: 1 – непълнолетни, 2 – пълнолетни и е ординална (рангова), дихотомна (виж Глава 1, Раздел 1.6.2). В матрицата на изследването тя е обозначена като *age_group*. Това е другата независима променлива (фактор).

Извадката за разглеждания пример е $N = 117$ (39 непълнолетни и 78 пълнолетни), от които момчетата са 51 (21 непълнолетни и 30 пълнолетни), а момичетата – 60 (18 непълнолетни и 48 пълнолетни).

Изследователският въпрос е: "Има ли статистически значимо различие в средно-аритметичните стойности за *етническата идентичност* по пол и възраст?"

Научните (експерименталните) хипотеза са три:

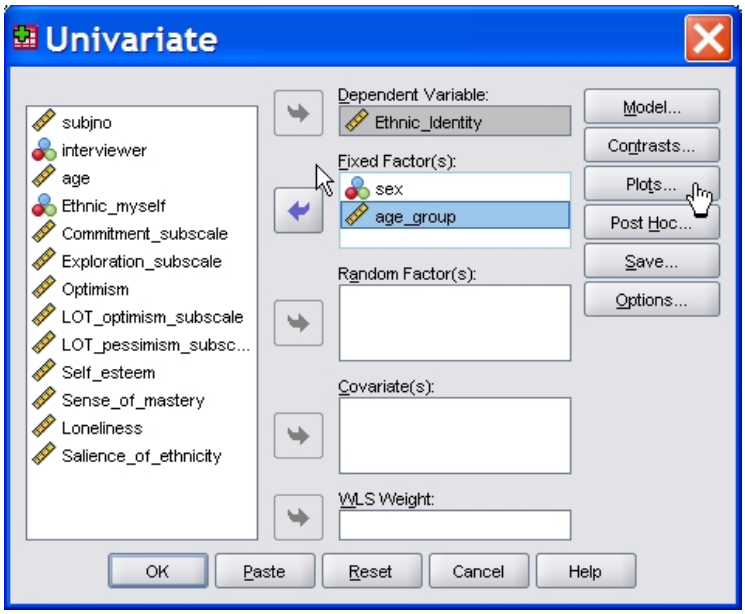
H_1 има *ефект на взаимодействие* на пола и възрастта върху *етническата идентичност*.

H_1 има различие между средноаритметичните стойности за *етническата идентичност* между момчетата и момичетата.

H_1 има различие между средноаритметичните стойности за *етническата идентичност* между непълнолетни и пълнолетни.

Процедурата за провеждане на двуфакторния дисперсионен анализ (two factor ANOVA) с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

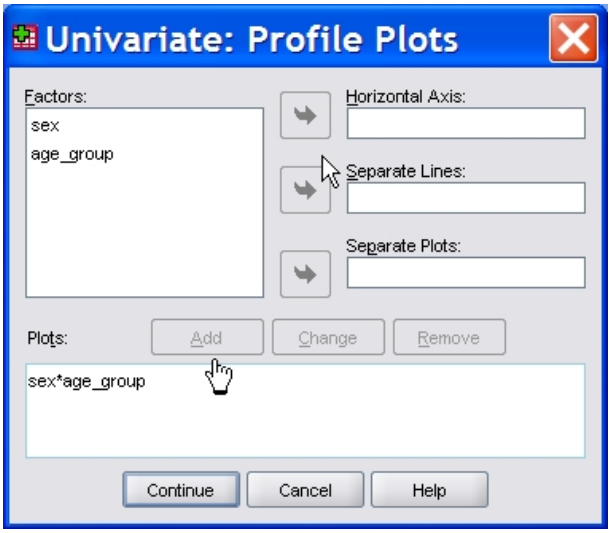
- Избира се **Analyze** ⇒ **General Linear Model** ⇒ **Univariate** (Анализ ⇒ Общ линеен модел ⇒ Едномерен анализ) (Фигура 3.21) и се получава диалоговата кутия от Фигура 15.3.



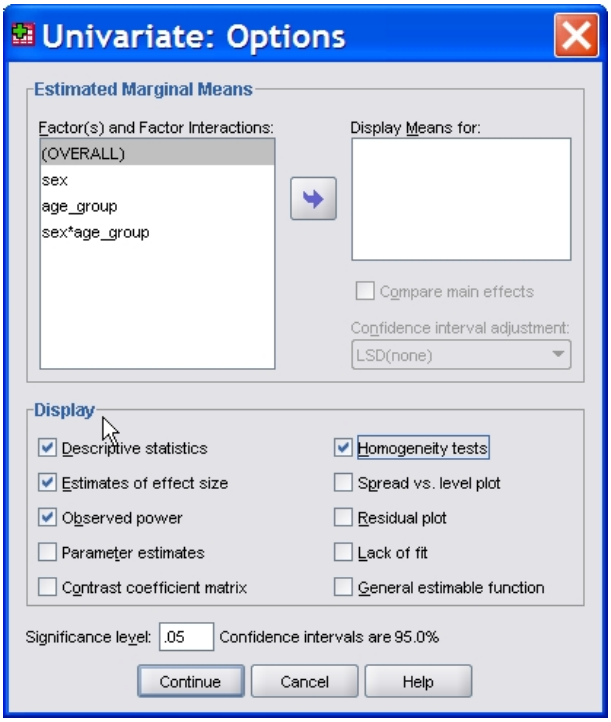
Фигура 15.3 Диалогова кутия на командата *Univariate* (Едномерен дисперсионен анализ)

- Селектира се и се премества с горната стрелка (виж курсора) зависимата променлива (тя може да е само една): *Ethnic_Identity* в кутията **Dependent Variable** (Зависима променлива).
- Селектират се променливите *sex* и *age_group* и със съответната стрелка (виж курсора) се преместват в кутията **Fixed Factor(s)** (Постоянни фактори). Факторите се наричат постоянни, защото всички техни нива са включени в анализа.

  Ако например променливата *age_group* има 4 нива: 6, 9, 12 и 15-годишни и е желателно да се разгледат не всички 4 нива, а например само 2 от тях (например: 6 и 15-годишни) тогава променливата *age_group* трябва да се премести в кутията **Random Factor(s)** (Случайни фактори). Ако се провежда ковариационен анализ (ANCOVA), който е разгледан в Глава 17, тогава в кутията **Covariate(s)** (Ковариация) се поставят ковариационните променливи. Ако се използва претеглен метод на най-малките квадрати променливата с тези тегла се поставя в кутията **WLS Weight** (Тегла на претеглените най-малки квадрати). Ако е необходимо да се конкретизира статистическият модел се селектира бутонът **Model** (Модел) и се задава в новата диалогова кутия. По подразбиране е дефиниран пълният факторен модел с всички главни ефекти и ефектът на взаимодействие. Ако се провеждат *предварителни* (a priori) тестове за разликата между нивата за единия или и за двата фактора трябва да се кликне на бутона **Contrasts** (Контрасти) и в новата диалогова кутия да се зададат предварителните различия, които се проверяват. Ако се провежда *постхок* тест се кликва на бутона **Post Hoc** (*Постхок*), от който се избира подходящият тест. Такъв тест има смисъл само ако някой от факторите има три и повече нива. Тъй като в примера и двата фактора са с по две нива няма нужда да се провежда *постхок* тест.
- Кликва се на бутона **Plots** (Графики) (виж ръчичката) и се появява диалоговата кутия от Фигура 15.4.



Фигура 15.4 Диалогова кутия *Plots* (Графики) на командата *Univariate* (Едномерен дисперсионен анализ)



Фигура 15.5 Диалогова кутия *Options* (Опции) на командата *Univariate* (Едномерен дисперсионен анализ)

- Селектира се и се премества с горната стрелка (виж курсора) едната от независимите променливи (фактори) в кутията **Horizontal Axis** (Хоризонтална ос). Това е хоризонталната ос на графиката. В примера е избрана променливата *sex*.
- След това се селектира и премества със съответната стрелка (виж курсора) другата независима променлива: *age_group* в кутията **Separate Lines** (Разделящи линии).

- Кликва се на бутона **Add** (Добави) (виж ръчичката) и двете променливи се преместват в най-долната кутия **Plots** (Графики) като сега те са дефинирани по следния начин: **sex*age_group**.
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 15.3
- Кликва се на бутона **Options** (Опции) и се появява диалоговата кутия от Фигура 15.5.
- В раздела *Display* (Покажи) (виж курсора) се селектират опциите **Descriptive statistics** (Дескриптивни статистики), **Homogeneity tests** (Тест за хомогенност), **Estimates of effect size** (Оценки на големината на ефекта) и **Observed power** (Наблюдавана сила).
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 15.3
- Кликва се на бутона **OK** на Фигура 15.3 и се получава следният резултат от изпълнението на командата за двуфакторния дисперсионен анализ.

15.5 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
UNIANOVA Ethnic_Identity BY sex age_group
   /METHOD=SSTYPE(3)
   /INTERCEPT=INCLUDE
   /PLOT=PROFILE(sex*age_group)
   /PRINT=ETASQ HOMOGENEITY DESCRIPTIVE OPOWER
   /CRITERIA=ALPHA(.05)
   /DESIGN=sex age_group sex*age_group.
```

15.6 ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

Univariate Analysis of Variance

Between-Subjects Factors

		Value Label	N
Gender	1	male	51
	2	female	66
Age Group	1	less 18 years old	39
	2	18 or more years old	78

четирите средни стойности са показани на графиката

Descriptive Statistics

Dependent Variable:MEIM 6-items scale: Ethnic Identity

Gender	Age Group	Mean	Std. Deviation	N
male	less 18 years old	4.3333	.34157	21
	18 or more years old	4.4667	.43417	30
	Total	4.4118	.40049	51
female	less 18 years old	4.4444	.46089	18
	18 or more years old	3.8542	.75764	48
	Total	4.0152	.73539	66
Total	less 18 years old	4.3846	.39948	39
	18 or more years old	4.0897	.71507	78
	Total	4.1880	.64123	117

тест за проверка на *предпоставката* за дисперсионния анализ

Levene's Test of Equality of Error Variances[a]

Dependent Variable:MEIM 6-items scale: Ethnic Identity

F	df1	df2	Sig.
9.781	3	113	.000

Tests the null hypothesis that the error variance of the dependent variable is equal across groups.

a. Design: Intercept + sex + age_group + sex * age_group

тестът трябва да *не* е значим ($p>0.05$)

това са *F*-статистиките

тази *Eta* показва, че 4% от дисперсията на зависимата променлива *Ethnic_Identity* се прогнозира от *sex*

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: Ethnic_Identity

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared	Noncent. Parameter	Observed Power[a]
Corrected Model	9.306[b]	3	3.102	9.131	.000	.195	27.393	.995
Intercept	1858.143	1	1858.143	5469.356	.000	.980	5469.356	1.000
sex	1.598	1	1.598	4.703	.032	.040	4.703	.575
age_group	1.327	1	1.327	3.906	.051	.033	3.906	.500
sex * age_group	3.328	1	3.328	9.795	.002	.080	9.795	.874
Error	38.390	113	.340					
Total	2099.833	117						
Corrected Total	47.697	116						

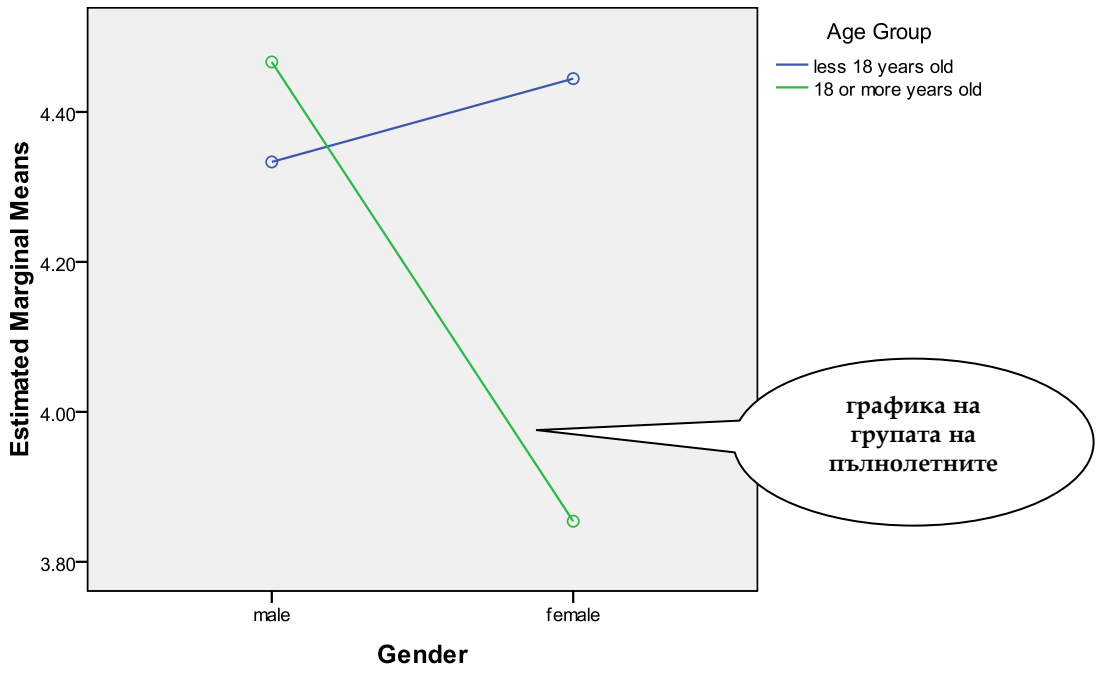
a. Computed using alpha = .05

b. R Squared = .195 (Adjusted R Squared = .174)

стойността *R* square представлява процента на дисперсия в зависимата променлива, която се прогнозира от двете независими променливи и от тяхното взаимодействие

Profile Plots

Estimated Marginal Means of MEIM 6-items scale: Ethnic Identity



графика на групата на пълнолетните

15.7 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Първата таблица **Between-Subjects Factors** (Междугрупови фактори) обобщава информацията за двата фактора като показва техните етикети в колоната **Value Label** (Стойност на етикета) и колко са наблюденията за всяка група в колоната **N** (Брой).

Втората таблица **Descriptive Statistics** (Дескриптивни статистики) в първата колона **Mean** (Средноаритметично) дава средноаритметичните стойности както за всяка клетка, така и общата за всяка от двете независими променливи. Средните стойности са важни при интерпретацията на факторния анализ и обяснението на резултатите от теста *ефект на взаимодействие*. Във втората колона **Std. Deviation** (Стандартно отклонение) е дадено стандартното отклонение за всяка група, а в последната колона **N** (Брой) е даден броят на извадката за всяка група.

Третата таблица **Levene's Test of Equality of Error Variances** (Тест на Левин за равенство на грешката на дисперсията) дава информация за предпоставката за хомогенност на дисперсиите на зависимата променлива. В първата колона **F** (*F*-статистика) е дадена стойността на *F*-статистиката, в следващите две колони **df1** (Степени на свобода 1) и **df2** (Степени на свобода 2) са дадени степените на свобода за *F*-статистиката, а в последната колона **Sig.** (Значимост) е дадена *p*-стойността на статистическия тест. Важно е да се провери дали тестът на Левин (Levene's test) е значим. Ако той е статистически значим $p \le 0.05$ дисперсиите са статистически различни и означава, че е нарушена втората предпоставка за провеждане на двуфакторния дисперсионен анализ. В примера се наблюдава именно тази ситуация, но тъй като IBM SPSS Statistics използва регресионния подход при изчисляване на дисперсионния анализ, проблемът за неизпълнението на тази предпоставка не е особено съществен при статистическия анализ, но се отчита при избора на *постхок* тест както е показано в Раздел 15.4.

Последната четвърта таблица **Tests of Between-Subjects Effects** (Тестове за междугрупови ефекти) е ключова, защото дава дали *F*-статистиката за дисперсионния анализ е значима. Важната информация се съдържа в колоната **Sig.** (Значимост). В първата колона **Source** (Източник) са дадени източниците за дисперсията, която е анализирана. Колоните **Sum of Squares** (Сума на квадратите), **df** (Степени на свобода), **Mean Square** (Среден квадрат), **F** (*F*-статистика) и **Sig.** (Значимост) са аналогични на тези от таблица **ANOVA** (Дисперсионен анализ) за еднофакторния дисперсионен анализ (Таблица 3 в Раздел 14.5.4). Те показват информацията на съответния ред за всеки отделен фактор и за взаимодействието на двата фактора $sex \times age\_group$. Информацията на редовете *Corrected Model* (Корегиран модел) и *Intercept* (Константа) обикновено се игнорира и направо се преминава към реда $sex \times age\_group$, който показва ефекта на взаимодействие и неговата F -статистика.

Анализът на тази таблица започва винаги с *ефекта на взаимодействие*, защото анализът на двата *главни ефекта* зависи от това дали *ефектът на взаимодействие* е статистически значим. В примера *ефектът на взаимодействие* е статистически значим $F(1,113) = 9.795$, $p = 0.002$ (втората степен на свобода е за реда *Error* (Грешка) и е равна на 113). Това означава, че "ефектът" на *пола* (едната независима променлива) върху *етническата идентичност* (зависимата променлива) зависи от *възрастовата група* (другата независима променлива), т. е. зависи дали респондентите са пълнолетни или непълнолетни. При статистически значима зависимост на *ефекта на взаимодействие* се анализира графиката **Profile Plots** (Профил на графиките), за да се анализира как се визуализират средноаритметичните стойности за клетките. При наличие на *ефект на взаимодействие* графиките на средноаритметичните стойности не са паралелни. В примера те се пресичат (не са паралелни), което потвърждава, че има *ефект на взаимодействие*.

За да се изчисли *големината на ефекта* се използва коефициентът *ета*, който се изчислява като се вземе корен квадратен от числото в колоната **Partial Eta Squared** (Частичен квадрат на *ета*) и за примера е равен на $\eta = \sqrt{0.08} \approx 0.28$. Интерпретацията на *ета*, направена от Коен (Cohen, 1988) (виж Таблица 9.8) показва че за стойностите $0.24 \le \eta < 0.37$ се наблюдава *средна или типична* големина на ефекта.

В случаите, когато има статистически значим *ефект на взаимодействие*, както е в примера, **не** представлява интерес изолирането на едната независима променлива от другата и търсенето на двата *главни ефекта*. Интерпретацията на резултатите не е еднозначна за *главния ефект*, които са дадени в тази таблица съответно на редовете *sex* и *age_group*, когато е статистически значим *ефектът на взаимодействие* и затова не се разглежда в учебника. Ако все пак интерес представляват *главните ефекти* добра идея е да се проведат еднофакторни дисперсионни анализи. В случая, когато е статистически значим *ефектът на взаимодействие* достатъчно е неговата стойност да се цитира в раздела **Резултати**.

Друг е случаят, когато *ефектът на взаимодействие* не е статистически значим. Тогава може да се интерпретират резултатите за *главния ефект*, които са дадени в същата четвърта таблица съответно на редовете *sex* и *age_group*. Например главният ефект за фактора *пол* (*sex*) е статистически значим $F(1,113) = 4.703$, $p = 0.032$ (втората степен на свобода е за реда *Error* (Грешка) и е равна на 113). Това показва, че има статистически значимо различие в *етническата идентичност* по *пол*, т. е. между момчета (4.4118) и момичета (4.0152) като това за момичета е по-голямо от това за момчета (виж втората таблица **Descriptive Statistics** (Дескриптивни статистики)). Главният ефект за другия фактор *възрастова група* (*age_group*) обаче не е статистически значим $F(1,113) = 3.906$, $p = 0.051$ (втората степен на свобода е за реда *Error* (Грешка) и е равна на 113). Това показва, че няма статистически значимо различие в *етническата идентичност* по *възрастова група*, т. е. между пълнолетни (4.3846) и непълнолетни (4.0897) като те са статистически равни (4.1880) (виж втората таблица **Descriptive Statistics** (Дескриптивни статистики)).

15.8 ПРЕДСТАВЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Резултатите от двуфакторния дисперсионен анализ се представят в раздел **Метод** и **Резултати** (виж Глава 2) примерно по следния начин:

- В раздел **Метод**:

С цел да се определи дали има различие в *етническата идентичност* по *пол* и по *възрастова група* е проведен двуфакторен дисперсионен анализ.

- В раздел **Резултати**:

Установено е статистически значим ефект на взаимодействие на *пола* и *възрастовата група* върху скалата за *етническа идентичност* (Phinney & Ong, 2007), $F(1,113) = 9.795$, $p = 0.002$, $eta = 0.28$, което съгласно Коен (Cohen, 1988) е средна големина на ефекта.

Кутия 15.1 Двуфакторен дисперсионен анализ (Ганева (2013в)

Резултати

С цел да се определи дали има различие в стойностите на скалите за *дискриминация* едновременно по две независими променливи, т. е. какъв е ефектът на взаимодействие на двете променливи върху дискриминацията, са проведени едномерни двуфакторни дисперсионни анализа.

Първо са анализирани независимите променливи *време* и *пол*. Резултатите показват, че има статистически значимо различие между ефекта на взаимодействие на *времето* и *пола* върху скалата за *дискриминация на ромите*, $F(3,626)=2.64$, $p=0.05$ с малка големина на ефекта, $eta=0.11$ съгласно Коен (Cohen, 1988). Липсва статистически значимо различие върху скалата за *дискриминация на малцинствата*, $F(3,688)=0.96$, $p=0.41$ и върху скалата за *дискриминация на турците*, $F(3,626)=0.60$, $p=0.61$.

След това са анализирани независимите променливи *време* и *възрастова група*. Резултатите показват, че има статистически значимо различие между ефекта на

взаимодействие на *времето* и *възрастовата група* върху скалата за *дискриминация на малцинствата*, $F(5,685)=5.40$, $p<0.001$ с малка големина на ефекта, *eta*=0.19 съгласно Коен (Cohen, 1988) и върху скалата за *дискриминация на ромите*, $F(5,623)=6.65$, $p<0.001$ със средна големина на ефекта, *eta*=0.24 съгласно Коен (Cohen, 1988). Липсва статистически значимо различие върху скалата за *дискриминация на турците*, $F(5,623)=0.43$, $p=0.83$ ...

Резултатите показват, че върху *дискриминацията към малцинствата* оказват влияние комбинираният, едновременният ефект на: (а) време и възрастова група и на (б) време и контекст на заместване. Това означава, че има промяна в дискриминацията към малцинствата по (а) възраст и по (б) контекст на заместване с времето (годините). Промяната в *дискриминацията към турците* с времето е само по контекст на заместване, а промяната в *дискриминацията към ромите* с времето е по (а) пол и по (б) възрастова група.

След като е анализирано едновременното въздействие на две от независимите променливи са проведени анализи на всяка от променливите поотделно, които да представени в Таблица 2, Таблица 3, Таблица 4 и Таблица 5.

15.9 ОБОБЩЕНИЕ

Когато дизайнът на изследването изисква да се анализират повече от една независими променливи с дисперсионен анализ, то в този случай се използва многофакторен дисперсионен анализ. Тази статистическа техника позволява да се установи дали всяка отделно взета независима променлива има ефект на въздействие върху зависимата променлива и дали всички независими променливи имат общ кумулативен ефект на въздействие върху зависимата променлива. Въздействието на отделните независими променливи се наричат *главни ефекти*, а техният кумулативен ефект се нарича *ефект на взаимодействие*.

Преговор: ***Ключови думи и термини*** по азбучен ред, *виж*: Тълковния речник

алтернативна хипотеза H_1
вътрешногрупов дизайн на изследване
главен ефект
големина на ефекта
дисперсионен анализ
ета η коефициент
ефект на взаимодействие
зависима променлива
изследователски въпроси
клетка
междугрупов дизайн на изследване
независима променлива
неподредено взаимодействие
нулева хипотеза H_0
подредено взаимодействие
размер на извадка
среден квадрат
статистическа значимост
степени на свобода
тест на Левин
устойчивост на теста
фактор
хомогенност на дисперсиите

15.10 УПРАЖНЕНИЯ

I. Отговорете на следните въпроси с "вярно" или "невярно":

1. Многофакторният дисперсионният анализ се използва, когато се анализират повече от една независима променлива и когато зависимата променлива е интервална или пропорционална.
2. При многофакторния дисперсионният анализ броят на нивата на факторите е:
   а) винаги по-голям от 3;
   б) еднакъв за всички фактори.
3. Многофакторният дисперсионният анализ винаги е *двустранен* статистически тест.
4. При многофакторния дисперсионен анализ ефектът на взаимодействие е винаги статистически значим ако всички главни ефекти са статистически значими.

II. За да изследва различието между скалата за *усещане за контрол* (Pearlin & Schooler, 1978) (виж Кутия 13.2) за различните етноси (българи, турци и роми) и тяхната възрастова група (пълнолетни или непълнолетни) изследовател е използвал двуфакторен дисперсионен анализ.

Получените резултати са следните:

```
UNIANOVA
  Sense_of_mastery  BY Ethnic_myself age_group
  /METHOD = SSTYPE(3)
  /INTERCEPT = INCLUDE
  /PLOT = PROFILE( Ethnic_myself*age_group )
  /PRINT = DESCRIPTIVE ETASQ OPOWER HOMOGENEITY
  /CRITERIA = ALPHA(.05)
  /DESIGN = Ethnic_myself age_group Ethnic_myself*age_group.
```

Descriptive Statistics

Dependent Variable: Sense_of_mastery

Ethnic_myself	age_group	Mean	Std. Deviation	N
Bulgarian	less 18 years old	20.30	4.484	74
	18 or more years old	20.46	3.968	48
	Total	20.36	4.272	122
Turk	less 18 years old	22.47	3.789	60
	18 or more years old	21.71	3.290	56
	Total	22.10	3.562	116
Roma	less 18 years old	25.31	4.432	39
	18 or more years old	25.12	4.000	78
	Total	25.18	4.131	117
Total	less 18 years old	22.18	4.644	173
	18 or more years old	22.84	4.279	182
	Total	22.52	4.467	355

Levene's Test of Equality of Error Variances [a]

Dependent Variable: Sense_of_mastery

F	df1	df2	Sig.
1.144	5	349	.337

Tests the null hypothesis that the error variance of the dependent variable is equal across groups.

a. Design: +Ethnic_myself+age_group+Ethnic_myself * age_group

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: Sense_of_mastery

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared	Noncent. Parameter	Observed Power[a]
Corrected Model	1434.624[b]	5	286.925	17.793	.000	.203	88.963	1.000
Intercept	170705.887	1	170705.887	10585.693	.000	.968	10585.693	1.000
Ethnic_myself	1308.106	2	654.053	40.559	.000	.189	81.117	1.000
age_group	5.722	1	5.722	.355	.552	.001	.355	.091
Ethnic_myself * age_group	12.302	2	6.151	.381	.683	.002	.763	.111
Error	5628.007	349	16.126					
Total	187074.000	355						
Corrected Total	7062.631	354						

a. Computed using alpha = .05

b. R Squared = .203 (Adjusted R Squared = .192)

Отговорете на следните въпроси:

5. Идентифицирайте:
   а) зависимата променлива (тя се измерва);
   б) нейната скала за измерване (номинална, ординална, интервална или пропорционална);
   в) как е обозначена в матрицата на изследването.
6. Идентифицирайте:
   а) независимите променливи (тя се задава от изследователя);
   б) техните скала за измерване (номинални, ординални, интервални или пропорционални)
   в) как са обозначени в матрицата на изследването.
7. Нарушена ли е *предпоставката за равенство на дисперсиите* и кой тест показва това?
8. *Ефектът на взаимодействие* статистически значим ли е?
9. *Главните ефекти* статистически значими ли са?
10. Могат ли да се интерпретират *главните ефекти*?

16 Многомерен дисперсионен анализ

16.1	Въведение	421
16.2	Предпоставки за многомерен дисперсионен анализ	422
16.3	Статистически хипотези за многомерен дисперсионен анализ	423
16.4	Процедура за командата *Bivariate (Многомерен анализ)*	423
16.5	Синтаксис на командата	427
16.6	Изходни таблици от статистическия анализ	427
16.7	Интерпретация на статистическите резултати	429
16.8	Представяне на статистическите резултати	431
16.9	Обобщение	432
16.10	Упражнения	432

16.1 Въведение

В предишните две глави е разглеждан дисперсионен анализ (ANOVA), при който винаги има само *една* зависима променлива, а независимата променлива, която се нарича фактор може да е една или няколко. Понякога обаче се налага да се анализира повече от една зависима променлива. В този случай ако тези променливи *не* са свързани логически една с друга или ако *не* представлява интерес как едновременно върху тях въздействат една или няколко независими променливи (фактора), тогава се провеждат няколко еднофакторни или многофакторни дисперсионни анализи и всяка зависима променлива се анализира отделно. Понякога обаче съществуват *концептуални* или *логически* причини, поради които е необходимо да се анализират няколко зависими променливи заедно. В този случай се прилага многомерният дисперсионен анализ Multivariate analysis of variance (MANOVA). В него освен, че зависимите променливи е необходимо да са концептуално свързани, те трябва да са слабо или средно корелирани. Ако са прекалено силно корелирани възниква проблем от мултиколинеарност, а ако не са корелирани изобщо няма причини да бъдат анализирани заедно. И при този дисперсионен анализ е възможно наличието на една или няколко независими променливи (фактора). Например ако се анализират три зависими и две независими променливи в този случай ще има тримерен (според броя на зависимите променливи) двуфакторен (според броя на независимите променливи) дисперсионен анализ.

Многомерният дисперсионен анализ (MANOVA) е комплексна статистическа техника, която както и при всеки дисперсионен анализ (ANOVA) се сравняват средно-аритметичните стойности и показва дали има статистически значими различия между тях за всички групи от възможни комбинации на *зависимите променливи* или дали различията са случайни. За целта при многомерния дисперсионен анализ се създава нова обобщаваща зависима променлива, която представлява линейна комбинация от всички зависими променливи и се провежда едномерен дисперсионен анализ върху новата обобщена зависима променлива. По този начин многомерният дисперсионен анализ се свежда до едномерен и *F*-статистиката за многомерния анализ се базира върху линейната комбинация на зависимите променливи, която максимизира различията между групите. След това многомерният дисперсионен анализ провежда допълнително набор от едномерни дисперсионни анализи за всяка зависима променлива по отделно. С други думи казано, многомерният дисперсионен анализ (MANOVA) се свежда до провеждане и анализиране на резултатите от няколко едномерни дисперсионни анализа (ANOVA).

Веднага възниква логичният въпрос за причините за приложението на толкова сложна статистическа техника при условие, че може да се използва дисперсионен анализ за всяка зависима променлива отделно. И тук възниква същият проблем с грешка от първи род α. При грешката от първи род се отхвърля нулевата хипотеза H_0, че няма различие между групите при условие, че тя е вярна. Тя е разгледана и дискутирана в Глава 14, Раздел 14.2.

16.2 ПРЕДПОСТАВКИ ЗА МНОГОМЕРЕН ДИСПЕРСИОНЕН АНАЛИЗ

Предпоставките, които трябва да са изпълнени, за да се проведе многомерният дисперсионен анализ са същите както за еднофакторния дисперсионен анализ и са следните:

1. **Независими извадки**. Наблюденията са независими, случайни и не съществуват повтарящи се обекти за всяка от възможните комбинации (клетки) на факторите (независимите променливи). Нарушаването на тази предпоставка води до големи грешки в дисперсионния анализ и затова, както при *t*-тестовете и едномерния дисперсионен анализ, трябва да бъде изпълнена.
2. **Едномерно и многомерно нормално разпределение** за всяка от групите (клетки). Многомерното нормално разпределение може да се провери с IBM SPSS Statistics като за целта се използва разстоянието на **Махаланобис** (Mahalanobis) в регресионния анализ (виж Глава 11). Това се налага от факта, че метричното "разстояние Махаланобис", което служи за намиране на разстоянието между две точки е по-адаптивно от класическото "евклидово разстояние" за несферични симетрични разпределения. Разстоянието е предложено от индийския статистик Прасанта Махаланобис (Prasanta Mahalanobis, 1893–1972).

   Многомерните анормални наблюдения, които нарушават нормалното разпределение също се определят чрез разстоянието на Махаланобис в регресионния анализ, което в случая е еквивалентно на χ^2 (хи-квадрат) със степени на свобода равни на броя на зависимите променливи.

   За проверка на едномерното нормално разпределение за всяка от зависимите променливи, а също и за намирането на едномерни анормални наблюдения се използват процедурите от Раздел 7.8 като най-често се прилага командата **Explore** (Фигура 7.17).
3. **Линейност** между всички възможни двойки от независимите променливи. Тази проверка може да се направи като се построят графики на разсейването (виж Глава 6, Раздел 6.5) за всяка отделна клетка.
4. **Хомогенност на дисперсиите** за всяка *клетка* или те да са приблизително равни. Многомерният дисперсионен анализ използва регресионния анализ и затова по принцип всички предпоставки на регресионния анализ трябва да са изпълнени.
5. **Хомогенност на ковариационните матрици** се налага, за да се направи автоматично проверка на предишната предпоставка чрез командата MANOVA. За целта се проверява статистиката за **Box's M Test of Equality of Covariance Matrices**

(Тест на Бокс за равенство на ковариационните матрици), която е разгледана в Раздел 16.6 и Раздел 16.7.

6. **Мултиколинеарност** и **сингуларност**. Зависимите променливи трябва да са свързани по между си концептуално и да са корелирани с ниска или средна корелация. Ако корелацията е много висока възниква риск от поява на проблема с мултиколинеарност (обикновено $r>0.70$) и сингуларност ($r\approx 1.0$) В този случай детерминантата на корелационната матрица е близо до 0 (<0.0001) и тя не може да се изчисли. Това обикновено се случва, когато една от зависимите променливи е комбинация от другите и тя не трябва да се анализира. Ако зависимите променливи са с ниска корелация или изобщо не са корелирани това означава, че няма причина те да се анализират заедно, защото нищо не ги обединява. Най-лесният начин за проверка дали би възникнала мултиколинеарност или сингуларност е да се проведе корелационен анализ между зависимите променливи (Глава 10). Ако корелацията е голяма, например $r>0.80$, може да създаде проблеми. Ако корелацията е много малка, например $r<0.10$, отново може да създаде проблеми.
7. **Размерът на извадката** за всяка от възможните комбинации (групи) на факторите (независимите променливи). Необходимо е да има повече изследвани лица за всяка *клетка* от колкото броя на зависимите променливи. Когато размерът на извадката за всяка от групите е повече от 30 (или поне 20) предпоставките за нормалност и за равенство на дисперсиите не са от голямо значение. Ако обаче размерът на извадките за всяка от групите е малък или е различен, тогава проверката на предишните предпоставки е доста критична. Въпреки че равенството на размера на извадките за всяка клетка е важно, това изискване не е толкова критично. По-важно е отношението на размера на най-малката извадка към размера на най-голямата извадка, което трябва да не е по-голямо от $1:1.5$, за да няма проблеми. Броят на групите се определя като се изчисли произведението на: **(а)** броя на зависимите променливи по **(б)** броя на независимите променливи и по **(в)** броя на нивата на всяка независима променлива. В примера, който следва има: **(а)** три зависими променливи, **(б)** една независима променлива с **(в)** две нива и в този случай броят на клетки (cell) е: $3\times 1\times 2=6$. В таблицата **Descriptive statistics** (Дескриптивни статистики) статистическият пакет IBM SPSS Statistics дава както броя на клетките така и извадката за всяка от тях.

16.3 СТАТИСТИЧЕСКИ ХИПОТЕЗИ ЗА МНОГОМЕРЕН ДИСПЕРСИОНЕН АНАЛИЗ

Статистическите хипотези за многомерния дисперсионен анализ са същите каквито са за едномерния дисперсионен анализ, а именно че средноаритметичната стойност за генералната съвкупност за всички зависими променливи е еднаква за всички нива на фактора (факторите).

ГОЛЕМИНА НА ЕФЕКТА

При интерпретацията на *големината на ефекта* се използва коефициентът *ета* $\eta(eta)$ (виж Глава 9, Раздел 9.10), който е включен в изходните таблици на IBM SPSS Statistics. Интерпретацията на коефициента *ета* η, направена от Коен (Cohen, 1988), е дадена в Таблица 9.8.

16.4 ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДА *BIVARIATE (МНОГОМЕРЕН АНАЛИЗ)*

С цел да се илюстрира и интерпретира многомерният дисперсионен анализ са разгледани три зависими и една независима променлива с две нива. Извършва се тримерен еднофакторен дисперсионен анализ (single factor MANOVA):

1. Подскалата за *Оптимизъм* (Scheier et al., 1994), която се състои от 3 въпроса във формат на Ликерт (виж Кутия 5.2). Тя е интервална променлива (виж Глава 1,

Раздел 1.6.6). В матрицата на изследването е обозначена като *LOT_optimism_subscale*. Това е първата зависима променлива.

2. Подскалата за *Песимизъм* (Scheier et al., 1994), която се състои от 3 въпроса във формат на Ликерт (виж Кутия 5.2). Подскалата е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследването тя е обозначена като *LOT_pessimism_subscale*. Това е втората зависима променлива.
3. Скала за *самооценка* (Rosenberg, 1965), която се състои от 10 въпроса във формат на Ликерт (виж Кутия 5.1). Тя е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследването е обозначена като *Self_esteem*. Това е третата зависима променлива.
4. Променливата *пол*, която приема две стойности: 1 – момче, 2 – момиче и е номинална, дихотомна (виж Глава 1, Раздел 1.6.1). В матрицата на изследването тя е обозначена като *sex*. Това е независимата променлива (фактор).

Извадката за разгледания пример е $N = 181$, от които момчетата са 91, а момичетата – 82. Отношението на наблюденията между двете групи е $91/82 \approx 1.11$, което е по-малко от 1.5 и може да се приеме, че двете групи са почти равни.

Научната хипотеза е, че има различие между средните стойности за *оптимизъм*, *песимизъм* и *самооценка* между момчетата и момичетата.

16.4.1 КОРЕЛАЦИОНЕН АНАЛИЗ МЕЖДУ ФАКТОРИТЕ

Преди да се пристъпи към многомерния дисперсионен анализ се провежда **корелационен анализ**, който е разгледан в Глава 10, за да се провери каква е корелацията между трите зависими променливи.

Процедурата за изчисляване на корелацията за три променливи с помощта на IBM SPSS Statistics е дадена в Глава 10, Раздел 10.3.2 и е следната:

- Избира се **Analyze** ⇒ **Correlate** ⇒ **Bivariate** (Анализ ⇒ Корелация ⇒ Двумерна).
- Преместват се променливите *LOT_optimism_subscale*, *LOT_pessimism_subscale* и *Self_esteem* в кутията **Variables** (Променливи).
- В раздела *Correlation Coefficients* (Корелационни коефициенти) е селектирана кутията **Pearson** (Пирсън).
- В раздела *Test of Significance* (Тест за значимост) балонът **Two-tailed** (Двустранна хипотеза) е селектиран. За да е класифицирана стойността на корелационния коефициент трябва да е селектиран **Flag significant correlations** (Маркирай значимите корелации). Това помага бързо да се идентифицира с една звездичка (*) корелационният коефициент, когато е статистически значим за $p = 0.05$ и с две звездички (**) за $p = 0.01$. Ако не е избрана тази опция статистическият коефициент и неговата статистическа значимост ще се изчислят без да се класифицират с една или две звездички.
- Кликва се на бутона **Options** (Опции) и от раздела *Statistics* (Статистика) се селектира **Means and standard deviations** (Средноаритметично и стандартно отклонение), а от раздела *Missing Values* (Липсващи стойности) се селектира балонът **Exclude cases pairwise** (Изключване на наблюденията по двойки). Този въпрос е представен в Глава 9, Раздел 9.9.
- Кликва се на **Continue** (Продължи).
- Кликва се на бутона **OK** и се получава следният резултат от изпълнението на командата за изчисляване на корелационния коефициент на Пирсън.

СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА ЗА КОРЕЛАЦИОНЕН АНАЛИЗ

```
CORRELATIONS
  /VARIABLES=Self_esteem LOT_optimism_subscale LOT_pessimism_subscale
  /PRINT=TWOTAIL NOSIG
  /STATISTICS DESCRIPTIVES XPROD
  /MISSING=PAIRWISE .
```

ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
LOT_optimism_subscale	11.4590	2.25496	183
LOT_pessimism_ subscale	9.3607	2.60831	183
Self_esteem	35.6022	4.92237	181

Correlations

		LOT_ optimism_ subscale	LOT_ pessimism_ subscale	Self_esteem
LOT_optimism_subscale	Pearson Correlation	1	.113	.187*
	Sig. (2-tailed)		.129	.012
	N	183	183	181
LOT_pessimism_ subscale	Pearson Correlation	.113	1	-.557**
	Sig. (2-tailed)	.129		.000
	N	183	183	181
Self_esteem	Pearson Correlation	.187*	-.557**	1
	Sig. (2-tailed)	.012	.000	
	N	181	181	181

*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

В Глава 10, Раздел 10.3 е разгледано как се изчислява и интерпретира корелационната матрица.

От анализа на горната таблица за корелацията между трите зависими променливи следва, че тя е 0.113, 0.187 и -0.557, т.е. тя не е:

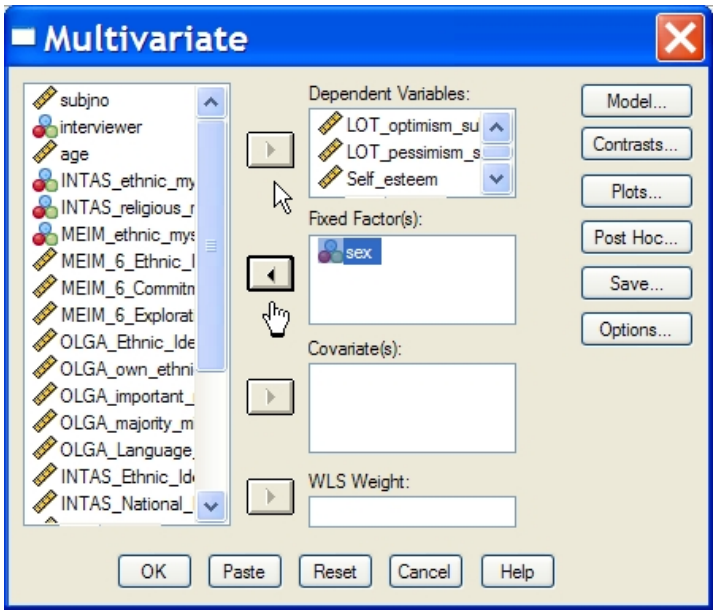
a) много висока (> 0.80), което показва, че няма основание да се очаква, че ще има мултиколинеарност или сингуларност;
b) много ниска (< 0.10), което би означавало че няма причини трите зависими променливи да се анализират заедно.

Сега вече може да се премине към процедурата за многомерния дисперсионен анализ.

Процедурата за провеждане на многомерен дисперсионен анализ с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

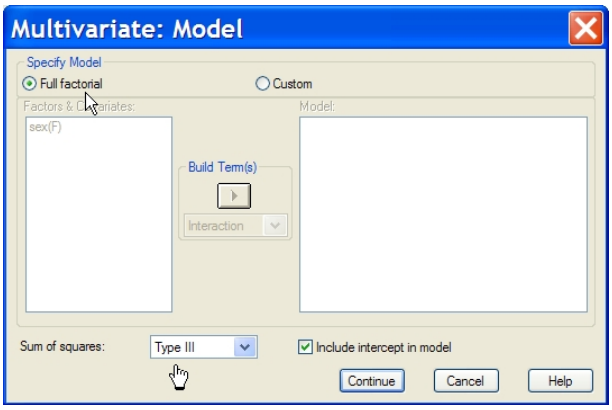
- Избира се **Analyze** ⇒ **General Linear Model** ⇒ **Multivariate** (Анализ ⇒ Общ линеен модел ⇒ Многомерен анализ) и се получава диалоговата кутия от Фигура 16.1.
- С помощта на горната стрелка (виж курсора) се преместват променливите *LOT_optimism_subscale*, *LOT_pessimism_subscale* и *Self_esteem* в кутията **Dependent Variables** (Зависими променливи).
- Селектира се променливата *sex* със съответната стрелка (виж курсора) и се премества в кутията **Fixed Factor(s)** (Постоянни фактори). Те се наричат постоянни, защото в анализа се включват всичките им нива.

  Ако се провежда ковариационен анализ (ANCOVA), който е разгледан в Глава 17, в кутията **Covariate(s)** (Ковариация) се поставят ковариационните променливи. Ако се използва претеглен метод на най-малките квадрати променливата с теглата трябва да се постави в кутията **WLS Weight** (Тегла на претеглените най-малки квадрати). За да се проведат предварителни (a priori) тестове за разликата между нивата за фактора се кликва на бутона **Contrasts** (Контрасти) и в новата диалогова кутия се задават предварителните различия за проверка. За провеждане на *постхок* тест се кликва на бутона **Post Hoc** (*Постхок*), от който се избира подходящият тест. Тестът има смисъл само ако факторът има три и повече нива.

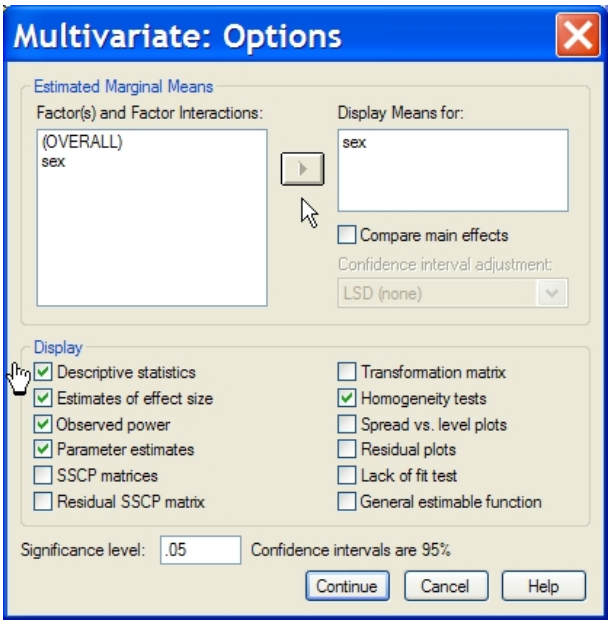


Фигура 16.1 Диалогова кутия на командата *Multivariate* (Многомерен дисперсионен анализ)

- Кликва се на бутона **Model** (Модел), който се намира най-горе в дясно и се появява диалоговата кутия от Фигура 16.2.
- В раздела *Specify Model* (Избор на модел), който се намира най-горе в ляво, се селектира балонът **Full factorial** (Пълнофакторен модел)(виж курсора). В този случай се задават всички главни ефекти, ковариационният главен ефект и всички фактор по фактор взаимни ефекти.



Фигура 16.2 Диалогова кутия *Model* (Модел) на командата *Multivariate* (Многомерен дисперсионен анализ)



Фигура 16.3 Диалогова кутия *Options* (Опции) на командата *Multivariate* (Многомерен дисперсионен анализ)

- В раздела *Sum of squares* (Сума на квадратите), който се намира най-долу в ляво, от падащото меню (виж ръчичката) е избрано **Type III** (Тип III). В падащото меню има четири типа модела за изчисляване на сумата на квадратите като най-често се използва именно този тип: **Type III** (Тип III), който е обикновено най-подходящия начин. Ако има липсващи данни за някоя от клетките (cells) е по-удачно да се избере **Type IV** (Тип IV).

- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 16.1.
- Кликва се на бутона **Options** (Опции) на Фигура 16.1 и се появява диалоговата кутия от Фигура 16.3.
- В раздела *Estimated Marginal Means* (Оценени маргинални средноаритметични стойности) от кутията **Factor(s) and Factor Interactions** (Фактори и факторни взаимодействия) се селектира независимата променлива *sex* и се премества със стрелката (виж курсора) в кутията **Display Means for** (Покажи средноаритметичните стойности за). По този начин в изходните таблици се включват и средноаритметичните стойности на всяка от зависимите променливи за всички съответстващи нива на независимата променлива (фактора).
- В раздела *Display* (Покажи) (виж курсора) се селектират опциите **Descriptive statistics** (Дескриптивни статистики), **Homogeneity tests** (Тестове за хомогенност), **Estimates of effect size** (Оценки на големината на ефекта), **Observed power** (Наблюдавана сила) и **Parameter estimates** (Оценки на параметрите).
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 16.1.
- Кликва се на бутона **OK** на Фигура 16.1 и се получават следните резултати от изпълнението на командата за многомерен дисперсионен анализ.

16.5 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
GLM
  LOT_optimism_subscale LOT_pessimism_subscale Self_esteem  BY sex
   /METHOD = SSTYPE(3)
   /INTERCEPT = INCLUDE
   /EMMEANS = TABLES(sex)
   /PRINT = DESCRIPTIVE ETASQ OPOWER PARAMETER HOMOGENEITY
   /CRITERIA = ALPHA(.05)
   /DESIGN = sex .
```

16.6 ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

General Linear Model

Descriptive Statistics

	sex	Mean	Std. Deviation	N
LOT_optimism_subscale	male	11.7273	2.31154	99
	female	11.0732	2.13600	82
	Total	11.4309	2.25140	181
LOT_pessimism_ subscale	male	9.8586	2.57147	99
	female	8.7927	2.57115	82
	Total	9.3757	2.61879	181
Self_esteem	male	34.9293	4.62304	99
	female	36.4146	5.17342	82
	Total	35.6022	4.92237	181

това са извадките за всяка група

Between-Subjects Factors

		Value Label	N
sex	1	male	99
	2	female	82

Box's Test of Equality of Covariance Matrices [a]

Box's M	11.252
F	1.841
df1	6
df2	211400.2
Sig.	.087

Tests the null hypothesis that the observed covariance matrices of the dependent variables are equal across groups.

a. Design: +sex

за да са изпълнени предпоставките е най-добре да има еднакви извадки за всяка клетка или да са в пропорция до 1:1.5

това е тест за проверка на предпоставката за хомогенност на ковариацията.
Трябва да *не* е значим (p>0.05)

Multivariate Tests[c]

Effect		Value	F	Hypothesis df	Error df	Sig.	Partial Eta Squared	Noncent. Parameter	Observed Power[a]
Intercept	Pillai's Trace	.993	8124.238[b]	3.000	177.000	.000	.993	24372.715	1.000
	Wilks' Lambda	.007	8124.238[b]	3.000	177.000	.000	.993	24372.715	1.000
	Hotelling's Trace	137.699	8124.238[b]	3.000	177.000	.000	.993	24372.715	1.000
	Roy's Largest Root	137.699	8124.238[b]	3.000	177.000	.000	.993	24372.715	1.000
sex	Pillai's Trace	.064	4.004[b]	3.000	177.000	.009	.064	12.012	.832
	Wilks' Lambda	.936	4.004[b]	3.000	177.000	.009	.064	12.012	.832
	Hotelling's Trace	.068	4.004[b]	3.000	177.000	.009	.064	12.012	.832
	Roy's Largest Root	.068	4.004[b]	3.000	177.000	.009	.064	12.012	.832

a. Computed using alpha = .05

b. Exact statistic

c. Design: +sex

това е <u>многомерният</u> дисперсионен анализ, който използва Wilks' Lamba test

Levene's Test of Equality of Error Variances [a]

	F	df1	df2	Sig.
LOT_optimism_subscale	.138	1	179	.711
LOT_pessimism_ subscale	.227	1	179	.634
Self_esteem	1.500	1	179	.222

Tests the null hypothesis that the error variance of the dependent variable is equal across groups.

a. Design: +sex

това е тест за проверка на предпоставката за хомогенност на дисперсиите, трябва да *не* е значим ($p>0.05$)

Tests of Between-Subjects Effects

Source	Dependent Variable	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared	Noncent. Parameter	Observed Power[a]
Corrected Model	LOT_optimism_subscale	19.189[b]	1	19.189	3.846	.051	.021	3.846	.496
	LOT_pessimism_ subscale	50.957[c]	1	50.957	7.707	.006	.041	7.707	.789
	Self_esteem	98.952[d]	1	98.952	4.155	.043	.023	4.155	.527
Intercept	LOT_optimism_subscale	23316.162	1	23316.162	4672.644	.000	.963	4672.644	1.000
	LOT_pessimism_ subscale	15602.250	1	15602.250	2359.791	.000	.929	2359.791	1.000
	Self_esteem	228288.742	1	228288.742	9586.996	.000	.982	9586.996	1.000
sex	LOT_optimism_subscale	19.189	1	19.189	3.846	.051	.021	3.846	.496
	LOT_pessimism_ subscale	50.957	1	50.957	7.707	.006	.041	7.707	.789
	Self_esteem	98.952	1	98.952	4.155	.043	.023	4.155	.527
Error	LOT_optimism_subscale	893.197	179	4.990					
	LOT_pessimism_ subscale	1183.496	179	6.612					
	Self_esteem	4262.407	179	23.812					
Total	LOT_optimism_subscale	24563.000	181						
	LOT_pessimism_ subscale	17145.000	181						
	Self_esteem	233782.000	181						
Corrected Total	LOT_optimism_subscale	912.387	180						
	LOT_pessimism_ subscale	1234.453	180						
	Self_esteem	4361.359	180						

това са трите <u>едномерни</u> дисперсионни анализа

a. Computed using alpha = .05

b. R Squared = .021 (Adjusted R Squared = .016)

c. R Squared = .041 (Adjusted R Squared = .036)

d. R Squared = .023 (Adjusted R Squared = .017)

Estimated Marginal Means

Gender

Dependent Variable	Gender	Mean	Std. Error	95% Confidence Interval	
				Lower Bound	Upper Bound
LOT_optimism_subscale	male	11.727	.225	11.284	12.170
	female	11.073	.247	10.586	11.560
LOT_pessimism_ subscale	male	9.859	.258	9.349	10.369
	female	8.793	.284	8.232	9.353
Self_esteem	male	34.929	.490	33.962	35.897
	female	36.415	.539	35.351	37.478

16.7 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Първата таблица **Between-Subjects Factors** (Междугрупови фактори) дава обобщена информация за участниците в изследването за независимата променлива за всяка от нейните две групи (клетки) в колоната **N** (Брой), а в колоната **Value Label** (Стойност на етикета) – етикета за групата. В примера те са 99 момчета и 82 момичета. За да е изпълнено изискването за равенство на клетките (предпоставка 7) е необходимо отношението на размера на извадката за всяка клетка да не е по-голямо от 1:1.5 като в случая то е: $99:82 \approx 1.21$, което е по-малко от 1.5 и означава, че тази предпоставка не е нарушена. Ако отношението е по-голямо от 1.5 трябва да се провери тестът на Box (Бокс), който е даден в третата таблица. Ако той ***не*** е значим ($p>0.05$) може да се смята, че в случая ***не*** е нарушена и предпоставката за равенство на извадката за всяка група.

Втората таблица **Descriptive Statistics** (Дескриптивни статистики) в колоната **Mean** (Средноаритметично) дава средноаритметичните стойности както за всяка група така и общата за всяка от трите зависими променливи. Тези средни стойности са важни при интерпретацията на едномерния факторен анализ и обяснението на резултатите от теста *ефект на взаимодействие*. В колоната **Std. Deviation** (Стандартно отклонение) е дадено стандартното отклонение за всяка група, а в последната колона **N** (Брой) е даден броят на извадката за всяка група. Ако няма липсващи данни в матрицата на изследването размерът на извадката е същия както и в първата таблица. Ако има обаче липсващи данни размерът на извадката за клетките е различен и отново трябва да се провери дали е изпълнена пропорцията от $1:1.5$. Броят на наблюденията за всяка клетка (99 и 82) трябва да е повече от броя на зависимите променливи (3). Ако броят на наблюденията е и повече от 30 тогава всяко нарушение на нормалното разпределение или на равенството на дисперсията, които е възможно да се открие няма да е от особено значение.

Третата таблица е **Box's Test of Equality of Covariance Matrices** (Тест на Бокс за равенство на ковариационните матрици) съдържа информация дали е нарушена предпоставката за равенство на ковариационните матрици на зависимите променливи за всяко ниво на независимата променлива. Този тест трябва да ***не*** е значим, т. е. стойността в последния ред *Sig.* (Значимост) да е >0.05, за да ***не*** е нарушена предпоставката за хомогенност на ковариационните матрици (предпоставка 5).

При интерпретацията на теста трябва да се отчитат следните специфики:

I. Ако стойностите на *N* са приблизително еднакви ($1:1.5$) тогава не се анализира **Box's Test** (Тест на Бокс) и стойностите му се игнорират.

II. Ако стойностите на *N* <u>не</u> са приблизително еднакви, т.е. $>1:1.5$, тогава:

1. ако **Box's Test** (Тест на Бокс) <u>не</u> е статистически значим ($p>0.05$) означава, че не е нарушена предпоставката за еднородност на ковариационните матрици и в този случай се използва **Wilk's Lambda** (Ламбда на Уилкс) тестът за многомерен дисперсионен анализ, който е даден в следващата четвърта таблица;
2. ако **Box's Test** (Тест на Бокс) е статистически значим ($p \le 0.05$) тогава:
   a) ако размерът на групите <u>не</u> е много различен (доста субективна оценка) или когато има малка извадка или малки нарушения на предпоставките тогава е по-удачно да се използва **Pillai's trace** (Кривите на Пилай) тестът за многомерен дисперсионен анализ, който е по-устойчив. Резултатите от този тест също са дадени в следващата четвърта таблица;
   b) ако размерът на групите е доста различен, то няма устойчив многомерен дисперсионен тест. В този случай <u>не</u> може да се проведе многомерен дисперсионен анализ.

В примера има $Sig. = 0.087 > 0.05$, което означава, че тестът на Бокс (Box's Test) не е статистически значим и затова се използва Ламбда на Уилкс (Wilk's Lambda) тест за многомерен дисперсионен анализ, който е даден в следващата четвърта таблица.

Четвъртата таблица **Multivariate Tests** (Многомерни тестове) е ключова, защото дава четири многомерни теста, но винаги се цитира и интерпретира само един, който в примера е *Wilk's Lambda* (втори ред). Четирите теста проверяват дали двете групи на

независимата променлива *пол* са различни за линейна комбинация на трите зависими променливи: *оптимизъм*, *песимизъм* и *самооценка*. Тази таблица се състои от две части: първата, това е "intercept", която се игнорира, докато втората част: "sex" се анализира и докладва. Ако всички предпоставки на многомерният анализ са изпълнени, както е в нашият пример, то тогава теста на **Wilk's Lambda** ни дава добра и най-често използвана многомерна F -статистика. В примера от реда *Wilk's Lambda* за раздела *sex* се получава $F(3,177) = 4.004$, $p = 0.009$, което означава, че има статистически значимо различие между средните стойности за момчета и момичета за линейната комбинация на трите зависими променливи.

Ако има: **(а)** малки извадки ($N < 30$), **(б)** неравенство на N за клетките или **(в)** нарушения на някои от предпоставките е по-подходящо да се използва тестът на кривите на Пилай (Pillai's trace) резултатите, от който са дадени на предишния ред *Pillai's Trace*. Когато има само две групи за независимата променлива както е в случая (момчета/момичета), тогава резултатите от четирите *F*-теста са идентични, което се вижда в тази таблица.

Петата таблица **Levene's Test of Equality of Error Variances** (Тест на Левин за равенство на грешката на дисперсията) дава информация за теста за хомогенност (равенство) на дисперсиите на зависимата променлива. В примера има три зависими променливи и затова са цитирани три теста. В първата колона **F** (*F*-статистика) е дадена стойността на *F*-статистиката, в следващите две колони **df1** (Степени на свобода 1) и **df2** (Степени на свобода 2) са дадени степените на свобода за този тест, а в последната колона **Sig.** (Значимост) е дадена *p*-стойността на статистическия тест. Важно е да се провери дали тестът на Левин (Levene's test) е значим. Ако той е статистически значим ($p \le 0.05$) дисперсиите са статистически различни и това означава, че е нарушена четвъртата предпоставка за провеждане на дисперсионния анализ.

В примера и трите теста на Левин не са статистически значими: $p = 0.711 > 0.05$, $p = 0.634 > 0.05$ и $p = 0.222 > 0.05$, което означава, че не е нарушена четвъртата предпоставка. Ако тази предпоставка е нарушена съгласно Tabachnic & Fidell, (2012) трябва да се зададе по-консервативна стойност за алфа α, например 0.025 или дори 0.01 при взимане на решение за статистическата значимост на многомерния дисперсионен анализ, който е разгледан в предишната таблица и за примера има $p = 0.009 < 0.025 < 0.01$.

Следващата таблица **Tests of Between-Subjects Effects** (Тестове за междугрупови ефекти) в колоната **Type III Sum of Square** (Тип III сума на квадратите) дава информация за междугруповата сума от квадратите, която се изчислява като квадрат от разликата между главната средноаритметична стойност и средноаритметичната стойност за всяка група (клетка) умножена по теглови коефициент, който съответства на обема на извадката за групата; **df** (Степени на свобода), **Mean Square** (Среден квадрат), който е раван на отношението на сумата на квадратите за фактора към броя на степените на свобода. В колоните **F** (*F*-статистика) и **Sig.** (Значимост) са дадени съответно стойността на *F*-статистиката и нейната статистическа значимост, p -стойността. В колоната **Partial Eta Squared** (Частичен квадрат на *ета*) има информация за частичния квадрат на коефициента *ета*, който дава оценка на големината на ефекта върху зависимата променлива и е равен на частта от дисперсията, обоснована от въздействието на фактора (в примера това е *полът*).

Чрез трите едномерни дисперсионни анализа се разбира за коя от трите зависими променливи се наблюдава различие между групите на независимата променлива. За съжаление няма единно мнение между статистиците дали е подходящо да се изследват тези едномерни дисперсионни анализи, когато има статистически значимо различие за многомерния дисперсионен анализ, защото възникват объркванията при съпоставките на резултатите между многомерния и едномерните дисперсионни анализи. Като компромисен подход много изследователи избират корекцията на Бонферони (Bonferroni) за стойността на алфа α, която се използва при определяне на статистическата значимост на едномерните дисперсионни анализи (виж Глава 14, Раздел 14.2).

За примера с три зависими променливи корегираната стойност на Бонферони (Bonferroni) за отхвърляне на нулевата хипотеза H_0 е равна на $p = 0.05/3 \approx 0.017$. Това означава, че ако в колоната **Sig.** (Значимост) има стойности, които са ≤ 0.017 се смята, че тестът е статистически значим. В примера има само една зависима променлива - *песимизъм*, чиято стойност $Sig. = 0.006$ е по-малка от корегираната стойност за $p = 0.017$.

Това означава, че в изследването статистически значимо различие между момчетата и момичетата се наблюдава само при техните стойности за *песимизъм* $F(1,179) = 7.71$, $p = 0.006$ (втората степен на свобода е за реда *Error* (Грешка) и е равна на 179).

Коефициентът *eta* се изчислява като се вземе корен квадратен от числото в последната колона **Partial Eta Squared** (Частичен квадрат на *eta*) и за примера е равен на $\eta = \sqrt{0.041} \approx 0.20$. Интерпретацията на *eta*, направена от Коен (Cohen, 1988) (виж Таблица 9.8) показва че за стойностите $0.10 \le \eta < 0.24$ се наблюдава *малка или по-малка от типичната* големина на ефекта. Коефициентът $\eta^2 = 0.041$ показва, че само 4.1% от дисперсията за *песимизма* може да се обясни от *пола*.

В последната таблица **Estimated Marginal Means** (Оценени маргинални средноаритметични стойности) се съдържа информация за средноаритметичните стойности за всяка зависима променлива за всяко ниво на независимата променлива, която е дадена в колоната **Mean** (Средноаритметично). В следващата колона **Std. Error** (Стандартна грешка) е дадена информация за стандартната грешка, а в колоните **Lower Bound** (Долна граница) и **Upper Bound** (Горна граница) е дадена информация за долната и горната граница на доверителния интервал, изчислен при 95% доверителна вероятност (95% Confidence Interval).

От тази таблица от реда *LOT_pessimism_subscale* може да се направи изводът, че средноаритметичните стойности за *песимизъм* за момчетата 9.86 са по-големи от средноаритметичните стойности за момичетата 8.79 или че момчетата са по-големи песимисти в сравнение с момичетата.

Ако независимата променлива *sex* има не две, а три нива, тогава трябва да се проведе *постхок* анализ.

16.8 ПРЕДСТАВЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Резултатите от многомерния дисперсионен анализ се представят в раздел **Метод** и **Резултати** (виж Глава 2) примерно по следния начин:

- В раздел **Метод**

С цел да се изследва разликата между половете за избрани скали на психично благополучие е проведен многомерен дисперсионен анализ. Използвани са три зависими променливи: *оптимизъм* (Scheier et al., 1994), *песимизм* (Scheier et al., 1994) и *самооценка* (Rosenberg, 1965). Независимата променлива е *пол* (момчета и момичета). Предварително са проверени предпоставките за провеждане на многомерния дисперсионен анализ за нормалност, линейност, едномерни и многомерни анормални наблюдения, хомогенност на дисперсията и мултиколинеарност без да са установени големи отклонения. При анализа на трите едномерни дисперсионни анализа е използван методът на Бонферони (Bonferroni).

- В раздел **Резултати**:

Установено е статистически значимо различие между момчетата и момичетата за комбинираната зависима променлива: Wilk's Lambda=0.94, $F(3,177) = 4.00$, $p = 0.009$ и многомерна частична $\text{eta}^2 = 0.06$. Когато резултатите за трите зависими променливи се анализират отделно се наблюдава статистически значимо различие при корегираната стойност на Бонферони (Bonferroni) $p = 0.017$ само за *песимизма*: $F(1,179) = 7.71$, $p = 0.006$ и частична $\text{eta}^2 = 0.04$. Големината на ефекта *eta* е 0.20, което съгласно Коен (Cohen, 1988), е малка или по-малка от типичната. Средноаритметичните стойности показват, че момичетата имат по-ниско ниво на песимизъм ($M = 8.79$, $SD = 2.57$) в сравнение с момчетата ($M = 9.86, SD = 2.57$).

16.9 ОБОБЩЕНИЕ

Многомерният дисперсионен анализ се прилага, когато съществуват *концептуални* или *логически* причини, поради които е необходимо да се анализират няколко слабо или средно корелирани зависими променливи заедно. Ако те са прекалено силно корелирани възниква проблем от мултиколинеарност, а ако не са корелирани изобщо няма причини да бъдат анализирани заедно.

Както при всеки дисперсионен анализ така и при многомерния дисперсионен анализ се сравняват средноаритметичните стойности. Той показва дали има статистически значими различия между тях за всички групи от възможни комбинации на *зависимите променливи* или дали различията са случайни. За целта при многомерния дисперсионен анализ се създава нова обобщаваща зависима променлива, която представлява линейна комбинация от всички зависими променливи и се провежда едномерен дисперсионен анализ върху новата обобщена зависима променлива. По този начин многомерният дисперсионен анализ се свежда до едномерен като *F*-статистиката за многомерния анализ се базира върху линейната комбинация на зависимите променливи, която максимизира различията между групите. След това многомерният дисперсионен анализ провежда допълнително набор от едномерни дисперсионни анализи за всяка зависима променлива по отделно.

С други думи многомерният дисперсионен анализ се свежда до провеждане и анализиране на резултати от няколко едномерни дисперсионни анализа.

Преговор: ***Ключови думи и термини*** по азбучен ред, *виж*: Тълковния речник

алтернативна хипотеза H_1	зависима променлива	среден квадрат
анормални наблюдения	корекция на Бонферони	статистическа значимост
главен ефект	криви на Пилай	степени на свобода
големина на ефекта	клетка	тест на Бокс
грешка от първи род α	ламбда на Уилкс	тест на Левин
дисперсионен анализ	мултиколинеарност	фактор
доверителен интервал	независима променлива	хомогенност на дисперсиите
доверителна вероятност	нулева хипотеза H_0	
ета η коефициент	*постхок* тест	
ефект на взаимодействие	разстояние на Махаланобис	

16.10 УПРАЖНЕНИЯ

I. Отговорете на следните въпроси с "вярно" или "невярно":

1. Многомерният дисперсионен анализ се използва, когато се анализират повече от една зависима променлива всяка, от които е интервална или пропорционална.
2. Многомерният дисперсионният анализ винаги анализира само една независима променлива.
3. В многомерния дисперсионен анализ зависимите променливи трябва да се умерено корелирани.
4. Многомерният дисперсионен анализ винаги е *двустранен* статистически тест.
5. Ако отношението на най-голямата към най-малката извадка за групите е по-малко от 1.5 отпада необходимостта за проверка на предпоставката за хомогенност на дисперсиите.

17 Ковариационен анализ

17.1	Въведение	433
17.2	Предпоставки за ковариационен анализ	434
17.3	Статистически хипотези за ковариационен анализ	435
17.4	Ковариационен анализ за две групи	435
17.5	Ковариационен анализ за три и повече групи	442
17.6	Обобщение	451
17.7	Упражнения	451

17.1 Въведение

В тази глава е разгледана комбинацията от регресионен и дисперсионен анализ, които подробно са представени в Глави 11 и 14. Всяко научно изследване се провежда с цел да се обясни какъв е ефектът на независимата върху зависимата променлива, а всеки изследователски дизайн осигурява подходяща структура на изследването (виж Глава 2). В дизайна на изследването изследователят идентифицира и контролира независимите променливи, които обясняват наблюдаваните вариации (различия) в стойностите на зависимата променлива. Тъй като изследователският дизайн се задава преди да започне изследването, този метод на контрол на независимите променливи се нарича **експериментален контрол**. Друг начин за контрол на независимата променлива е **статистическият контрол**. Чрез него се обяснява дисперсията в зависимата променлива и се използва, когато е трудно или невъзможно да се приложи експерименталният контрол, а статистическата процедура, която се използва се нарича **ковариационен анализ** (analysis of covariance, ANCOVA). Ковариационният анализ се прилага най-често като процедура за статистически контрол на **външната променлива**, която се нарича **ковариата**. В дисперсионния анализ и *t*-тестовете се оценява ефектът на експеримента чрез сравняване на количеството от дисперсията в данните което се обяснява, с количеството дисперсия, която не може да бъде обяснена. Ако обаче е възможно да се обясни част от "необяснената" дисперсия в термините на друга променлива (ковариата), в този случай може да се намали дисперсията на грешката, което води до увеличаване на точността на ефекта на независимата променлива върху зависимата. Ковариационният анализ обединява регресионния анализ и дисперсионния анализ с цел да контролира

ефектите породени от ковариатата чрез разделянето на дисперсията и определянето на породената от допълнителната променлива дисперсия. По този начин изследователят по-добре изследва ефектите на основната независима променлива. Ковариационният анализ позволява да се анализира статистически разликата между групите като контролира ковариатата. Нейният избор се определя от изследователя от контекста на конкретното изследване и обикновено това е променливата, която той смята, че оказва голямо влияние на зависимата променлива. По този начин се увеличава точността на изследването. Този случай е разгледан подробно в Раздел 17.4. Другото приложение на ковариационния анализ е за корегиране на съществуващите различия преди провеждане на изследването, който е разгледан в Раздел 17.5

- Контролирането и обяснението на дисперсията в зависимата променлива може да се постигне с **(а) експериментален контрол**, който се задава в дизайна на изследването или със **(б) статистически контрол**, който използва анализа на ковариацията.
- **Ковариатата** е променлива, която се предполага, че е свързана със зависимата променлива и се контролира чрез статистическия анализ.
- Чрез използването на ковариационния анализ изследователят може да увеличи точността на изследването в следствие на намаляване на дисперсията на грешката.
- **Ковариационният анализ** се използва за: (а)_корегиране на съществувалите преди изследването различия между изследваните групи и (б) увеличава точността на изследването.

Ковариационният анализ, както и дисперсионният анализ, е разработен и предложен от Роналд Фишер (Sir Ronald Fisher, 1890-1962).

Статистическият пакет IBM SPSS Statistics използва **(1)** регресионния анализ, за да премахне породената от ковариационната променлива дисперсия в дисперсията на зависимата променлива и след това провежда **(2)** дисперсионен анализ с корегираните стойности.

Като премахва влиянието на ковариационната променлива, ковариационният анализ увеличава силата на *F*-теста в дисперсионния анализ и по този начин позволява да се увеличи вероятността за откриване на различията между изследваните групи. Ковариационният анализ се използва като част от еднофакторния дисперсионен анализ (Глава 14), двуфакторния (Глава 15) или многомерния (Глава 16) дисперсионен анализ. В тази глава е разгледан само еднофакторният ковариационен анализ (one-way analysis of covariance). В термините на дисперсионния анализ вместо да се сравняват директно средноаритметичните стойности за групите те първо се корегират чрез количествената ковариационна променлива. Стойностите на ковариационната променлива не се задават от изследователя, защото те са присъщи на изследвания обект и се измерват.

17.2 ПРЕДПОСТАВКИ ЗА КОВАРИАЦИОНЕН АНАЛИЗ

Тъй като ковариационният анализ е комбинация от регресионния и дисперсионния анализ, трябва да са изпълнени предпоставките за двата анализа:

1. Зависимата променлива да е с **нормално разпределение** за всяка от групите.
2. **Независими извадки**. Наблюденията са независими, случайни и не съществуват повтарящи се обекти.
3. Ковариационната променлива трябва да е **количествена**, т. е да е измерена с ординална, интервална или пропорционална скали. Тя трябва да е **линейно** свързана (т. е. права линия) със зависимата променлива за всяка група на независимата променлива. Ако ковариационната променлива не е корелирана със зависимата променлива нейният анализ е практически безсмислен. Тази предпоставка се отнася за всяко ниво на независимата променлива, защото за него се построява регресионна линия относно ковариационната и зависимата променливи.

4. **Хомогенност на регресиите**. Ключова предпоставка за ковариационния анализ е, че *наклоните* на регресионните линии от предишната точка 3 са *равни*. Тази предпоставка дефинира паралелност на регресионните линии.
5. Дисперсиите за зависимата променлива за всяка група са **равни** (хомогенни).

Ковариационна е променливата, която не се повлиява от изследването, например променливата *възраст* на изследваните лица.

17.3 СТАТИСТИЧЕСКИ ХИПОТЕЗИ ЗА КОВАРИАЦИОНЕН АНАЛИЗ

Ковариационният модел се състои от два компонента: **(1)** компонент, който се определя от груповия ефект както е при дисперсионния модел и **(2)** компонент, който показва линейната връзка между зависимата и ковариационната променлива. Ето защо обикновено проверката на хипотезите при ковариационния анализ се състои от две стъпки:

1. *Хомогенност на регресията*. Нулевата хипотеза H_0 е дали регресионните линии за зависимата и ковариационната променливи за всяка група на независимата променлива имат еднакъв наклон. Хипотезите са следните:
   H_0: Регресионните линии за всяка група са паралелни.
   H_1: Поне две от регресионните линии за всяка група *не* са паралелни.

2. *Груповият ефект*. Ако нулевата хипотеза H_0 от стъпка 1 не е отхвърлена се прави проверка за груповия ефект като нулевата хипотеза H_0, че регресионните линии за групите не са само паралелни, а са и равни една с друга. Хипотезите неформално се дефинират по следния начин:
   H_0: Средноаритметичните стойности за всички групи (корегирани чрез ковариацията) са равни.
   H_1: Поне две средноаритметични стойности за всички групи (корегирани чрез ковариацията) *не* са равни.

Нулевите хипотези H_0 за двете стъпки се проверява на базата на *F*-статистиката.

Както при дисперсионния анализ ако е установено различие между средноаритметичните стойности и има повече от две групи трябва да се проведат няколко съпоставителни процедури (*постхок* тестове), за да се идентифицират различията. По-подробно ковариационният анализ е описан в Keppel & Wickens (2004).

ГОЛЕМИНА НА ЕФЕКТА

При интерпретацията на големината на *ефекта* се използва коефициентът *ета* η (виж Глава 9, Раздел 9.10), който е включен в изходните таблици на IBM SPSS Statistics. Интерпретацията на коефициента *ета* η, направена от Коен (Cohen, 1988), е дадена в Таблица 9.8.

17.4 КОВАРИАЦИОНЕН АНАЛИЗ ЗА ДВЕ ГРУПИ

В този раздел е разгледан пример за основното приложение на ковариационния анализ – *за увеличаване на точността на изследването*.

Представен е стъпка по стъпка еднофакторният ковариационен анализ, при който има: **(1)** една независима категорийна променлива с две нива, **(2)** една зависима интервална променлива и **(3)** една ковариата, която е пропорционална променлива.

17.4.1 ПРОЦЕДУРА ЗА ПРОВЕЖДАНЕ НА КОВАРИАЦИОНЕН АНАЛИЗ

В Глава 14, Раздел 14.5 е разгледан изследователският въпрос: "има ли статистически значимо различие в средноаритметичните стойности за *усещане за контрол* между момчетата и момичетата?". Приложен е еднофакторният дисперсионен анализ.

Резултатите показват, че "не е установено статистически значимо различие между момчетата и момичетата в тяхното *усещане за контрол* $F(1,98)=1.92$, $p=0.17$." Нека изследователят предположи, че възрастта на респондентите влияе съществено на тяхното *усещане за контрол* и затова иска да премахне това влияние, когато търси различията по пол. В този случай се прилага ковариационен анализ като зависимата (*усещане за контрол*) и независимата (*пол*) променлива са същите както при дисперсионния анализ, а се добавя само новата променлива – ковариатата *възраст*. Налице са следните три променливи:

1. Скала за *усещане за контрол* (Pearlin & Schooler, 1978), която се състои от 7 въпроса във формат на Ликерт (виж Кутия 13.2) и е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследването тя е обозначена като *Sense_of_mastery*. Това е зависимата променлива.
2. Променливата *пол*, която приема две стойности: 1–момче, 2–момиче и е номинална, дихотомна (виж Глава 1, Раздел 1.6.1). В матрицата на изследването тя е обозначена като *sex*. Това е независимата променлива.
3. Променливата *възраст*, която приема стойности между 15 и 25 и е пропорционална (виж Глава 1, Раздел 1.6.4). В матрицата на изследването тя е обозначена като *age*. Това е ковариатата.

Извадката за разгледания пример е $N=100$, от които момчетата са 45, а момичетата – 55. Отношението на наблюденията между двете групи е $55/45 \approx 1.22$, което е по-малко от 1.5 и може да се приеме, че двете групи са почти равни.

Тъй като за разгледания случай независимата променлива има две групи (момчета и момичета), ковариационният анализ се състои от следните **две стъпки**:

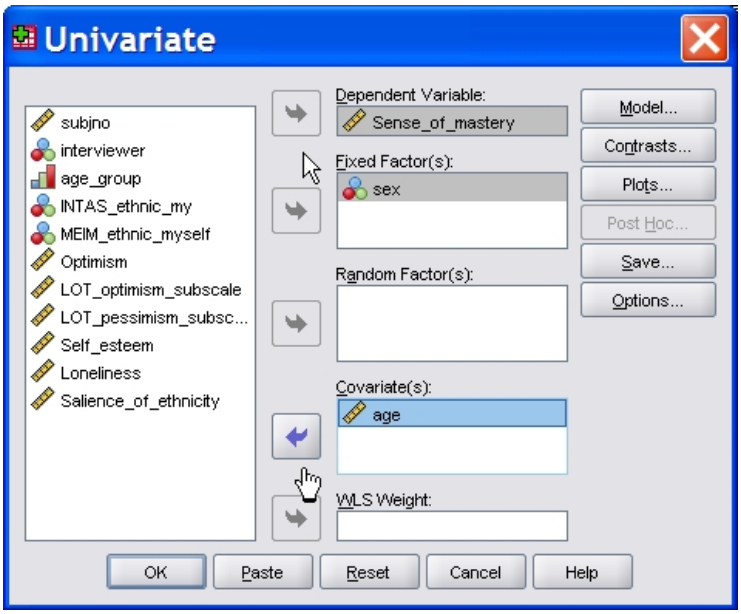
1. **Първо**: проверява се дали регресионните линии са паралелни с помощта на *F*-тест. Тази проверка е подобна на проверката на *ефекта на взаимодействие* при двуфакторния дисперсионен анализ (Глава 15). В модела са зададени фиксираният фактор (*sex*), ковариатата (*age*) и тяхното взаимодействие ($sex \times age$).
2. **Второ**: за всяка стойност на $p > 0.05$ за *F*-теста от стъпка 1 се приема, че регресионните линии за *sex* и *age* са паралелни и че е изпълнена тази предпоставка. Тогава трябва да се проведе друг *F*-тест, за да се сравнят корегираните средноаритметични стойности за двете групи с цел да се установи дали има различие между тях.

Процедурата по провеждане на еднофакторния ковариационен анализ с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

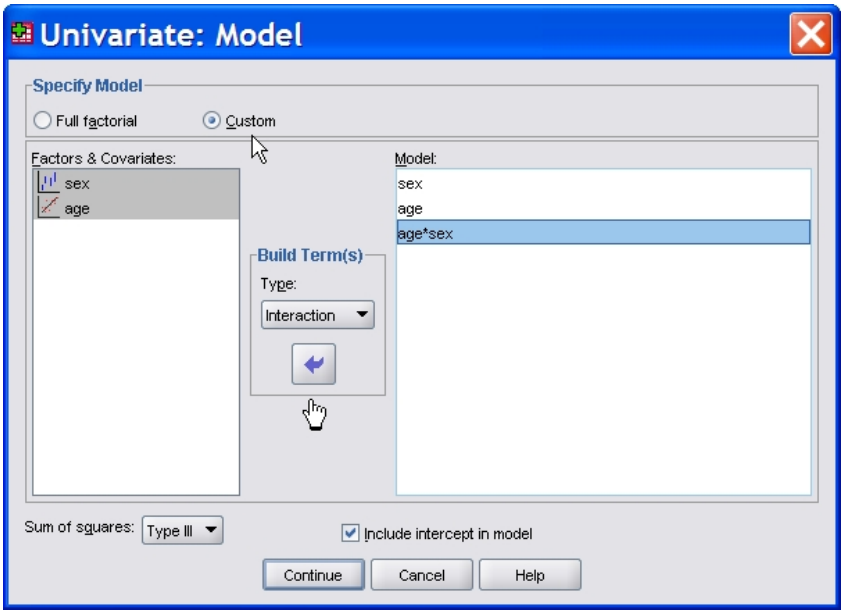
Първа стъпка:

- Избира се **Analyze** ⇒ **General Linear Model** ⇒ **Univariate** (Анализ ⇒ Общ линеен модел ⇒ Едномерен анализ) и се получава диалоговата кутия от Фигура 17.1.
- Селектира се променливата *Sense_of_mastery* и с помощта на горната стрелка (виж курсора) се премества в кутията **Dependent Variable** (Зависима променлива).
- Селектира се променливата *sex* и със съответната стрелка (виж курсора) се премества в кутията **Fixed Factor(s)** (Постоянни фактори). Тези фактори се наричат постоянни, защото всички техни нива са включени в анализа.
- Селектира се променливата *age* и с помощта на съответната стрелка (виж ръчичката) се премества в кутията **Covariate(s)** (Ковариация).
- Кликва се на бутона **Model** (Модел), който се намира най-горе в дясно и се появява диалоговата кутия от Фигура 17.2.
- В раздела *Specify Model* (Избор на модел), който се намира най-горе в ляво трябва да е селектиран балонът **Custom** (Настройка на модела) (виж курсора).
- Премества се променливата *sex* от кутията *Factors & Covariates* (Фактори и ковариати) в кутията *Model* (Модел) със стрелката (виж ръчичката).
- Същото се прави и с променливата *age*.

- Селектират се едновременно двете променливи *sex* и *age* чрез клавиша "***Shift***" от клавиатурата и аналогично се преместват в кутията *Model* (Модел) със стрелката (виж ръчичката). Това позволява в кутията да има *age*sex* (на Фигура 17.2 това вече е направено).
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 17.1.
- Кликва се на бутона **OK** на Фигура 17.1 и се получават резултатите от **първата стъпка** от еднофакторния дисперсионен анализ (две таблици).



Фигура 17.1 Диалогова кутия на командата *Univariate* (Едномерен ковариационен анализ)

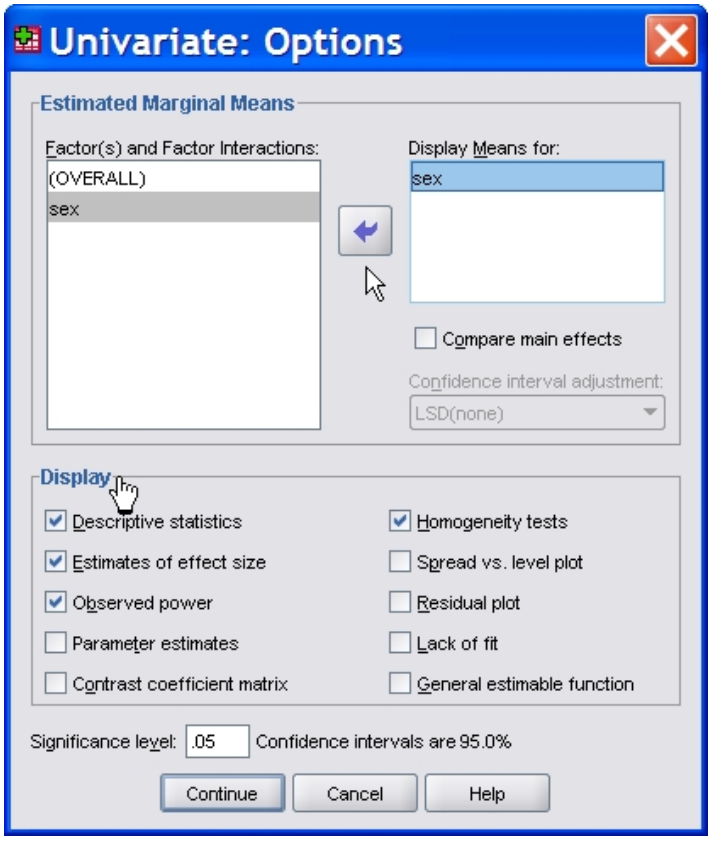


Фигура 17.2 Диалогова кутия *Model* (Модел) на командата *Univariate* (Едномерен ковариационен анализ)

Директно се продължава с **втора стъпка**:

- Избира се **Analyze**⇒**General Linear Model**⇒**Univariate** (Анализ⇒Общ линеен модел ⇒Едномерен анализ) и се получава диалоговата кутия от Фигура 17.1.
- Кликва се на бутона **Reset** (Набирам отново), който се намира долу в средата на Фигура 17.1. По този начин се анулират зададените от изследователя параметри на ковариационния анализ и може да се зададат нови.
- Селектира се променливата *Sense_of_mastery* и с помощта на горната стрелка (виж курсора) се премества в кутията **Dependent Variable** (Зависима променлива).

- Селектира се променливата *sex* със съответната стрелка (виж курсора) се премества в кутията **Fixed Factor(s)** (Постоянни фактори).
- Селектира се променливата *age* и с помощта на съответната стрелка (виж ръчичката) се премества в кутията **Covariate(s)** (Ковариация).
- Кликва се на бутона **Options** (Опции) и се появява диалоговата кутия от Фигура 17.3.



Фигура 17.3 Диалогова кутия *Options* (Опции) на командата *Univariate* (Едномерен ковариационен анализ)

- В раздела *Estimated Marginal Means* (Оценени маргинални средноаритметични стойности) от кутията *Factor(s) and Factor Interactions* (Фактори и факторни взаимодействия) се селектира независимата променлива *sex* и се премества със стрелката (виж курсора) в кутията *Display Means for* (Покажи средноаритметичните стойности за).
- В раздела *Display* (Покажи) (виж курсора) се селектират опциите **Descriptive statistics** (Дескриптивни статистики), **Homogeneity tests** (Тестове за хомогенност), **Estimates of effect size** (Оценки на големината на ефекта) и **Observed power** (Наблюдавана сила).
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 17.1.
- Кликва се на бутона **OK** на Фигура 17.1 и се получават резултатите от втората стъпка на еднофакторния ковариационен анализ.

17.4.2 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

Първа стъпка:

```
UNIANOVA
   Sense_of_mastery BY sex WITH age
   /METHOD=SSTYPE(3)
   /INTERCEPT=INCLUDE
   /CRITERIA=ALPHA(0.05)
   /DESIGN=sex age age*sex.
```

Втора стъпка:

```
UNIANOVA
   Sense_of_mastery BY sex WITH age
   /METHOD=SSTYPE(3)
   /INTERCEPT=INCLUDE
   /EMMEANS=TABLES(sex) WITH(age=MEAN)
   /PRINT=ETASQ HOMOGENEITY DESCRIPTIVE OPOWER
   /CRITERIA=ALPHA(.05)
   /DESIGN=sex age.
```

17.4.3 Изходни таблици от статистическия анализ

Първа стъпка:

Univariate Analysis of Variance

Between-Subjects Factors

		Value Label	N
sex	1	male	45
	2	female	55

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable:Sense_of_mastery

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	162.468[a]	3	54.156	2.414	.071
Intercept	722.157	1	722.157	32.189	.000
sex	1.504	1	1.504	.067	.796
age	111.856	1	111.856	4.986	.028
sex * age	2.163E-5	1	2.163E-5	.000	.999
Error	2153.772	96	22.435		
Total	51778.000	100			
Corrected Total	2316.240	99			

a. R Squared = .070 (Adjusted R Squared = .041)

тест за проверка на предпоставката за хомогенност на регресионните наклони

трябва да *не* е значим, $p>0.05$

Втора стъпка:

Univariate Analysis of Variance

Between-Subjects Factors

		Value Label	N
sex	1	male	45
	2	female	55

Descriptive Statistics

Dependent Variable: Sense_of_mastery

sex	Mean	Std. Deviation	N
male	22.9778	4.64899	45
female	21.6364	4.94549	55
Total	22.2400	4.83698	100

Levene's Test of Equality of Error Variances[a]

Dependent Variable: Sense_of_mastery

F	df1	df2	Sig.
.089	1	98	.766

Tests the null hypothesis that the error variance o the dependent variable is equal across groups.

a. Design: +sex+age

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: Sense_of_mastery

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared	Noncent. Parameter	Observed Power[a]
Corrected Model	162.468[b]	2	81.234	3.659	.029	.070	7.317	.662
Intercept	757.019	1	757.019	34.094	.000	.260	34.094	1.000
sex	53.396	1	53.396	2.405	.124	.024	2.405	.336
age	117.933	1	117.933	5.311	.023	.052	5.311	.626
Error	2153.772	97	22.204					
Total	51778.000	100						
Corrected Total	2316.240	99						

a. Computed using alpha = .05

b. R Squared = .070 (Adjusted R Squared = .051)

това са средноаритметичните стойности *преди* ковариационния анализ

тестът трябва да *не* е значим ($p>0.05$), за да *не* е нарушена предпоставката за дисперсионния анализ

ковариатата (*age*) е значима ($p=0.023<0.05$), но независимата променлива (sex) *не* е значима ($p=0.124>0.05$)

Estimated Marginal Means

Gender

това са средноаритметичните стойности *след* ковариационния анализ

Dependent Variable: Sense_of_mastery

Gender	Mean	Std. Error	95% Confidence Interval	
			Lower Bound	Upper Bound
male	23.049[a]	.703	21.654	24.445
female	21.578[a]	.636	20.316	22.840

a. Covariates appearing in the model are evaluated at the following values: age = 19.04.

17.4.4 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

След изпълнението на първата стъпка на ковариационния анализ се анализират Таблица 1 и Таблица 2:

Първата таблица **Between-Subjects Factors** (Междугрупови фактори) дава обобщена информацията за участниците в изследването за всяка от две групи (клетки) на независимата променлива в колоната **N** (Брой), а в колоната **Value Label** (Стойност на етикета) – етикета за групата. В примера респондентите са 45 момчета и 55 момичета. За да е изпълнено изискването за равенство на клетките е необходимо отношението на размера на извадката за всяка клетка да не е по-голямо от 1:1.5. В случая то е: $55/45 \approx 1.22$, което е по-малко от 1.5 и следователно тази предпоставка не е нарушена.

Втората таблица **Tests of Between-Subjects Effects** (Тестове за междугрупови ефекти) дава информация за дисперсионния модел относно дефинираните от изследователя три променливи: *sex*, *age* и *age*sex*. Проверката за статистическа значимост на взаимодействието, т. е. на *age*sex* е единственият тест, който трябва да се отчете на този етап, за да се направи проверка на предпоставката за паралелност на регресионните линии. За целта се анализира информацията на петия ред *age*sex* като в колоните **df** (Степени на свобода), **F** (*F*-статистика) и **Sig.** (Значимост) са дадени съответно степените на свобода, стойността на *F*-статистиката и нейната статистическа значимост: *p*-стойността. Тъй като за примера $p = 0.999 > 0.05$ за този *F*-тест се прави изводът, че предпоставката за паралелност на регресионните линии е изпълнена и затова се преминава към стъпка 2 анализ на теста за разлика между корегираните средноаритметични стойности.

След изпълнение на втората стъпка на ковариационния анализ се анализират Таблици от 3 до 7**:**

Третата таблица **Between-Subjects Factors** (Междугрупови фактори) е идентична на първата таблица.

Четвъртата таблица **Descriptive Statistics** (Дескриптивни статистики) в колоната **Mean** (Средноаритметично) дава двете средноаритметични стойности преди ковариационния анализ. Аналогичната информация за средноаритметичните стойности след ковариационния анализ е дадена в последната таблица.

Петата таблица **Levene's Test of Equality of Error Variances** (Тест на Левин за равенство на грешката на дисперсията) дава информация за теста за хомогенност (равенство) на дисперсиите на зависимата променлива. В първата колона **F** (*F*-статистика) е дадена стойността на *F*-статистиката, в следващите две колони **df1** (Степени на свобода 1) и **df2** (Степени на свобода 2) са дадени степените на свобода за теста, а в последната колона **Sig.** (Значимост) е дадена *p*-стойността на статистическия тест. Важно е да се провери дали тестът на Левин (Levene's test) е статистически значим $(p \le 0.05)$, което означава че дисперсиите са статистически различни и че е нарушена предпоставката за равенство (хомогенност) на дисперсията. В примера тестът не е статистически значим: $p = 0.766 > 0.05$, което означава, че не е нарушена тази предпоставка. Ако тестът е статистически значим $(p \le 0.05)$ и ако е изпълнено изискването отношението на размера на извадката за всяка клетка да не е по-голямо от 1:1.5 както е в случая $(55/45 \approx 1.22)$, тогава изследователят може да не се притеснява за неизпълнението на тази предпоставка.

Следващата шеста таблица **Tests of Between-Subjects Effects** (Тестове за междугрупови ефекти) се интерпретира по същия начин както и в дисперсионния анализ. В колоната **Type III Sum of Square** (Тип III сума на квадратите) е дадена информация за междугруповата сума от квадратите, която се изчислява като квадрат от разликата между главната средноаритметична стойност и средноаритметичната стойност за всяка група (клетка) умножена по теглови коефициент, съответстващ на обема на извадката за групата; **df** (Степени на свобода), **Mean Square** (Среден квадрат), който е раван на отношението на сумата на квадратите за фактора към броя на степените на свобода. В колоните **F** (*F*-статистика) и **Sig.** (Значимост) са дадени съответно стойността на *F*-статистиката и нейната статистическа значимост, *p*-стойността, а в колоната **Partial Eta Squared** (Частичен квадрат на *ета*) информация за частичния квадрат на коефициента *ета*, който дава оценка на големината на ефекта върху зависимата променлива и е равен на частта от дисперсията, обоснована от въздействието на фактора (в примера това е *sex*). Информацията за ковариатата е дадена на реда *age,* от който следва, че той има статистически значим "ефект" върху *sex* (пола): $F(1,97)=5.31$, $p=0.023<0.05$ (втората степен на свобода е за реда *Error* (Грешка) и е равна на 97), но разликата по пол (*sex*) не е статистически значима: $F(1,97)=2.40$, $p=0.124>0.05$, виж реда *sex*.

Коефициентът *ета* се изчислява като се вземе корен квадратен от числото в колона **Partial Eta Squared** (Частичен квадрат на *ета*) и за примера е равен на $\eta=\sqrt{0.024}\approx 0.15$. Интерпретацията на *ета*, направена от Коен (Cohen, 1988) (виж Таблица 9.8) показва че за стойностите $0.10\le\eta<0.24$ се наблюдава *малка или по-малка от типичната* големина на ефекта. Коефициентът $\eta^2=0.024$ показва, че само 2.4% от дисперсията за *усещането за контрол* се обяснява от *пола*.

В последната седма таблица **Estimated Marginal Means** (Оценени маргинални средноаритметични стойности) се съдържа информация за статистически корегираните средноаритметични стойности за зависимата променлива *Sense_of_mastery* за всяко нива на независимата променлива *sex*, което е дадено в колоната **Mean** (Средноаритметично). В следващата колона **Std. Error** (Стандартна грешка) е дадена информация за стандартната грешка, а в колоните **Lower Bound** (Долна граница) и **Upper Bound** (Горна граница) е дадена информация за долната и горната граница на доверителния интервал, изчислен при 95% доверителна вероятност (95% Confidence Interval). Това е информацията след като е направен ковариационният анализ.

Ако се сравнят средноаритметичните стойности с аналогичните стойности от преди ковариационния анализ (таблица **Descriptive Statistics** (Дескриптивни статистики)) се вижда, че те са различни, което се обяснява от факта, че ковариатата *age* е статистически значима.

Нека се сравнят получеият резултати с тези от примера от Глава 14, Раздел 14.5. В него "няма установено статистически значимо различие между момчетата и момичетата в *усещането им за контрол* $F(1,98)=1.92$, $p=0.17$." Изследователят желае да провери дали възрастта на респондентите (променливата *age*) влияе съществено върху *усещането им за контрол* (променливата *Sense_of_mastery*) и затова желае да премахне нейното влияние в търсенето на различия по пол (променливата *sex*). С помощта на ковариационния анализ е установено, че наистина има статистически значимо въздействие на ковариатата *age* върху независимата променлива *sex* $F(1,97)=5.31$, $p=0.02$ (втората степен на свобода е за реда *Error* (Грешка) и е равна на 97). След като се премахне въздействието се оказа, че "няма статистически значимо различие между момчетата и момичетата в *усещането им за контрол* $F(1,97)=2.40$, $p=0.12$". В случая се намалява *p*-стойността за съответния *F*-тест от $p=0.17$ до $p=0.12$ като ако тя падне под 0.05 ($p\le 0.05$) ще се направи изводът, че има статистическо значимо различие по пол.

Ако независимата променлива *sex* има не две, а три нива се провежда *постхок* анализ. Този случай е разгледан в примера от Раздел 17.5.

17.4.5 ПРЕДСТАВЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Резултатите от ковариационния анализ се представят в раздел **Метод** и **Резултати** (виж Глава 2) примерно по следния начин:

- В раздел **Метод**:

С цел да се изследва дали *усещането за контрол* на момчетата е по-голямо от това на момичетата като се използва възрастта като ковариата е проведен ковариационен анализ.

- В раздел **Резултати**:

Проверени са следните предпоставки на ковариационния анализ: (а) независимост на наблюденията,(б) нормално разпределение на зависимата променлива,(в) хомогенност на дисперсията, (г) линейна връзка между ковариатата и зависимата променлива и (д) хомогенност на наклона на регресионните линии. Резултатите показват, че след като се контролира възрастта на респондентите няма статистически значимо различие между момчетата и момичетата в тяхното *усещане за контрол* $F(1,97) = 2.40, p = 0.12$.

Кутия 17.1 Ковариационен анализ за две групи на независимата променлива (Ganeva, 2013)

Резултати

При анализа на седемте психологически характеристики по *пол* е бил използван ковариационен анализ (ANCOVA), защото възрастта на респондентите е в много широк обхват (от 16 до 55 години) и се предполага че оказва влияние на изследваните психологически характеристики при техният анализ по *пол*. Ковариационният анализ позволява да се анализира статистически разликата между двете изследвани групи (мъже и жени), като контролира ковариатата *възраст*.

Резултатите от ковариационния анализ показват, че има статистически значимо въздействие на ковариатата *възраст* върху независимата променлива *пол* за следните две скали: *ролеви преход* $F(1,568)=4.00$, $p=0.046$, *eta*$=0.12$ и *спазване на норми* $F(1,568)=4.56$, $p=0.03$, *eta*$=0.14$. При контрола на ковариатата *възраст* се наблюдава статистически значимо различие между двата пола и за двете скали.

За другите пет скали няма статистически значимо въздействие на ковариатата *възраст* върху независимата променлива *пол*: *независимост* $F(1,568)=0.78$, $p=0.38$, *взаимозависимост* $F(1,568)=3.30$, $p=0.07$, *биологичен преход* $F(1,568)=2.50$, $p=0.11$, *хронологичен преход* $F(1,568)=0.15$, $p=0.70$, *създаване на семейство* $F(1,568)=1.71$, $p=0.19$. В този случай вместо ковариационният анализ е използван еднофакторни дисперсионни анализ за независими извадки. Резултатите от дисперсионният анализ показват, че има статистически значимо различие между двата пола за три от скалите, докато за другите две скали такова различие не се наблюдава.

17.5 КОВАРИАЦИОНЕН АНАЛИЗ ЗА ТРИ И ПОВЕЧЕ ГРУПИ

В този раздел е разгледан пример за второто приложение на ковариационния анализ – за *корегиране на съществуващите различия преди изследването*.

Разгледан е стъпка по стъпка еднофакторен ковариационен анализ, при който има: **(1)** една независима категорийна променлива с две или повече нива или условия, **(2)** една зависима интервална или пропорционална променлива и **(3)** една ковариата, която е числова променлива.

17.5.1 ПРОЦЕДУРА ЗА ПРОВЕЖДАНЕ НА КОВАРИАЦИОНЕН АНАЛИЗ

Например Факултетът по педагогика е необходимо да избере един от три предложени метода за преподаване на Интеркултурна педагогика, чрез който да се намалят предразсъдъците на студентите към различните етноси. За целта на девет групи от студенти е избрано по случаен начин по кой от трите метода да им се преподава в течение на един семестър. По случаен начин е избрана само **групата**, но не и студентът (респондентът). За всеки от трите метода на преподаване е сравнен *претестът* и

посттестът на *предразсъдъците към етноси*, измерени по методологията на Esses et al. (1993). Като се използва *предтест* като променливата ковариата е проведен ковариационен анализ с цел да се установи дали има различие между трите метода на преподаване и ако то е налице кой от трите метода е най-подходящ. В разглеждания пример има следните три променливи:

1. Променливата *Посттест*, която е скала за *предразсъдъци към етноси* (Esses et al., 1993) измерената в края на семестъра (януари 2016). Тя се състои от въпроси във формат на Ликерт стойностите на които варират между –1 (отрицателни стереотипи) и +1 (положителни стереотипи) и е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследването тя е обозначена като *Posttest*. Това е зависимата променлива.
2. Променливата *Предтест*, която е същата скала за *предразсъдъци към етноси* (Esses et al., 1993), но измерената в началото на семестъра (септември 2015). Тя се състои от въпроси във формат на Ликерт стойностите на които варират между –1 (отрицателни стереотипи) и +1 (положителни стереотипи) и е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследването тя е обозначена като *Pretest*. Това е ковариатата.
3. Променливата *Метод*, която приема три стойности: 1, 2 и 3, номинална е (виж Глава 1, Раздел 1.6.1), показва с кой метод е измерена променливата *Посттест*. В матрицата на изследването тя е обозначена като *Method*. Това е независимата променлива.

Извадката за разглеждания пример е $N = 96$. В нея групата от студенти с преподаване по първия метод обхваща 30 изследвани лица, групата с преподаване по втория метод 38 изследвани лица и по третия – 28 изследвани лица. Отношението на наблюденията между трите групи е $38/30 \approx 1.27$, $38/28 \approx 1.36$ и $30/28 \approx 1.07$, което е по-малко от 1.5 и може да се приеме, че трите групи са почти равни.

Тъй като за разглеждания случай независимата променлива има три групи (*Метод1*, *Метод2* и *Метод3*), ковариационният анализ се състои от следните **три стъпки**:

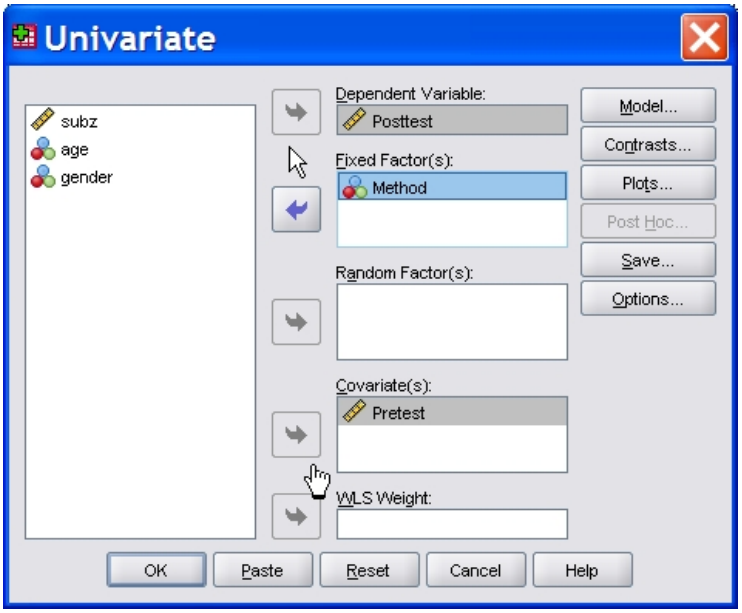
1. **Първо**: проверява се дали регресионните линии са паралелни с помощта на *F*-тест. Тази проверка е подобна на проверката на ефекта на взаимодействие при двуфакторния дисперсионен анализ (Глава 15). В модела са зададени три елемента: фиксиран фактор (*Method*), ковариата (*Pretest*) и тяхното взаимодействие (*Method * Pretest*).
2. **Второ**: за всяка стойност на $p > 0.05$ за *F*-теста от стъпка 1 се приема, че регресионните линии за *Method* и *Pretest* са паралелни и че е изпълнена тази предпоставка. Тогава е необходимо да се проведе друг *F*-тест, за да се сравнят корегираните средноаритметични стойности за трите групи, за да се установи дали има различие между тях.
3. **Трето**: ако има статистически значимо различие между корегираните средноаритметични стойности за групите (стъпка 2), тъй като те са три (това важи за всички случаи за три или повече) трябва да се направи сравнение по двойки, за да се установи кои методи са различни.

☐ Процедурата за провеждане на ковариационен анализ за три групи с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

Първа стъпка:

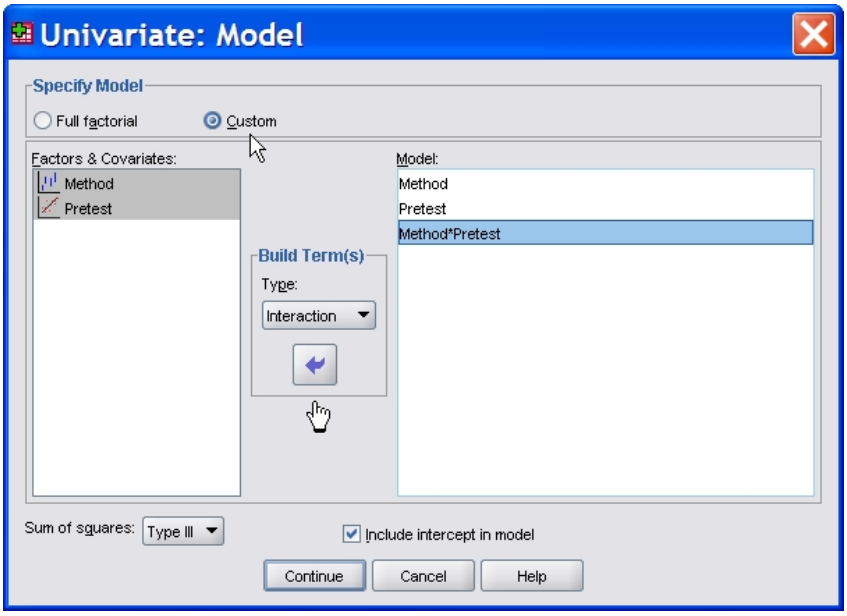
- Избира се **Analyze** ⇒ **General Linear Model** ⇒ **Univariate** (Анализ ⇒ Общ линеен модел ⇒ Едномерен анализ) и се получава диалоговата кутия от Фигура 17.4.
- Селектира се променливата *Posttest* и с помощта на горната стрелка (виж курсора) се премества в кутията **Dependent Variable** (Зависима променлива).
- Селектира се променливата *Method* и с помощта на съответната стрелка (виж курсора) се премества в кутията **Fixed Factor(s)** (Постоянни фактори). Факторите се наричат постоянни, защото всички техни нива са включени в анализа.
- Селектира се променливата *Pretest* и с помощта на съответната стрелка (виж ръчичката) се премества в кутията **Covariate(s)** (Ковариация).

- Кликва се на бутона **Model** (Модел), който се намира най-горе в дясно и се появява диалоговата кутия от Фигура 17.5.



Фигура 17.4 Диалогова кутия на командата *Univariate* (Едномерен ковариационен анализ)

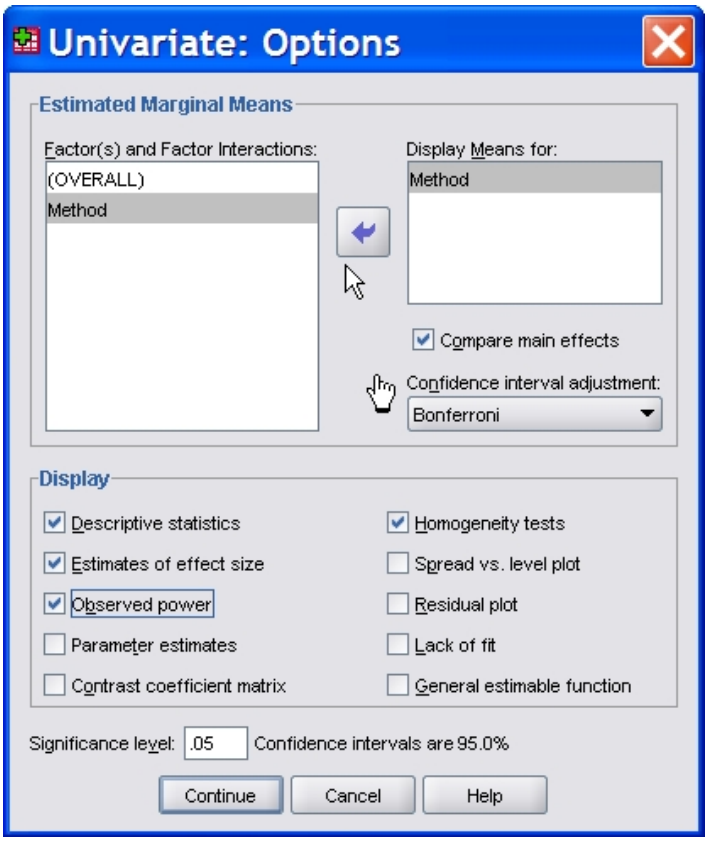
- За да се изчисли моделът, който съдържа и взаимодействието се селектира балонът **Custom** (Настройка на модела) (виж курсора) от раздела *Specify Model* (Избор на модела), който се намира най-горе в ляво.
- Премества се променливата *Method* от кутията *Factors & Covariates* (Фактори и ковариати) в кутията *Model* (Модел) със стрелката (виж ръчичката).
- Същото се прави и с променливата *Pretest*.
- Селектират се едновременно двете променливи *Method* и *Pretest* чрез клавиша "***Shift***" на клавиатурата и аналогично се преместват в кутията *Model* (Модел) със стрелката (виж ръчичката). Това позволява да има в кутията *Method*Pretest*. На Фигура 17.5 това вече е направено.
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 17.4.
- Кликва се на бутона **OK** на Фигура 17.4 и се получават резултатите от **първата стъпка** от еднофакторния дисперсионен анализ (две таблици).



Фигура 17.5 Диалогова кутия *Model* (Модел) на командата *Univariate* (Едномерен ковариационен анализ)

- Директно се продължава с **втора** и **трета стъпка**:

- Избира се отново **Analyze**⇒**General Linear Model**⇒**Univariate** (Анализ⇒Общ линеен модел⇒Едномерен анализ) и се получава пак диалоговата кутия от Фигура 17.4.
- Отново се кликва на бутона **Model** (Модел), който се намира най-горе в дясно и се появява диалоговата кутия от Фигура 17.5.
- Селектира се *Method*Pretest* от кутията *Model* (Модел) и със стрелката (виж ръчичката) се премества в кутията *Factors & Covariates* (Фактори и ковариати). По този начин *Method*Pretest* се премахва от анализирания модел.
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 17.4.
- Кликва се на бутона **Options** (Опции) от Фигура 17.4 и се появява диалоговата кутия от Фигура 17.6.



Фигура 17.6 Диалогова кутия *Options* (Опции) на командата *Univariate* (Едномерен ковариационен анализ)

- В раздела *Estimated Marginal Means* (Оценени маргинални средноаритметични стойности) от кутията *Factor(s) and Factor Interactions* (Фактори и факторни взаимодействия) се селектира независимата променлива *Method* и се премества със стрелката (виж курсора) в кутията *Display Means for* (Покажи средноаритметичните стойности за).
- Селектира се опцията **Compare main effects** (Съпостави главните ефекти), а в падащото меню под нея се избира втората опция **Bonferroni** (Бонферони) (виж ръчичката). Това е третата стъпка от ковариационния анализ.

  По подразбиране е зададена опцията "без корекция" като в този случай се провежда *постхок* теста на Туки (Tukey HDS). Третата опция е корекцията на Сидак (Sidak correction), която е подобна на корекцията на Бонферони, но е по-малко консервативна и затова се използва по-често особено в случаите, в които намаляването на силата на теста от корекцията на Бонферони е от особено значение за конкретното изследване.
- В раздела *Display* (Покажи) се селектират опциите **Descriptive statistics** (Дескриптивни статистики), **Homogeneity tests** (Тестове за хомогенност), **Estimates of effect size** (Оценки на големината на ефекта) и **Observed power** (Наблюдавана сила).

- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 17.4.
- Кликва се на бутона **OK** на Фигура 17.4 и се получават резултатите от втората и третата стъпка на еднофакторния ковариационен анализ.

17.5.2 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

Първа стъпка:

```
UNIANOVA
   Posttest BY Method WITH Pretest
   /METHOD=SSTYPE(3)
   /INTERCEPT=INCLUDE
   /CRITERIA=ALPHA(0.05)
   /DESIGN=Method Pretest Method*Pretest.
```

Втора и трета стъпка:

```
UNIANOVA
   Posttest BY Method WITH Pretest
   /METHOD=SSTYPE(3)
   /INTERCEPT=INCLUDE
   /EMMEANS=TABLES(Method) WITH(Pretest=MEAN) COMPARE
      ADJ(BONFERRONI)
   /PRINT=ETASQ HOMOGENEITY DESCRIPTIVE OPOWER
   /CRITERIA=ALPHA(.05)
   /DESIGN=Method Pretest.
```

17.5.3 ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

Първа стъпка:

Univariate Analysis of Variance

тест за проверка на предпоставката за хомогенност на регресионните наклони. Трябва да *не* е значим, *p*>0.05

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: Posttest

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	8.101[a]	5	1.620	8.654	.000
Intercept	.116	1	.116	.619	.433
Method	1.768	2	.884	4.723	.011
Pretest	2.305	1	2.305	12.313	.001
Method * Pretest	.573	2	.287	1.532	.222
Error	16.849	90	.187		
Total	26.592	96			
Corrected Total	24.951	95			

a. R Squared = .325 (Adjusted R Squared = .287)

Between-Subjects Factors

		N
Method	1	30
	2	38
	3	28

Втора стъпка:

това са трите средноаритметични стойности *преди* ковариационния анализ

Descriptive Statistics

Dependent Variable: Posttest

Method	Mean	Std. Deviation	N
1	-.022333	.5314730	30
2	-.368105	.4541752	38
3	.075143	.4491349	28
Total	-.130771	.5124815	96

Between-Subjects Factors

		N
Method	1	30
	2	38
	3	28

Levene's Test of Equality of Error Variances[a]

Dependent Variable: Posttest

F	df1	df2	Sig.
.000	2	93	1.000

Tests the null hypothesis that the error variance c the dependent variable is equal across groups.

a. Design: +Method+Pretest

тестът не е значим ($p>0.05$), което показва, че не е нарушена предпоставката за хомогенност.

ковариатата (*Pretest*) и независимата променлива (*Method*) са статистически значими ($p=0.000<0.05$)

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: Posttest

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared	Noncent. Parameter	Observed Power[a]
Corrected Model	7.528[b]	3	2.509	13.250	.000	.302	39.749	1.000
Intercept	.001	1	.001	.003	.954	.000	.003	.050
Method	4.046	2	2.023	10.683	.000	.188	21.365	.988
Pretest	3.847	1	3.847	20.315	.000	.181	20.315	.994
Error	17.423	92	.189					
Total	26.592	96						
Corrected Total	24.951	95						

a. Computed using alpha = .05

b. R Squared = .302 (Adjusted R Squared = .279)

Estimated Marginal Means

Method

Estimates

Dependent Variable: Posttest

Method	Mean	Std. Error	95% Confidence Interval	
			Lower Bound	Upper Bound
1	-.099[a]	.081	-.260	.062
2	-.357[a]	.071	-.498	-.217
3	.143[a]	.084	-.023	.309

a. Covariates appearing in the model are evaluated at the following values: Pretest = -.221514.

това са средноаритметичните стойности *след* ковариационния анализ

Трета стъпка:

Pairwise Comparisons

Dependent Variable: Posttest

(I) Method	(J) Method	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.[a]	95% Confidence Interval for Difference[a]	
					Lower Bound	Upper Bound
1	2	.258	.108	.056	-.005	.522
	3	-.242	.119	.134	-.531	.048
2	1	-.258	.108	.056	-.522	.005
	3	-.500*	.109	.000	-.766	-.234
3	1	.242	.119	.134	-.048	.531
	2	.500*	.109	.000	.234	.766

Based on estimated marginal means

*. The mean difference is significant at the .05 level.

a. Adjustment for multiple comparisons: Bonferroni.

Univariate Tests

Dependent Variable: Posttest

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared	Noncent. Parameter	Observed Power[a]
Contrast	4.046	2	2.023	10.683	.000	.188	21.365	.988
Error	17.423	92	.189					

The F tests the effect of Method. This test is based on the linearly independent pairwise comparisons among the estimated marginal means.

a. Computed using alpha = .05

17.5.4 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

След изпълнението на първата стъпка на ковариационния анализ се анализират Таблица 1 и Таблица 2:

Първата таблица **Between-Subjects Factors** (Междугрупови фактори) дава обобщена информация за участниците в изследването за всяка от трите групи (клетки) на независимата променлива в колоната **N** (Брой), а в колоната **Value Label** (Стойност на етикета) – етикета за групата. В примера те са 30,38 и 28. Отношението на наблюденията между трите групи е $38/30 \approx 1.27$, $38/28 \approx 1.36$ и $30/28 \approx 1.07$, което е по-малко от 1.5 и може да се приеме, че трите групи са почти равни

Втората таблица **Tests of Between-Subjects Effects** (Тестове за междугрупови ефекти) дава информация за дисперсионния модел, който съдържа зададените от изследователя три члена: *Method*, *Pretest* и *Method*Pretest*. Проверката за статистическа значимост на взаимодействието, т. е. на *Method*Pretest* е единственият статистически тест, който се отчита на този етап, за да се направи проверка на предпоставката за паралелност на регресионните линии. За целта се анализира информацията на петия ред *Method*Pretest* като в колоните **df** (Степени на свобода), **F** (*F*-статистика) и **Sig.** (Значимост) са дадени съответно степените на свобода, стойността на *F*-статистиката и нейната статистическа значимост: *p*-стойността. Тъй като *F*-тестът не е статистически значим $p = 0.222 > 0.05$ ($F(2,90) = 1.53, p = 0.22$ (втората степен на свобода е за реда *Error* (Грешка) и е равна на 90) се прави изводът, че предпоставката за паралелност на регресионните линии е изпълнена и затова се минава към Стъпка 2, анализ на теста за разлика между корегираните средноаритметични стойности.

След изпълнението на втората стъпка на ковариационния анализ се анализират Таблици от 3 до 7**:**

Третата таблица **Between-Subjects Factors** (Междугрупови фактори) е идентична на първата таблица.

В четвъртата таблица **Descriptive Statistics** (Дескриптивни статистики) в колоната **Mean** (Средноаритметично) се съдържа информация за трите средноаритметични стойности преди ковариационния анализ; в колоната **Std. Deviation** (Стандартно отклонение) е дадено стандартното отклонение, а в последната колона **N** (Брой) е даден броят на наблюденията (извадката) за всяка от групите.

Петата таблица **Levene's Test of Equality of Error Variances** (Тест на Левин за равенство на грешката на дисперсията) дава информация за теста за хомогенност (равенство) на дисперсиите на зависимата променлива. В първата колона **F** (*F*-статистика) е дадена стойността на *F*-статистиката, в следващите две колони **df1** (Степени на свобода 1) и **df2** (Степени на свобода 2) са дадени степените на свобода за този тест, а в последната колона **Sig.** (Значимост) е дадена *p*-стойността на статистическия тест като е желателно тя да е *по-голяма* от 0.05. Ако тестът на Левин (Levene's test) не е статистически значим $(p > 0.05)$ означава, че не е нарушена тази предпоставка. Ако обаче тестът беше статистически значим $(p \le 0.05)$, тогава дисперсиите щяха да са статистически различни и това означава, че е нарушена предпоставката за равенство (хомогенност) на дисперсията. Тъй като размерите на извадката за всяка клетка са приблизително еднакви $(<1:1.5)$ както е в случая: $38/30 \approx 1.27$, $38/28 \approx 1.36$ и $30/28 \approx 1.07$, тогава изследователят може да е спокоен за неизпълнението на тази предпоставка.

Шестата таблица **Tests of Between-Subjects Effects** (Тестове за междугрупови ефекти) се интерпретира по същия начин както в дисперсионния анализ. В колоната **Type III Sum of Square** (Тип III сума на квадратите) е дадена информация за междугруповата сума от квадратите, която се изчислява като квадрат от разликата между главната средноаритметична стойност и средноаритметичната стойност за всяка група (клетка) умножена по теглови коефициент, съответстващ на обема на извадката за групата; **df** (Степени на свобода), **Mean Square** (Среден квадрат), който е раван на отношението на сумата на квадратите за фактора към броя на степените на свобода. В колоните **F** (*F*-статистика) и **Sig.** (Значимост) са дадени съответно стойността на *F*-статистиката и

нейната статистическа значимост, *p*-стойността. В колоната **Partial Eta Squared** (Частичен квадрат на *ета*) има информация за частичния квадрат на коефициента *ета*, който дава оценка на големината на ефекта върху зависимата променлива и е равен на частта от дисперсията, обоснована от въздействието на фактора (в пример това е *Method*).

В тази таблица са дадени резултатите от *F*-статистиката от теста за разлика между корегираните средноаритметични стойности и много прилича на втората таблица (Стъпка 1) като разликата е в това, че в тази липсва членът *Method*Pretest*.

От тази таблица става ясно дали групите са статистически значимо различни в термините на техните стойности на зависимата променлива *Posttest*. Това се вижда от реда за независимата променлива *Method* като се гледа колоната **Sig.** (Значимост). Тъй като за теста $p = 0.000 < 0.001$ ($F(2,92)=10.683$, $p<0.001$ (втората степен на свобода е за реда *Error* (Грешка) и е равна на 92) се отхвърля нулевата хипотеза H_0, че корегираните средноаритметични стойности са равни и се прави изводът, че поне в една двойка от тях има различие. Коефициентът *ета* се изчислява като се вземе корен квадратен от числото в последната колона **Partial Eta Squared** (Частичен квадрат на *ета*) и за примера е равен на $\eta = \sqrt{0.188} \approx 0.43$. Интерпретацията на *ета*, направена от Коен (Cohen, 1988) (виж Таблица 9.8) показва че за стойностите $0.37 \le \eta < 0.45$ се наблюдава *голяма или по-голяма от типичната* големина на ефекта.

От следващия ред *Pretest* следва, че ковариатата *Pretest* е статистически значима $p = 0.000 < 0.001$ ($F(1,92)=20.315$, $p<0.001$, $\eta = \sqrt{0.181} \approx 0.43$ (втората степен на свобода е за реда *Error* (Грешка) и е равна на 92). Това означава, че има статистически значима разлика между стойностите на зависимата променлива *Posttest* за трите групи на независимата променлива *Method*, докато ковариатата *Pretest* е статистически контролирана.

В седмата таблица **Estimates** (Оценки), която е в раздела **Estimated Marginal Means** (Оценени маргинални средноаритметични стойности), се съдържа информация за статистически корегираните средноаритметични стойности за зависимата променлива *Posttest* за всяко ниво на независимата променлива *Method*, която е дадена в колоната **Mean** (Средноаритметично). В следващата колона **Std. Error** (Стандартна грешка) е дадена информацията за стандартната грешка, а в колоните **Lower Bound** (Долна граница) и **Upper Bound** (Горна граница) е дадена информация за долната и горната граници на доверителния интервал, изчислен при 95% доверителна вероятност (95% Confidence Interval). Това е информацията след ковариационния анализ. Ако се сравнят средноаритметичните стойности с аналогичните от преди ковариационния анализ (втора таблица **Descriptive Statistics** (Дескриптивни статистики) става ясно, че те са доста различни, което се обяснява с факта, че ковариатата *Pretest* е статистически значима.

След изпълнението на третата стъпка на ковариационния анализ се анализира Таблица 8**:**

Тъй като от стъпка 2 се установи, че има статистически значимо различие между трите корегирани средноаритметични стойности в този случай трябва да се използва информацията от следващата осма таблица **Pairwise Comparisons** (Сравнения по двойки). Прилага се корекцията на Бонферони (Bonferroni), за да се направят сравненията по двойки, чиято корегирана стойност е дадена в колоната **Sig.**[a] и тя е статистически значим при $p \le 0.05$. В първите два реда е дадена информацията за разликата между *Метод1* и съответно *Метод2* (0.258) и *Метод3* (-0.242) които не са статистически значими: $p = 0.056 > 0.05$; $p = 0.134 > 0.05$. Аналогично в ред три и четири е дадена информацията за разликата между *Метод2* и съответно *Метод1* (която е същата от първи ред) и *Метод3*, която е статистически значима (M=-0.500, $p = 0.000 < 0.05$). В последните два реда е дадена информацията за разликата между *Метод3* и съответно *Метод1* (която е същата от втори ред) и *Метод2* (която е същата от четвърти ред).

От анализа е ясно, че: (1) *Метод2* на преподаване на дисциплината "Интеркултурна педагогика" има най-малка корегирана стойност за средноаритметичната стойност на *предразсъдъците към етноса*, които са негативни; (2) *Метод3* има най-висока стойност, която е положителна, (3) докато *Метод1* не може да бъде отнесен към нито един от тези два метода.

Последната девета таблица **Univariate Tests** (Едномерни тестове) е подобна на шеста таблица за независимата променлива *Method*: $F(2,92)=10.683$, $p<0.001$, $\eta = \sqrt{0.188} \approx 0.43$.

☐ В разгледания пример ковариатата *Pretest* е статистически значима $p < 0.001$, т.е тя има голямо влияние при сравняването на трите метода с дадените данни. Корегираните стойности за средноаритметичните за *предразсъдъците към етносите* за трите метода на преподаване на Интеркултурна педагогика в края на семестъра (*Posttest*) са съответно: -0.099; -0.357 и +0.143. Без използването на ковариатата *Pretest* тези стойности са съответно: -0.022; -0.368 и +0.075, които се отличават съществено. Ето защо използва-нето на еднофакторния дисперсионен анализ вместо ковариационния анализ ще даде погрешен резултат, защото само ковариационният модел открива различия, за които няма доказателства при използване на други модели (еднофакторен дисперсионен анализ).

☐ Ако обаче ковариатата *Pretest* не е статистически значима, т.е. $p > 0.05$, то в този случай се обезсмисля използването на ковариационният анализ и директно се използва еднофакторен дисперсионен анализ със зависима променлива *Posttest* и независима променлива *Method*.

17.5.5 ПРЕДСТАВЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Резултатите от ковариационния анализ се представят в раздел **Метод** и **Резултати** (виж Глава 2) по следния начин:

- В раздел **Метод**:

С цел да се сравнят крайните *предразсъдъци към етноси* чрез използване на различни методи в преподаването на дисциплината Интеркултурна педагогика като се прилага *предтест* като ковариата е проведен ковариационен анализ. С цел да се открие статистически значимо различие между трите метода на преподаване е използвана корекцията на Бонферони (Bonferroni) за сравнение по двойки.

- В раздел **Резултати**:

Тестът за проверка за паралелност на междугруповите регресионни линии не е статистически значим: $F(2,90)=1.53$, $p=0.22$. Тестът за равенство на корегираните средноаритметични стойности е статистически значим: $F(2,92)=10.68$, $p<0.001$, $\eta=0.43$.

Сравнението по двойки с корекцията на Бонферони (Bonferroni) при първоначално ниво за алфа $a=0.05$ показва, че корегираната средноаритметична стойност за *следтест* за *Метод3* на преподаване на Интеркултурна педагогика ($M_{adi}=0.14$, $SE=0.08$) е статистически значимо различно от *Метод2* ($M_{adi}=-0.36$, $SE=0.07$). *Метод1* ($M_{adi}=-0.10$, $SE=0.08$) обаче не са статистически различен от *Метод2* и *Метод3*.

Това показва, че *Метод3* на преподаване на дисциплината Интеркултурна педагогика дава най-голяма позитивна промяна в *предразсъдъците към етносите*.

Кутия 17.2 Ковариационен анализ за три групи на независимата променлива (Ganeva, 2013)

Резултати

При анализа на седемте психологически характеристики по *възраст* е бил използван ковариационен анализ (ANCOVA), защото има въпроси, отговорите на които зависят силно от пола на респондента. Това предполага че *полът* оказва влияние на изследваните психологически характеристики при техният анализ по *възраст*. Ковариационният анализ позволява да се анализира статистически разликата между трите изследвани възрастови групи (юноши, подрастващи и зрели), като контролира ковариатата *пол*. По този начин се увеличава точността на изследването по отношение на класическият статистически анализ за три групи (еднофакторен дисперсионен анализ). В случаите когато ковариата *пол* не е статистически значима се обезсмисля използването на ковариационният анализ и в този случай се използва еднофакторния дисперсионен анализ за независими извадки.

Резултатите от ковариационния анализ показват, че има статистически значимо въздействие на ковариатата *пол* върху независимата променлива *възрастова група* за следните пет скали: *независимост* $F(1,567)=4.41$, $p=0.04$, *eta*$=0.10$, *взаимозависимост* $F(1,567)=6.73$, $p=0.01$, *eta*$=0.11$, *ролеви преход* $F(1,567)=10.55$, $p=0.001$, *eta*$=0.13$, спазване на норми $F(1,567)=9.45$, $p=0.002$, *eta*$=0.13$, *биологичен преход* $F(1,567)=24.10$, $p<0.001$, *eta*$=0.20$. Резултатите от ковариационният анализ показват, че след като се контролира *полът* на респондентите няма статистически значимо различие между трите групи на независимата променлива *възрастова група* за петте скали.

За другите две скали няма статистически значимо въздействие на ковариатата *пол* върху независимата променлива *възрастова група*: *хронологичен преход* $F(1,567)=0.47$, $p=0.49$, *създаване на семейство* $F(1,567)=1.99$, $p=0.16$ и в този случай вместо ковариационният анализ е използван еднофакторни дисперсионни анализ за независими извадки. И в този случай резултатите показват, че няма статистически значимо различие между трите възрастови групи за двете скали.

17.6 ОБОБЩЕНИЕ

Ковариационният анализ съчетава регресионния и дисперсионния анализ в статистическа контролируемост на дисперсията, която се обяснява от ковариатата. При статистическия контрол междугруповата, вътрешногруповата и общата сума на квадратите се намалява като функция на връзката на ковариатата и зависимата променлива.

Когато ковариатата е статистически значима $(p \le 0.05)$ ковариационният анализ намалява дисперсията на грешката и така увеличава точността на проверката на нулевата хипотеза H_0. Ако обаче ковариатата не е статистически значима, т.е. $p > 0.05$, то в този случай се обезсмисля използването на ковариационният анализ (ANCOVA) и директно да се използва дисперсионен анализ (ANOVA).

Много изследователи използват ковариационния анализ и за корегиране на съществуващи от преди провеждането на изследването различия между групи.

Преговор: ***Ключови думи и термини*** по азбучен ред, *виж*: Тълковния речник

алтернативна хипотеза H_1	ефект на взаимодействие	*постхок* тест
анормални наблюдения	зависима променлива	размер на извадка
главен ефект	извадка	регресионен анализ
големина на ефекта	изследователски въпроси	сила на тест
грешка от първи род α	качествени променливи	статистическа значимост
дескриптивна статистика	ковариата	степени на свобода
дизайн на изследване	ковариационен анализ	тест на Левин
дисперсионен анализ	корекция на Бонферони	устойчивост на теста
дисперсия	корекция на Сидак	фактор
доверителен интервал	независима променлива	хомогенност на дисперсиите
доверителна вероятност	нормално разпределение	числова променлива
ета η коефициент	нулева хипотеза H_0	

17.7 УПРАЖНЕНИЯ

I. Изследовател се интересува дали "има статистически значимо различие в *степента на изпитвана самота* (Russell, 1996) между *пълнолетните* и *непълнолетните*" като желае да премахне влиянието на *пола*.

Получени са слените резултати:

Първа стъпка:

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: Loneliness

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	69.168[a]	3	23.056	.573	.634
Intercept	5373.613	1	5373.613	133.581	.000
age_group	.736	1	.736	.018	.893
sex	14.871	1	14.871	.370	.545
age_group * sex	9.404	1	9.404	.234	.630
Error	3861.822	96	40.227		
Total	56785.000	100			
Corrected Total	3930.990	99			

a. R Squared = .018 (Adjusted R Squared = -.013)

Втора стъпка:

Descriptive Statistics

Dependent Variable: Loneliness

age_group	Mean	Std. Deviation	N
less 18 years old	22.3889	5.50614	54
18 and more years old	23.6957	7.12077	46
Total	22.9900	6.30135	100

Levene's Test of Equality of Error Variances

Dependent Variable: Loneliness

F	df1	df2	Sig.
6.559	1	98	.012

Tests the null hypothesis that the error variance c the dependent variable is equal across groups.

a. Design: +age_group+sex

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: Loneliness

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared	Noncent. Parameter	Observed Power[a]
Corrected Model	59.764[b]	2	29.882	.749	.476	.015	1.497	.174
Intercept	5491.019	1	5491.019	137.587	.000	.587	137.587	1.000
age_group	46.011	1	46.011	1.153	.286	.012	1.153	.186
sex	17.347	1	17.347	.435	.511	.004	.435	.100
Error	3871.226	97	39.910					
Total	56785.000	100						
Corrected Total	3930.990	99						

a. Computed using alpha = .05

b. R Squared = .015 (Adjusted R Squared = -.005)

Age Group

Dependent Variable: Loneliness

Age Group	Mean	Std. Error	95% Confidence Interval	
			Lower Bound	Upper Bound
less 18 years old	22.362[a]	.861	20.654	24.071
18 and more years old	23.727[a]	.933	21.876	25.578

a. Covariates appearing in the model are evaluated at the following values: sex = 1.55.

1. Кои са: **(а)** зависимата променлива; **(б)** независимата променлива; **(в)** ковариатата?
2. Изпълнена ли е предпоставката за паралелност на регресионните линии?
3. Тестът за хомогенност на дисперсиите на зависимата променлива: **(а)** статистически значим ли е? **(б)** какво следва от това?
4. Има ли статистически значим ефект на ковариатата върху независимата променлива?
5. Как се интерпретира полученият резултат?
6. Ковариационният анализ е бил използван с цел:
   (а) увеличаване на точността на изследването,
   (б) корегиране на съществуващите различия преди изследването.

18 Непараметрични методи за номинални данни

18.1	Въведение	453
18.2	Анализ на една променлива: хи-квадрат χ^2 тест за съгласуваност	454
18.3	Анализ на две променливи: хи-квадрат χ^2 тест за независимост. Фи (Phi) на Пирсън. *V* на Крамер (Cramer's *V*)	458
18.4	Коефициент за съгласуваност или за надеждност на номинални данни: Капа на Коен (Cohen's Kappa)	465
18.5	Обобщение	469
18.6	Упражнения	469

18.1 Въведение

Хората обичат да групират нещата в категории. Практически във всяко изследване се използват наблюдения обединени в категории като например: *пол* (момчета/момичета), *етноси* (българи/турци/роми), *възрастова група* (непълнолетни/пълнолетни), *семейно положение* (женен/неженен) и т. н. Във всички случаи, когато данните се групират в категории те се броят – колко наблюдения попадат в определена категория. Категориите обикновено се описват с **(а)** номинална (категорийна) променлива, например *пол* и **(б)** ординална (рангова) променлива, например *възрастова група* като и в двата случая се използва непараметрична статистика. Номиналните променливи дават само броя или честотата на наблюденията за дадена категория. При тези променливи данните се свеждат до сортирано крайно количество взаимно изключващи се категории. Статистическият анализ за номинални данни понякога се нарича анализ на категорийни данни (Agresti, 2013).

Досега в учебника са разгледани номиналните променливи като независими, за да се анализират зависимите променливи, които са интервални или пропорционални. На практика обаче много често в процеса на изследване се налага да се анализират връзките между номиналните променливи. В тази и следващата глава са разгледани непараметричните методи за номинални променливи, а в Глава 20 – за ординални променливи, които се използват също и за интервални и пропорционални променливи, когато предпоставката за нормално разпределение не е изпълнена.

Има множество непараметрични статистически методи, които анализират и обясняват номиналните данни и всяка променлива, която се състои от брой. Първият

метод, който се използва най-често е хи-квадрат χ^2 тестът за съгласуваност (Chi-square χ^2 test for goodness of fit) или хи-квадрат χ^2 тест за една извадка (Chi-square one-sample test). Той се прилага, за да се установи дали една променлива се съгласува с теоретично разпределение. Вторият метод е хи-квадрат χ^2 тест за независимост (Chi-square χ^2 test of independence) или хи-квадрат χ^2 тест за асоциация (Chi-square test of association), който се използва, за да се установи дали две променливи са свързани по между си. Когато се анализират три и повече номинални променливи се прилага логлинейният анализ (Log-linear analysis), който е разгледан в следващата Глава 19.

При хи-квадрат χ^2 теста се определя дали честотата за наблюдаваните групи статистически значимо се отличава от очакваната честота като за целта се използва хи-квадрат χ^2 статистика. В случаите, когато се анализират две променливи се прилага анализ на кръстосани таблици. Кръстосана таблица (contingency table) или т. нар. кростабулация (crosstabulation) представлява съвместното честотно разпределение на две променливи Редовете на таблицата дават стойностите на първата променлива, а колоните – на втората.

identity * sex Crosstabulation

Count

		sex		
		Male	Female	Total
identity	European	8	7	15
	Bulgarian	73	60	133
Total		81	67	148

В горния пример са разгледани две номинални променливи: *идентичност* (identity), която има две категории: европеец (European) и българин (Bulgarian) и *пол* (sex), която също има две категории: мъж (Male) и жена (Female). Във всяка клетка на таблицата (пресичането на реда с линия) е дадена честотата на съвместната поява на значенията на двете променливи. Например съвместната честота на *мъж* с *европейска идентичност* е 8. Сумата на честотата по ред *или* по колона се нарича маргинална (крайна) честота. Маргиналната честота за променливата *пол* (sex) е 81 мъже (Male) и 67 жени (Female). Кръстосаната таблица се конструира за дискретни и за непрекъснати променливи ако преди това те се групират в дискретни. Обикновено кръстосаните таблици се използват за номинални и ординални данни.

В общия случай за конструиране на кръстосана таблица за две номинални променливи нека едната има r възможни категории за отговор, а другата има c възможни отговори. В този случай има $r \times c$ комбинации от възможни отговори за двете променливи като кръстосаната таблица има r реда и c колони и се състои от $r \times c$ полета, които се наричат *клетки* всяка от които съдържа броя на получените наблюдения или наблюдаваната честота.

При анализ на кръстосаните таблици (кростабулацията) обикновено се използва хи-квадрат (χ^2) статистика, която сравнява **наблюдаваната (фактическа) честота** с **очакваната честота**, която се очаква ако данните са "случайно разпределени", т. е. ако няма асоциация между двете променливи.

Кръстосана таблица или **кростабулация** е таблица на статистическата структура на изучаваната извадка. Във всяко клетка на таблицата се съдържа наблюдаваната честота на определено събитие за изследваната извадка.

18.2 АНАЛИЗ НА ЕДНА ПРОМЕНЛИВА: ХИ-КВАДРАТ χ^2 ТЕСТ ЗА СЪГЛАСУВАНОСТ

Хи-квадрат χ^2 тестът за съгласуваност или хи-квадрат χ^2 тестът за една извадка $1 \times c$ се използва за сравнение на пропорцията на наблюденията за една извадка с хипотетичните (теоретичните) стойности или с пропорциите, получени от предишни изследвания на пропорциите на изследваната генерална съвкупност. За теста са необходими данни само за една променлива и данни за специфичната пропорция, с

която ще се сравнява наблюдаваната пропорция. Например тестът може да се използва за проверка, че няма различия в пропорцията за всяка категория (например: $50\%/50\%$).

Хи-квадрат χ^2 тестът е непараметричен и за него *няма* алтернативен параметричен тест.

18.2.1 ПРЕДПОСТАВКИ ЗА ХИ-КВАДРАТ ТЕСТ ЗА СЪГЛАСУВАНОСТ

За да се проведе хи-квадрат χ^2 тестът за съгласуваност трябва да има:

1. **Независимост на извадката** или всяко наблюдение да е събрано независимо от другите наблюдения
2. Успешното прилагане на теста зависи както от размера на извадката така и от броя на клетките. Най-често се прилага емпиричното правило (Cochran, 1954), че апроксимацията е адекватна ако очакваната честота:
   (а) за всяка клетка не е по-малка от 1 и
   (б) е по-малка от 5 за не повече от 20% от клетките.

18.2.2 СТАТИСТИЧЕСКИ ХИПОТЕЗИ ЗА ХИ-КВАДРАТ χ^2 ТЕСТ ЗА СЪГЛАСУВАНОСТ

Научните хипотези, които се проверяват с Хи-квадрат χ^2 теста за съгласуваност са следните:

H_0: Генералната съвкупност, от която е получена представителната извадка, има хипотетичното разпределение.
H_1: Генералната съвкупност *няма* хипотетичното разпределение.

За да се проверят тези хипотези се използва хи-квадрат χ^2 статистика. Чрез нея се сравняват наблюдаваните честоти с очакваните честоти ако хипотетичният модел от нулевата хипотеза H_0 е верен. Малките p-стойности предполагат отхвърляне на нулевата хипотеза H_0 и водят до заключението, че данните нямат предполагаемото теоретично разпределение.

Степените на свобода за $1\times c$ хи-квадрат χ^2 са равни на броя на категориите минус 1 или $c-1$. При хи-квадрат χ^2 разпределението степените на свобода *не* се определят от размера на извадката.

ГОЛЕМИНА НА ЕФЕКТА

Големината на ефекта при хи-квадрат χ^2 теста за съгласуваност не се изчислява.

18.2.3 ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДА *CHI-SQUARE (ХИ-КВАДРАТ)*

С цел да се илюстрира и интерпретира хи-квадрат χ^2 тестът за съгласуваност е разгледана една променлива и едно хипотетично разпределение:

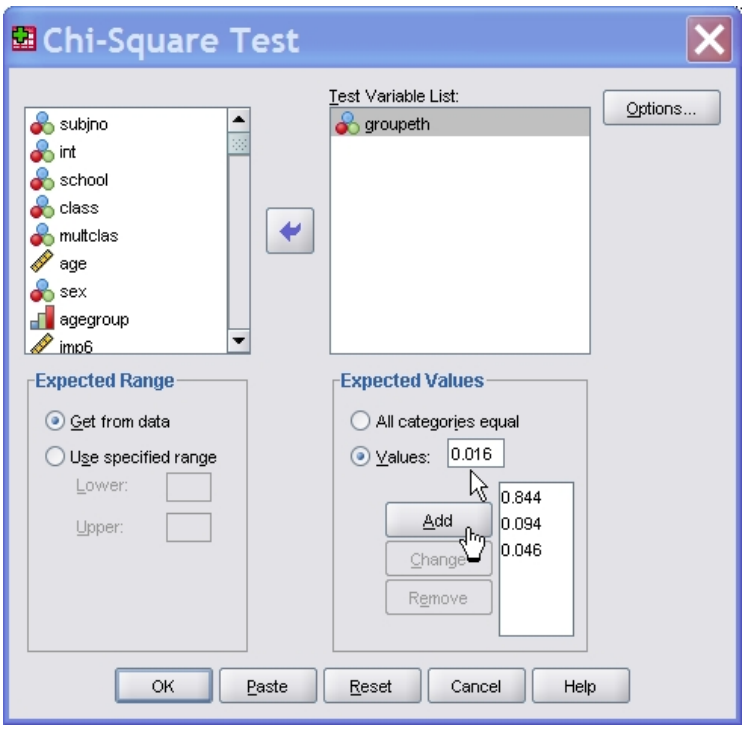
1. *Етническа принадлежност*, която е номинална (виж Глава 1, Раздел 1.6.1) и приема следните четири стойности: 1 – българин, 2 – турчин, 3 – ром и 4 – друг етнос. В матрицата на изследването променливата е *groupeth*.
2. Съгласно Националния статистически институт разпределението по етноси в България през 2002 г. е: българи – 84.4%, турци – 9.4%, роми – 4.6% и други етноси – 1.6%. Това е хипотетичното разпределение за етносите в България: $84.4:9.4:4.6:1.6$.

Извадката за разгледания пример е $N=192$. В нея българите са 162, турците са 18, ромите са 8, а другите етноси – 4.

С помощта на хи-квадрат χ^2 теста за съгласуваност се проверява дали генералната съвкупност, от която е получена изследваната извадка има хипотетичното разпределение ($84.4:9.4:4.6:1.6$) за етносите в България (виж Ганева, 2009, стр.119).

Процедурата за изчисляване на хи-квадрат χ^2 теста за съгласуваност с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- Избира се **Analyze ⇒ Non-parametric Tests ⇒ Chi-Square** (Анализ ⇒ Непараметрични методи ⇒ Хи-квадрат) (Фигура 3.21) и се получава диалогова кутия от Фигура 18.1.
- Премества се номиналната променлива *groupeth* в кутията *Test Variable List* (Списък на променливите за тестване) с помощта на стрелката в диалоговата кутия.
- Селектира се балонът **Values** (Стойности) от диалоговата кутия *Expected Values* (Очаквани стойности). В малкия прозорец се написва първо очакваната честота за първата стойност (1–българин) 0.844 (това е 84.4% очаквана честота за българите).
- Кликва се на бутона **Add** (Добави) (виж ръчичката) и тази стойност се премества в прозореца в дясно.



Фигура 18.1 Диалогова кутия на командата *Chi-Square* (Хи-квадрат тест)

- Аналогично се въвеждат и останалите очаквани стойности за другите три етноса: 0.094 0.046 и 0.016.

  Ако всички очаквани стойности са еднакви тогава вместо балона **Values** (Стойности) от диалоговата кутия *Expected Values* (Очаквани стойности) трябва да се избере другият балон **All categories equal** (Всички категории са равни) и в този случай няма да се налага да се въвеждат никакви стойности. Ако се кликне на бутона **Options** (Опции), който е в горния десен ъгъл на диалоговата кутия, се появява нова диалогова кутия, в която се задава как да се работи при липсващи данни (виж Глава 9, Раздел 9.9) и дескриптивна статистика (средноаритметична стойност, дисперсия, минимални и максимални стойности и т. н). В примера тези параметри са оставени както са зададени по подразбиране.
- В диалоговата кутия в ляво *Expected Range* (Очакван диапазон) по подразбиране е селектиран балонът **Get from data** (Взет от данните), което означава, че се анализират всички категории (т. е. четири етнически групи) на номиналната променлива.

  Ако е необходимо да се анализират само някои от тях се избира другият балон **Use specified range** (Използвай специфичен диапазон) и се въвежда минималната и максималната стойност на обсега на променливата. Например ако се въведат числата **1** и **3** тогава няма да се анализира категорията **4** на променливата *groupeth* (4 – друг етнос).
- Кликва се на бутона **OK**, който е долу в ляво на диалоговата кутия и се получава следният резултат от изпълнението на командата.

18.2.4 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
NPAR TESTS
   /CHISQUARE=groupeth
   /EXPECTED=0.844 0.094 0.046 0.016
   /MISSING ANALYSIS.
```

18.2.5 ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

NPar Tests

Chi-Square Test

Frequencies

groupeth

	Observed N	Expected N	Residual
bulgarian	162	162.0	.0
turks	18	18.0	.0
roma	8	8.8	-.8
others	4	3.1	.9
Total	192		

Test Statistics

	groupeth
Chi-Square	.359[a]
df	3
Asymp. Sig.	.949

a. 1 cells (25.0%) have expected frequencies less than 5. The minimum expected cell frequency is 3.1.

тестът *не* е статистически значим ($p>0.05$)

18.2.6 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Изходните таблици са лесни за интерпретиране и разбиране. Първата таблицата, която носи името на изследваната променлива **groupeth** (етническа принадлежност) дава в първата колона списъка от категории на изследваната променлива като използва етикетите на стойностите. В следващата колона **Observed N** (Наблюдаван брой) се съдържа информация за наблюдаваната честота за всяка от четирите групи. В колана **Expected N** (Очакван брой) е дадена очакваната честота, а в последната колона **Residual** (Остатък) е разликата между наблюдаваната и очакваната честота за всяка от категориите.

Втората таблица **Test Statistics** (Статистика на теста) съдържа резултатите от хи-квадрат χ^2 теста за съгласуваност: стойността на хи-квадрат χ^2 е 0.359, степените на свобода (**df**) са 3, а асимптотичната или приблизителната значимост (**Asymp. Sig.**) е 0.949. Това означава, че наблюдаваното разпределение (отношение между четирите етнически групи) добре следва очаквания теоретичен модел (получен от Националния статистически институт) и не може да се отхвърли нулевата хипотеза H_0. Резултатът се записва по следния начин: $\chi^2(3,192) = 0.36$, $p = 0.95$, където 3 е степента на свобода, а 192 – размера на извадката. Ако p-стойността за този тест е статистически значима ($p \le 0.05$) означава, че има доказателства, че наблюдаваните данни не са съгласувани с теоретичното разпределение.

18.2.7 ПРЕДСТАВЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Резултатите от *хи-квадрат χ^2 теста за съгласуваност* се представят в раздел **Метод** и **Резултати** (виж Глава 2). За примера те звучат по следния начин:

1. В раздел **Метод**:

С цел да се провери нулевата хипотеза H_0, че честотното разпределение за генералната съвкупност от българи, турци, роми и други етнически групи са с отношение: $84.4:9.4:4.6:1.6$. е проведен Хи-квадрат χ^2 тест за съгласуваност.

2. В раздел **Резултати**:

Резултатът от хи-квадрат χ^2 теста за съгласуваност не е статистически значим $\chi^2(3,192) = 0.36$, $p = 0.95$, което показва, че няма причини да се отхвърли тезата, че анализираната извадка за българска нация се отличава от теоретичната извадка, конструирана съгласно Националния статистически институт.

18.3 АНАЛИЗ НА ДВЕ ПРОМЕНЛИВИ: ХИ-КВАДРАТ χ^2 ТЕСТ ЗА НЕЗАВИСИМОСТ. *ФИ* (PHI) НА ПИРСЪН. *V* НА КРАМЕР (CRAMER'S *V*)

В този раздел е разгледано **(а)** как се съставят кръстосани таблици за две променливи, които имат по няколко нива, **(б)** как с помощта на хи-квадрат χ^2 статистика се взема решение дали връзката между две номинални променливи е статистически значима и **(в)** как се оценява силата на връзката, т. е. големината на ефекта с помощта на коефициентите *фи* (phi) и *V на Крамер* (Cramer's *V*).

С помощта на χ^2 се определя дали има статистически значима връзка между две променливи, но ако се окаже, че има такава не е възможно да се установи каква е силата ѝ. Това се обяснява от факта, че стойността на хи-квадрат χ^2 зависи от броя на променливите в кръстосаната таблица и от обема на изследваната извадка. По тази причина Пирсън е предложил коефициентът *фи* (phi), който се получава като се вземе корен квадратен от стойността на хи-квадрат χ^2 и получената стойност се раздели на обема на извадката. Целта на новия коефициент *фи* (phi) е да се получи нагледна интерпретация на връзката между две променливи. Коефициентът е в диапазона между 0 и 1, равен е на 0, когато двете променливи са независими и е равен на 1, когато двете променливи са напълно свързани по между си. Тази цел обаче не е постигната напълно, защото ако една от двете променливи има повече от две нива значението на коефициента *фи* (phi) може да приема стойности по-големи от 1. Този недостатък на коефициента *фи* (phi) на Пирсън е коригиран от Крамер. Той въвежда нов коефициент *V*, който е винаги между 0 и 1 и служи за характеристика за силата на връзката между двете променливи. В примера е показано как с помощта на χ^2 статистика се определя дали има статистически значима връзка между две променливи, а с помощта на коефициента *V* се намира каква е силата на тази връзка.

СЪВЕТИ И ПРЕДУПРЕЖДЕНИЯ ПРИ РАБОТА С КРЪСТОСАНИ ТАБЛИЦИ

1. **По-добре е да се използва бройка (честота), а не проценти (%).**

national_degree * country Crosstabulation

% within country

		country			
		Italy	Ukraine	Bulgaria	Total
national_degree	not at all	1.8%	15.1%	1.9%	5.7%
	little bit	20.0%	28.3%	5.6%	18.1%
	very	75.5%	49.7%	90.7%	72.5%
	don't know	2.7%	6.9%	1.9%	3.7%
Total		100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

national_degree * country Crosstabulation

Count

		country			
		Italy	Ukraine	Bulgaria	Total
national_degree	not at all	4	24	3	31
	little bit	44	45	9	98
	very	166	79	147	392
	don't know	6	11	3	20
Total		220	159	162	541

Забележка: Италия (Italy), Украйна (Ukraine), България (Bulgaria); въобще не (not at all), малко (a little bit), много (very), не знам (don't know) (виж Ганева, 2009, стр. 179).

Понякога младите изследователи се изкушават да използват **проценти** в кръстосаната таблицата (виж първата таблица) и след това да прилагат хи-квадрат χ^2 теста като ги използват вместо изходната информация за наблюдаваните честоти (виж втората таблица). Грешка е да се прави статистически тест върху проценти. Таблица с проценти може да се използва само при дескриптивната статистика, но не, когато се провежда статистически тест с данните.

2. **Няма едностранен тест.** Алтернативната хипотеза H_1, която е формулирана малко по-надолу не предполага конкретна посока. Ето защо не съществува едностранен или двустранен вариант на хи-квадрат χ^2 теста. Чрез него се прави проверка дали наблюдаваната честота и очакваната честота са съгласувани по между си без да се интересува дали конкретните наблюдавани честоти са под или над съответстващите им очаквани честоти.
3. **Всеки респондент се брои само един път**. Това означава, че ако има n наблюдения (матрицата на изследването е с n реда) сумата на наблюденията в кръстосаната таблица също трябва да е n. Този проблем възниква, когато в някой от въпросите към респондента е допустимо да се изберат много отговори, а не само един отговор.
4. **Обяснение защо има статистически значимо различие**. За разлика от повечето статистически тестове намирането на статистически значимо различие при анализа на кръстосаната таблица не обяснява защо тези резултати са статистически значими. Ето защо е важно изследователят да анализира наблюдаваните и очакваните честоти и да намери обяснение на получените резултати в аспект кои от различията между наблюдаваните и очакваните честоти са най-очевидни.

18.3.1 ПРЕДПОСТАВКИ ЗА ИЗПОЛЗВАНЕ НА ХИ-КВАДРАТ χ^2 ТЕСТА ЗА НЕЗАВИСИМОСТ, *ФИ* (PHI) И *V* НА КРАМЕР

За да се проведе хи-квадрат χ^2 тестът за независимост и да се изчислят коефициентите *фи* (phi) и *V на Крамер* (Cramer's V) е необходимо да са изпълнени следните предпоставки и условия:

1. **Независимост на извадката** или всяко наблюдение да е събрано независимо от другите наблюдения.
2. Данните се третират като **номинални** независимо дали са **ординални**.
3. Ако **очакваната честота** за хи-квадрат χ^2 теста е по-малка от 5 тестът за статистическа значимост е прекалено либерален. Ето защо поне 80% от очакваните честоти трябва да са по-големи от 5. Ако кръстосаната таблица е с размерност 2×2 (две променливи с по две категории) всички 4 клетки трябва да имат очаквана честота по-голяма от 5. Ако това условие не е изпълнено трябва да се използва *точният тест на Фишер* (Fisher's exact test).

18.3.2 СТАТИСТИЧЕСКИ ХИПОТЕЗИ

Статистическите хипотези, които се проверяват с хи-квадрат χ^2 теста за независимост са следните:

H_0: *Няма* връзка/асоциация между двете променливи.
H_1: *Има* връзка/асоциация между двете променливи.

Хипотезите се проверяват с хи-квадрат χ^2 статистика. Малките p-стойности предполагат отхвърляне на нулевата хипотеза H_0 и водят до заключението, че има връзка/асоциация между двете променливи.

ГОЛЕМИНА НА ЕФЕКТА

Големината на ефекта при хи-квадрат χ^2 теста за независимост се изчислява като се използват коефициентът *фи* (phi), когато кръстосаната таблица е с размерност 2×2 (две променливи с по две категории) и коефициентът *V на Крамер* (Cramer's V) при размерност на таблиците по-голяма от 2.

18.3.3 ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДА *CROSSTABS (КРОСТАБУЛАЦИЯ)*

С цел да се илюстрира и интерпретира хи-квадрат χ^2 теста за независимост се разглеждат следните две променливи:

1. Променливата *ниво на национална идентичност* (Barrett, 2007), която се състои от 1 въпрос и е номинална (виж Глава 1, Раздел 1.6.1) Тя приема четири стойности: 1 – въобще не (not at all), 2 – малко (a little bit), 3 – много (very), 4 – не знам (don't know). В матрицата на изследването тя е обозначена като *national_degree*.
2. Променливата *държава*, която приема три стойности: 1 – Италия (Italy), 2 – Украйна (Ukraine), 3 – България (Bulgaria) и е номинална (виж Глава 1, Раздел 1.6.1). В матрицата на изследването тя е обозначена като *country*.

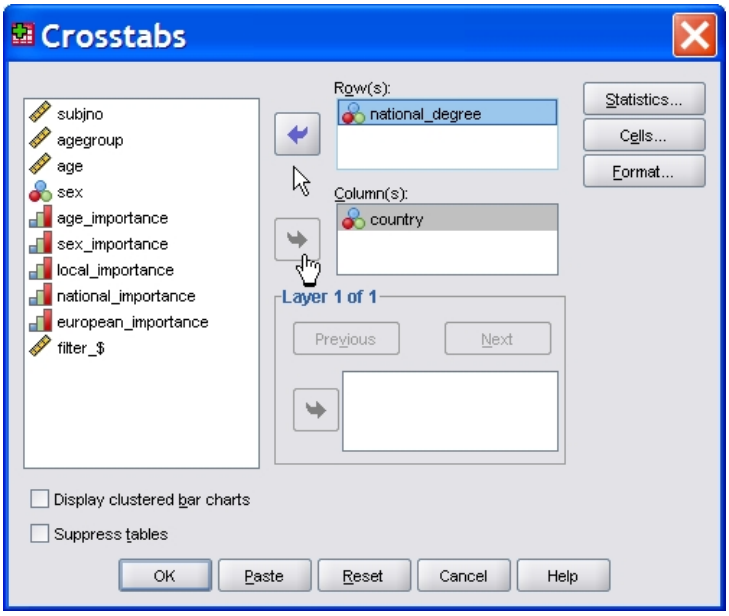
Извадката за разглеждания пример е $N = 541$, от които българите са 162, италианците са 220, а украинците – 159.

Изследователският въпрос е: "Има ли статистически значимо различие в *нивото на национална идентичност* между българи, италианци и украинци? Ако да то каква е силата на различието?"

Научната (експерименталната) хипотеза H_1 е: "Има различие между *нивото на национална идентичност* между българи, италианци и украинци."

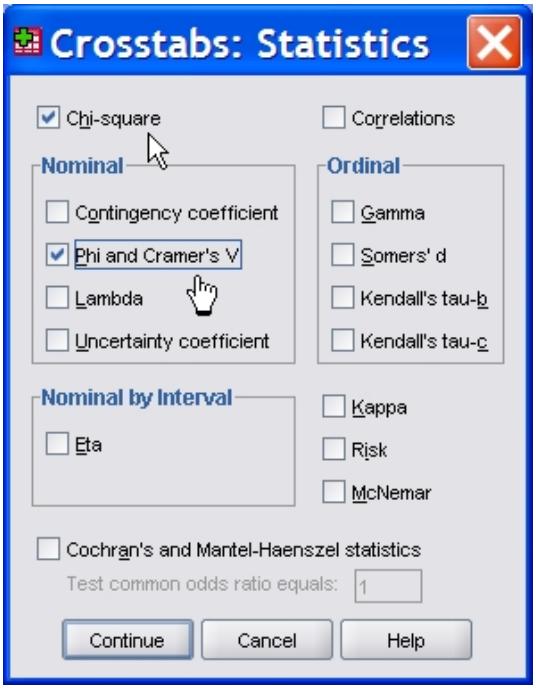
Процедурата за провеждане на хи-квадрат χ^2 тест за независимост с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- Избира се **Analyze** ⇒ **Descriptive Statistics** ⇒ **Crosstabs** (Анализ ⇒ Дескриптивни статистики ⇒ Кростабулация) (Фигура 3.21) и се получава диалоговата кутия от Фигура 18.2.

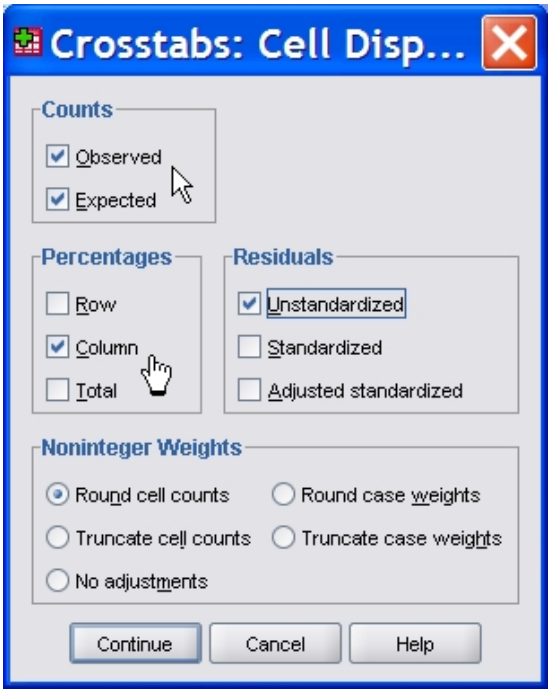


Фигура 18.2 Диалогова кутия на командата *Crosstabs* (Кростабулация)

- Кликва се на променливата *national_degree* и се премества с горната стрелка (виж курсора) в кутията **Row(s)** (Редици).
- Кликва се на променливата *country* и се премества със стрелката в центъра на екрана (виж ръчичката) в кутията **Column(s)** (Колони).
- Кликва се на бутона **Statistics** (Статистики), който се намира горе в дясно на диалоговата кутия и се отваря диалоговата кутия от Фигура 18.3.
- Селектира се **Chi-square** (Хи-квадрат), който се намира горе в ляво (виж курсора).
- В раздела *Nominal* (Номинална) се селектира **Phi and Cramer's V** (*фи и V на Крамер)* (виж ръчичката).
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 18.2.
- Кликва се на бутона **Cells** (Клетки) и се отваря диалоговата кутия от Фигура 18.4.
- В раздела *Counts* (Бройка) се селектират **Observed** (Наблюдавана) и **Expected** (Очаквана) (виж курсора).
- В раздела *Percentages* (Проценти) се селектира **Column** (Колона) (виж ръчичката).
- В раздела *Residuals* (Остатъчни членове) се селектира **Unstandardized** (Нестандартизирани).



Фигура 18.3 Диалогова кутия *Statistics* (Статистики) на командата *Crosstabs* (Кростабулация)



Фигура 18.4 Диалогова кутия *Cells* (Клетки) на командата *Crosstabs* (Кростабулация)

- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 18.2.
- Кликва се на бутона **OK** на Фигура 18.2 и се получава следният резултат от изпълнението на командата.

18.3.4 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
CROSSTABS
   /TABLES=national_degree BY country
   /FORMAT=AVALUE TABLES
   /STATISTICS=CHISQ CC PHI
   /CELLS=COUNT EXPECTED COLUMN RESID
   /COUNT ROUND CELL.
```

18.3.5 Изходни таблици от статистическия анализ

Crosstabs

Case Processing Summary

	Cases					
	Valid		Missing		Total	
	N	Percent	N	Percent	N	Percent
national_degree * country	541	100.0%	0	.0%	541	100.0%

наблюдавана честота

маргинална сума *по ред*

national_degree * country Crosstabulation

			country			
			Italy	Ukraine	Bulgaria	Total
national_degree	not at all	Count	4	24	3	31
		Expected Count	12.6	9.1	9.3	31.0
		% within country	1.8%	15.1%	1.9%	5.7%
		Residual	-8.6	14.9	-6.3	
	little bit	Count	44	45	9	98
		Expected Count	39.9	28.8	29.3	98.0
		% within country	20.0%	28.3%	5.6%	18.1%
		Residual	4.1	16.2	-20.3	
	very	Count	166	79	147	392
		Expected Count	159.4	115.2	117.4	392.0
		% within country	75.5%	49.7%	90.7%	72.5%
		Residual	6.6	-36.2	29.6	
	don't know	Count	6	11	3	20
		Expected Count	8.1	5.9	6.0	20.0
		% within country	2.7%	6.9%	1.9%	3.7%
		Residual	-2.1	5.1	-3.0	
Total		Count	220	159	162	541
		Expected Count	220.0	159.0	162.0	541.0
		% within country	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

очаквана честота

разликата между двете честоти

маргинална сума *по колона*

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	83.746[a]	6	.000
Likelihood Ratio	84.105	6	.000
Linear-by-Linear Association	2.519	1	.113
N of Valid Cases	541		

a. 0 cells (.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 5.88.

това са стойностите, които се анализират

това потвърждава изискването към данните да имат не повече от 20% клетки (полета) със стойности под 5

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.393	.000
	Cramer's V	.278	.000
	Contingency Coefficient	.366	.000
N of Valid Cases		541	

използва се само за 2x2 таблици

18.3.6 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Първата таблица **Case Processing Summary** (Обобщение на обработените наблюдения) дава обобщена информация за извадката. Колоната **Valid** (Валидни) съдържа информация за валидните наблюдения в брой (**N**) и в процент (**Percent**), колоната **Missing** (Липсващи) съдържа информация за липсващите данни, а в последната колона **Total** (Общо) е дадена сумарната информация. В примера са включени $N = 541$ изследвани лица, Missing: $N = 0$, което означава, че нямаме липсващи данни.

Втората таблица **Crosstabulation** (Кръстосана таблица) има етикетите на нивата на двете променливи, които се изследват: в първата колона ***national_degree*** (ниво на национална идентичност), а във втората колона – ***country*** (държава). В кръстосаната таблица в редовете с надпис **Count** (Брой) се съдържа наблюдаваната честота в брой, на следващите редове **Expected Count** (Очакван брой) е дадена информацията за очакваната честота в брой, която е изчислена на базата на изпълнението на предпоставката, че няма връзка/ асоциация между двете променливи, а в редовете и колоните с надпис **Total** (Общо) е дадена съответната сума по ред или колона, която се нарича **маргинална сума** (marginal). За всяка клетка от кръстосаната таблица е даден и процентът на маргинална сума по колона за честотата в брой. Например от първия ред на таблицата *Count* (Брой) се вижда, че има **24** украинци (Ukraine), за които нивото на национална идентичност *съвсем не е важно* (not at all) като това са 15.1% от всички 159 украинци. На втория ред *Expected Count* (Очакван брой) е дадена очакваната честота за същата клетка 9.1. Това означава че има $24 - 9.1 = 14.9$ украинци в повече, които са отговорили, че националната идентичност *съвсем не е важна* за тях от колкото би се очаквало ако те са отговаряли по случаен начин. С помощта на хи-квадрат χ^2 теста за независимост може да се отговори на въпроса дали различията между наблюдаваната честота (24) и очакваната честота (9.1) са достатъчно големи, за да се приеме, че те не са случайни и следователно да се направи изводът, че има връзка/асоциация между двете променливи.

Следващата таблица **Chi-Square Tests** (Хи-квадрат тестове) дава статистическите резултати от анализа на данните. Първо се проверява дали не е нарушена една от предпоставките за хи-квадрат χ^2 теста относно минимално очакваната честота (бройка) за всяка клетка, която трябва да е 5 или повече. Тази информация е дадена като забележка под таблицата. От нея се вижда че *"0 клетки (0.0%) имат очаквано ниво по-малко от 5"*, което означава, че не е нарушена предпоставката и че за всички 12 клетки на кръстосаната таблица (тя е с размерност 4×3) очакваната честота е по-голяма от 5 (в примера тя е по-голяма от 5.88). Сега вече може да се премине към разчитане на информацията от таблицата. В колоните **Value** (Стойност), **df** (Степени на свобода) **Asymp. Sig. (2-sided)** (Асимптотична значимост (двустранна)) са дадени стойностите за съответния статистически тест, степените на свобода и p-нивото на значимост, т. е. вероятността връзката между двете променливи да е случайна. Колкото е по-малка p-стойността, толкова е по-висока статистическата значимост (достоверността) на връзката между двете променливи. В първия ред *Pearson Chi-Square* (хи-квадрат χ^2 на Пирсън) е дадена най-важната информация. Ако обаче кръстосаната таблица е с размерност 2×2 или при неголеми извадки (40-50 изследвани лица) под този ред ще има допълнителен ред *Continuity Correction* (Корекция за непрекъснатост), който е необходимо да се анализира. Този ред съдържа корекцията на Йет за непрекъснатост (Yate's correction for continuity), която компенсира стойността на хи-квадрат χ^2 теста за 2×2 таблици. Освен това при малки извадки в тази таблица има още един ред *Fisher's exact test* (Точен тест на

Фишер), който е подходящ да се интерпретира ако кръстосаната таблица е с размерност 2×2 и очакваната честота за всички 4 клетки не е по-голяма от 5 като някои статистици препоръчват 10. В примера се гледа първият ред *Pearson Chi-Square* (хи-квадрат χ^2 на Пирсън), който показва стойността на хи-квадрат χ^2 статистиката 83.746 с 6 степени на свобода и $p = 0.000$, което се цитира като $p < 0.001$ и се записва по следния начин: $\chi^2(6, N = 541) = 83.75$, $p < 0.001$. Тъй като p-стойността е по-малка от 0.05 се отхвърля нулевата хипотеза H_0, че няма връзка/асоциация между двете променливи и се прави изводът, че има връзка между *нивото на национална идентичност* и *държавата*. В другите редове на таблицата са дадени резултатите от следните статистически тестове: на реда *Likelihood Ratio* (Отношение на правдоподобието) е представен тестът за правдоподобност, който е алтернативен на хи-квадрат χ^2 на Пирсън теста и практически те винаги дават еднакви резултати. Тъй като хи-квадрат χ^2 тестът се смята за по-точен той се предпочита. На следващия ред *Linear-by-Linear Association* (Линейна асоциация между променливите) е дадена информация от теста за линейна връзка между двете променливи, който представлява корелацията между тях. Когато се анализират две номинални променливи този тест е безсмислен, но в случаите, когато **(а)** се анализират две дихотомни променливи или **(б)** една номинална и една ординална променлива се анализират резултатите от теста.

Последната таблица **Symmetric Measures** (Симетрични оценки) осигурява оценка на силата на връзката/асоциацията или *големината на ефекта* между двете променливи. Ако асоциацията е слаба, то стойността в колоната **Value** (Стойност) ще е малка и близка до нулата. Ако обаче връзката/асоциацията или големината на ефекта е голяма, стойността е около ±0.50 или дори повече. Максималните стойности обаче за двата коефициента за връзка/асоциация *фи* (phi) и *V на Крамер* (Cramer's V) могат да са по-малки от 1.00, което е теоретичният максимум за асоциация за повечето от мерките за връзка/асоциация (например: корелация). В колоната **Approx. Sig.** (Приблизителна значимост) са дадени p-стойността за съответния статистически тест. Ако се анализира кръстосана таблица с размерност 2×2, т. е. с четири клетки тогава се използва редът с *Phi* (*Фи*) стойностите за анализ на асоциацията. Ако се анализира таблица с по-голяма от 3×3 размерност, както е в случая (4×3), се анализира статистиката от реда Cramer's V (*V на Крамер*). Ако таблицата е с 2×3 или 3×2 размерност двата теста *фи* (phi) и *V на Крамер* (Cramer's V) дават еднакви резултати. Ако двете променливи са ординални, а не номинални има няколко други статистически теста като най-често се използва *тау-б* на Кендал (Kendall's tau-b).

За примера *V на Крамер* е равен на 0.278 и е статистически значим $p < 0.001$.

За да се установи **големината на ефекта** при таблици 2×2 се използва коефициентът *фи* (phi), чиято интерпретация е дадена в Таблица 9.8. За таблици с размерност по-голяма от 2×2, както е в примера (4×3) се използва *V на Крамер* (Cramer's V), при който се отчитат и степените на свобода. В този случай се прилага следният критерии за определяне на големината на ефекта (Gravetter & Wallnau, 2013):

1. **първо** се изважда 1 от броя на категориите на променливата от редовете. В примера това е променливата *ниво на национална идентичност* с 4 категории и се получава $4-1=3$;
2. **второ** се изважда 1 от броя на категориите на променливата от колоните. В примера това е променливата *държава* с 3 категории и се получава $3-1=2$;
3. **трето** се избира по-малкото от двете числа. В примера по-малкото от двете числа 3 и 2 е число **2**;
4. **четвърто**. За това число се използва следната интерпретация за големината на ефекта:

за 1 (две категории):	малка=0.01,	средна=0.30,	голяма=0.50
за 2 (три категории):	малка=0.07,	средна=0.21,	голяма=0.35
за 3 (четири категории):	малка=0.06,	средна=0.17,	голяма=0.29

В примера числото е **2** и затова получената стойност за *V на Крамер* равна на 0.278 се интерпретира като *средна големина на ефекта* (втори ред).

18.3.7 ПРЕДСТАВЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Резултатите от *хи-квадрат* χ^2 *теста за независимост* се представят в раздел **Метод** и **Резултати** (виж Глава 2). За примера те звучат по следния начин:

- В раздел **Метод**:

С цел да се провери нулевата хипотеза H_0, че няма връзка/асоциация между *ниво на национална идентичност* и *държавата* е проведен Хи-квадрат χ^2 тест за независимост.

- В раздел **Резултати**:

Асоциацията/връзката между националната идентичност и държавата е статистически значима: $\chi^2(6) = 83.75$, $p < 0.001$, $N = 541$, *Cramer's* V=0.28.

В Кутия 18.1 (Таблица 4.12) са представени резултатите от теста за връзка/асоциация между националната идентичност и държавата за извадка от 541 респондента.

Кутия 18.1 Хи-квадрат тест за независимост за *национална идентичност* (Ганева, 2009, стр. 142)

С цел да се установи дали нивото на националната идентичност е различно за децата от България, Украйна и Италия, бяха направени Хи-квадратни анализи и беше изчислен коефициентът на Пирсън. Резултатите от Таблица 4.12 показват, че са налице статистически значими различия в структурата на отговорите на въпроса за националната идентичност при децата от трите държави (χ^2=83.75, *df*=6, p<0.001, N=541, *Cramer's* V=0.28).

Таблица 4.12. Данни за *националната идентичност*, разпределени *по държави*

	България	*Украйна*	*Италия*
Съвсем не	3	24	4
Малко	9	45	44
Много	147	79	166
Не знам	3	11	6
Общо	162	159	220

Резултатите, представени в Таблица 4.12, показват различния начин, по който децата от България, Украйна и Италия възприемат своята национална идентичност.

По-голямата част от децата от трите държави чувстват ясно изразена своята национална идентичност. На второ място, децата от Украйна и Италия се чувстват *малко* украинци/италианци. Именно във факта, че значима част от украинците изобщо не се възприемат като украинци (24), се изразяват и различията в отговорите, които дават децата от трите държави. Броят на дадените отговори *не знам* е също различен за децата от трите държави. Децата от Украйна най-често го посочват.

18.4 КОЕФИЦИЕНТ ЗА СЪГЛАСУВАНОСТ ИЛИ ЗА НАДЕЖДНОСТ НА НОМИНАЛНИ ДАННИ: КАПА НА КОЕН (COHEN'S KAPPA)

При две номинални променливи с еднакъв брой категории се използва коефициентът *капа на Коен* (Cohen's kappa), за да се провери надеждността или съгласието между тях. Този статистически тест се прилага често в медицината за проверка на диагностиката между два лекаря или за проверка на съответствието на два различни диагностични теста.

Капа на Коен е непараметричен тест, за който няма параметрична алтернатива.

18.4.1 ПРЕДПОСТАВКИ ЗА ТЕСТА ЗА СЪГЛАСУВАНОСТ КАПА НА КОЕН (COHEN'S KAPPA)

За да се изчисли коефициентът за съгласуваност *капа на Коен* е необходимо да има:

1. **Независимост на извадката** или всяко наблюдение да е събрано независимо от другите наблюдения
2. Еднакъв брой на категориите.

18.4.2 СТАТИСТИЧЕСКИ ХИПОТЕЗИ

Научните хипотези, които се проверяват с коефициента за съгласуваност *капа на Коен* са следните:

H_0: *Няма* асоциация/ връзка между двете променливи.
H_1: *Има* асоциация/ връзка между двете променливи.

Малките *p*-стойности предполагат отхвърляне на нулевата хипотеза H_0 и водят до заключението, че има асоциация/ връзка между двете променливи.

ГОЛЕМИНА НА ЕФЕКТА

Големината на ефекта при коефициента за съгласуваност *капа на Коен* не се изчислява.

18.4.3 ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДАТА *CROSSTABS* (*КРОСТАБУЛАЦИЯ*)

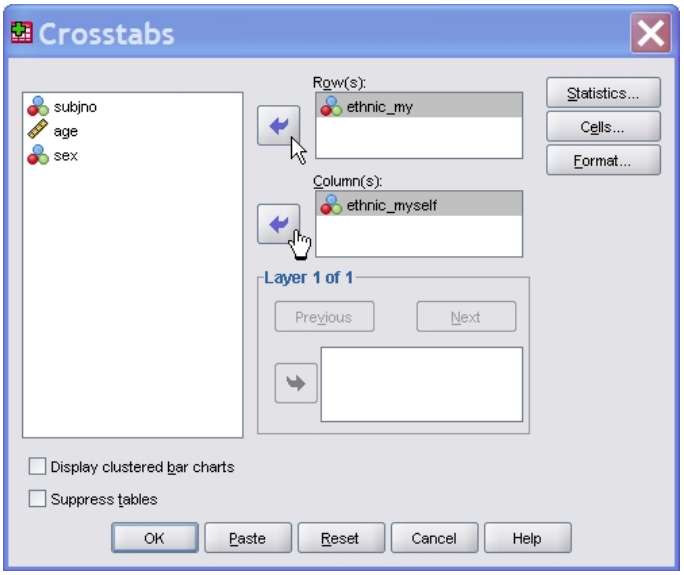
С цел да се илюстрира и интерпретира коефициентът за съгласуваност *капа на Коен* (Cohen's kappa) са разгледани следните две променливи:

1. Променливата *етническа принадлежност* съгласно паспортните данни, която е номинална (виж Глава 1, Раздел 1.6.1) и приема три стойности: 1 – българин, 2 – турчин и 3 – ром. В матрицата на изследването тя е обозначена като *ethnic_my*.
2. Променливата *самооценка на етническата ми принадлежност*, която отразява как се самоопределят изследваните лица, номинална е (виж Глава 1, Раздел 1.6.1) и приема три стойности: 1 – българин, 2 – турчин и 3 – ром. В матрицата на изследването тя е обозначена като *ethnic_myself*.

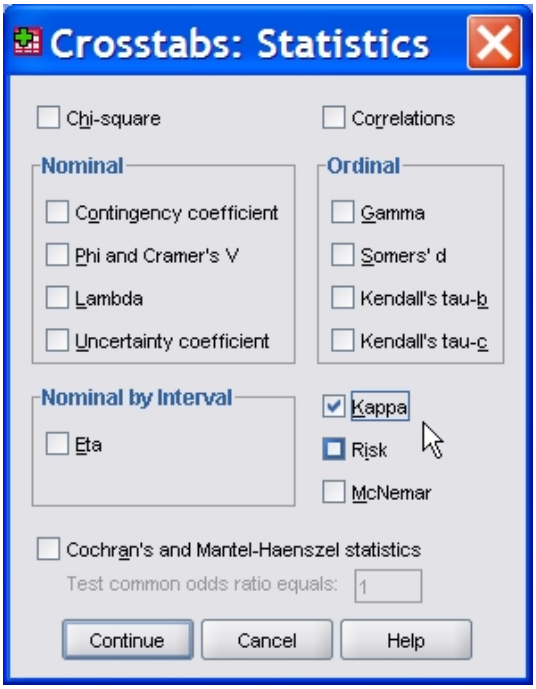
Извадката за разглеждания пример е $N = 129$, от които българите са 61, турците са 29, а ромите – 39.

Процедурата за изчисляване на коефициента за съгласуваност *капа на Коен* (Cohen's kappa) с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

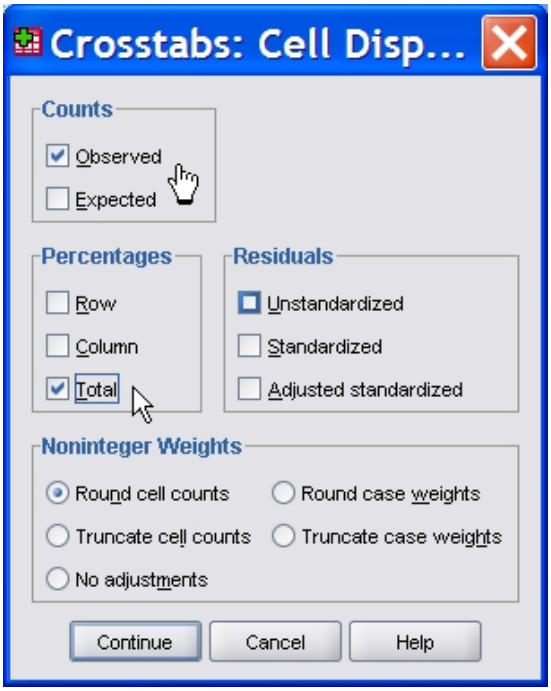
- Избира се **Analyze** ⇒ **Descriptive Statistics** ⇒ **Crosstabs** (Анализ ⇒ Дескриптивни статистики ⇒ Кростабулация) **(**Фигура 3.21**)** и се получава диалоговата кутия от Фигура 18.5.
- Кликва се на променливата *ethnic_my* и се премества с горната стрелка (виж курсора) в кутията **Row(s)** (Редици).
- Кликва се на променливата *ethnic_myself* и се премества със стрелката в центъра на екрана (виж ръчичката) в кутията **Column(s)** (Колони).
- Кликва се на бутона **Statistics** (Статистики), който се намира горе в дясно на диалоговата кутия и се отваря диалоговата кутия от Фигура 18.6.
- Селектира се **Kappa** (Капа) (виж курсора).
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 18.5.
- Кликва се на бутона **Cells** (Клетки) и се отваря диалоговата кутия от Фигура 18.7.
- В раздела *Counts* (Бройка) се селектира **Observed** (Наблюдавана) (виж ръчичката).
- В раздела *Percentages* (Проценти) се селектира **Total** (Общо) (виж курсора).



Фигура 18.5 Диалогова кутия на командата *Crosstabs* (Кростабулация)



Фигура 18.6 Диалогова кутия *Statistics* (Статистика) на командата *Crosstabs* (Кростабулация)



Фигура 18.7 Диалогова кутия *Cells* (Клетки) на командата *Crosstabs* (Кростабулация)

- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 18.5.
- Кликва се на бутона **OK** на Фигура 18.5 и се получава следният резултат от изпълнението на командата.

18.4.4 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
CROSSTABS
   /TABLES=ethnic_my BY ethnic_myself
   /FORMAT=AVALUE TABLES
   /STATISTICS=KAPPA
   /CELLS=COUNT TOTAL
   /COUNT ROUND CELL.
```

18.4.5 ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

Crosstabs

Case Processing Summary

	Cases					
	Valid		Missing		Total	
	N	Percent	N	Percent	N	Percent
ethnic_my * ethnic_myself	129	100.0%	0	.0%	129	100.0%

ethnic_my * ethnic_myself Crosstabulation

			ethnic_myself			
			Bulgarian	Turk	Roma	Total
ethnic_my	Bulgarian	Count	61	0	0	61
		% of Total	47.3%	.0%	.0%	47.3%
	Turk	Count	6	23	0	29
		% of Total	4.7%	17.8%	.0%	22.5%
	Roma	Count	9	1	29	39
		% of Total	7.0%	.8%	22.5%	30.2%
Total		Count	76	24	29	129
		% of Total	58.9%	18.6%	22.5%	100.0%

съгласие между двете променливи

Symmetric Measures

		Value	Asymp. Std. Error[a]	Approx. T[b]	Approx. Sig.
Measure of Agreement	Kappa	.797	.047	12.694	.000
N of Valid Cases		129			

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

18.4.6 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Първата таблица **Case Processing Summary** (Обобщение на обработените наблюдения) дава обобщена информация за извадката. Колоната **Valid** (Валидни) съдържа информация за валидните наблюдения в брой (**N**) и в процент (**Percent**). Колоната **Missing** (Липсващи) съдържа информация за липсващите данни, а в последната колона **Total** (Общо) е дадена сумарната информация. В примера има $N = 129$, Missing: $N = 0$, което означава, че няма липсващи данни.

Втората таблица **Crosstabulation** (Кръстосана таблица) съдържа етикетите на нивата на двете променливи, които се изследват: българи (Bulgarian), турци (Turks) и роми (Roma). Случаите на съгласие между *етническата принадлежност* (*ethnic_my*) и *самооценката на етническата принадлежност* (*ethnic_myself*) са дадени по диагонала на кръстосаната таблица. Общо има 113 (61+23+29) респонденти (от общо 129) с този вид съгласие.

Третата таблица **Symmetric Measures** (Симетрични оценки) осигурява оценка на силата на коефициента на съгласуваност *капа на Коен*, който е равен на 0.797 и неговата статистическа значимост в последната колона **Approx. Sig.** (Приблизителна значимост), която е равна на 0.000 и се записва като $p < 0.001$.

Съгласно Peat (2002) стойностите на коефициента за съгласуваност *капа на Коен* се интерпретират по следния начин:

$$\text{умерена} = 0.5 \qquad \text{добра} \geq 0.7 \qquad \text{много добра} \geq 0.8$$

За примера степента на съгласуваност между *етническата принадлежност* (*ethnic_my*) и *самооценката на етническата принадлежност* (*ethnic_myself*) е добра.

18.4.7 ПРЕДСТАВЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Резултатите от коефициента за съгласуваност *капа на Коен* (Cohen's kappa) се представят в раздел **Метод** (виж Глава 2). За примера те звучат по следния начин:

- В раздел **Метод**:

> Коефициентът капа на Коен (Cohen's kappa) е изчислен, за да се провери каква е съгласуваността между *етническата принадлежност* съгласно паспортните данни на студентите и тяхната *самооценка на етническата ми принадлежност*, която отразява как се самоопределят. Получената стойност на капа е 0.797, което дава добра степен на съгласуваност.

18.5 ОБОБЩЕНИЕ

В тази глава са разгледани някои от непараметричните тестове, които се използват, когато изследваната променлива е измерена с номинална скала (т. е. има само честота). В този случай наблюденията са сортирани в няколко взаимноизключващи се категории. След това наблюденията са преброени във всяка категория. Категориите са независими една от друга. Наблюдение, което е сортирано към една от категориите не принадлежи към друга категория. Хи-квадрат χ^2 тестът проверява дали наблюдаваната се отличава статистически значимо от очакваната честота при случайна асоциация/връзка между променливите. Хи-квадрат χ^2 тестът $1 \times c$ е подходящ ако има само **една променлива**, която има няколко категории. Хи-квадрат χ^2 тестът $r \times c$ е подходящ при **две променливи** с няколко категории. Тъй като хи-квадрат χ^2 тестът няма предпоставки за честотно разпределение той е непараметричен. Размерът на извадката няма значение, за да се изчислят степените на свобода, но се взима под внимание броят на категориите за променливите.

Преговор: ***Ключови думи и термини*** по азбучен ред, *виж*: Тълковния речник

алтернативна хипотеза H_1	надеждност	хи-квадрат χ^2 разпределение
анормални наблюдения	независима променлива	хи-квадрат χ^2 тест за асоциация
големина на ефекта	непараметрични тестове	хи-квадрат χ^2 тест за една извадка
двустранна хипотеза	непрекъсната променлива	хи-квадрат χ^2 тест за независимост
дискретна променлива	номинална променлива	хи-квадрат χ^2 тест за съгласуваност
зависима променлива	нулева хипотеза H_0	честота
зададени по подразбиране параметри	ординална (рангова) променлива	честотна таблица
извадка	параметрични тестове	V на Крамер
категорийна променлива	статистическа значимост	
кръстосана таблица	степени на свобода	
липсващи стойности	*фи* ϕ коефициент за корелация	
наблюдавана честота		

18.6 УПРАЖНЕНИЯ

I. Следните три таблици са подобни на разгледаните в Раздел 18.3.5. Вместо обаче три държави са анализирани данни само от две държави: България и Украйна.

Като използвате информацията от трите таблици отговорете на въпроси от 1 до 6:

national_degree * country Crosstabulation

			country		
			Ukraine	Bulgaria	Total
national_degree	not at all	Count	24	3	27
		Expected Count	13.4	13.6	27.0
		Residual	10.6	-10.6	
	little bit	Count	45	9	54
		Expected Count	26.7	27.3	54.0
		Residual	18.3	-18.3	
	very	Count	79	147	226
		Expected Count	111.9	114.1	226.0
		Residual	-32.9	32.9	
	don't know	Count	11	3	14
		Expected Count	6.9	7.1	14.0
		Residual	4.1	-4.1	
Total		Count	159	162	321
		Expected Count	159.0	162.0	321.0

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	65.343[a]	3	.000
Likelihood Ratio	70.405	3	.000
Linear-by-Linear Association	33.734	1	.000
N of Valid Cases	321		

a. 0 cells (.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 6.93.

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.451	.000
	Cramer's V	.451	.000
N of Valid Cases		321	

1. Какво означават термините:
   а) наблюдавана честота (Count)?
   б) очаквана честота (Expected Count)?
2. Както показва *разликата* (Residual) между тези две честоти?
3. Хи-квадрат χ^2 на Пирсън:
   а) статистически значим ли е?
   б) какво означава това?
4. Очакваните стойности за поне 80% от клетките ≥ 5? От къде това стана ясно? Защо това е важно за анализа?
5. За да се изчисли силата на асоциацията/връзката:
   а) кой коефициент се интерпретира и цитира: *фи* (Phi) или *V на Крамер* (Cramer's V)?
   б) каква е неговата стойност?
6. Каква е големината на ефекта? (виж Раздел 18.3.6).

II. С цел да се изследва дали е налице връзка между: **(1)** идентичността, която изследваните лица поставят на първо място (First_choice) и **(2)** идентичността, с която се самоопределят, т.е. тяхната етническа група на принадлежност (INTAS_ethnic_my) е проведен хи-квадрат χ^2 тест (Ганева, 2010 стр. 130). Изследваните лица ($N = 355$) са помолени да степенуват шестте вида идентичности: национална (National), етническа

(Ethnic), полова (Gender), религиозна (Religious), европейска (European) и локална (от кой град си) (Local).

Като използвате информацията от следните три таблици отговорете на въпроси от 7 до 11:

INTAS_ethnic_my * First_choice Crosstabulation

Count

		First_choice						
		National	Ethnic	Religious	Gender	European	Local	Total
INTAS_ethnic_my	Bulgarian	75	3	2	20	10	12	122
	Turk	36	55	0	5	12	8	116
	Roma	42	27	11	6	11	20	117
Total		153	85	13	31	33	40	355

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	99.813[a]	10	.000
Likelihood Ratio	108.907	10	.000
Linear-by-Linear Association	3.470	1	.063
N of Valid Cases	355		

a. 3 cells (16.7%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 4.25.

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.530	.000
	Cramer's V	.375	.000
N of Valid Cases		355	

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

7. Кръстосаната таблица за две номинални променливи има $r \times c$ клетки. Колко са клетките на тази кръстосана таблица?
8. Хи-квадрат χ^2 на Пирсън:
   а) статистически значим ли е?
   б) как се представя той?
9. Очакваните стойности за поне 80% от клетките по-големи или равни на 5 ли са?
10. Каква е асоциацията/връзката между двете променливи? (За целта: (1) изберете коя от двете асоциации/връзки трябва да се анализира, (2) представете нейната стойност и (3) определете дали е статистически значима).
11. Каква е големината на ефекта? (виж Раздел 18.3.6).

III. Отговорете на следните въпроси с "вярно" или "невярно":

12. Когато данните са във форма на честотна таблица на взаимно изключващи се категории се използва номинална скала за измерване.
13. Хи-квадрат χ^2 тестът се използва само за номинални данни.
14. Хи-квадрат χ^2 тестът се използва само ако очакваната честота за всички клетки е поне 5.
15. Хи-квадрат χ^2 тестът е непараметрична алтернатива на *t*-теста.

IV. Двама независими консултанти са наети, за да оценят състоянието на 20 интернет страници като дават една от следните три оценки: Poor (Лоша) Fair (Нормална) и Good (Добра). За да се установи каква е съгласуваността между двете оценки е изчислен коефициентът *капа* на Коен (Cohen's *kappa* coefficient) за следните две номинални променливи: **consultant_1** (консултант_1) и **consultant_2** (консултант_2):

consultant_1 * consultant_2 Crosstabulation

			consultant_2			
			Poor	Fair	Good	Total
consultant_1	Poor	Count	6	0	0	6
		% of Total	30.0%	.0%	.0%	30.0%
	Fair	Count	5	1	3	9
		% of Total	25.0%	5.0%	15.0%	45.0%
	Good	Count	1	0	4	5
		% of Total	5.0%	.0%	20.0%	25.0%
Total		Count	12	1	7	20
		% of Total	60.0%	5.0%	35.0%	100.0%

Symmetric Measures

		Value	Asymp. Std. Error[a]	Approx. T[b]	Approx. Sig.
Measure of Agreement	Kappa	.366	.121	3.019	.003
N of Valid Cases		20			

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

Отговорете на следните въпроси:

16. Какъв е размерът на извадката?
17. Колко са случаите на съгласие между двамата консултанти?
18. Статистически значим ли е коефициентът *капа* на Коен (Cohen's *kappa* coefficient)?
19. Каква е стойността на коефициента *капа* на Коен (Cohen's *kappa* coefficient)?
20. Може ли да се направи извод, че има съгласие между мнението на двамата консултанти?
21. Как се докладват получените резултати?

19 Логлинеен анализ

19.1	Въведение	473
19.2	Предпоставки за логлинейния анализ	476
19.3	Процедура за команда *Loglinear (Логлинеен)*	476
19.4	Синтаксис на командата	479
19.5	Изходни таблици от статистическия анализ	479
19.6	Интерпретация на статистическите резултати	481
19.7	Представяне на статистическите резултати	483
19.8	Обобщение	485
19.9	Упражнения	485

19.1 Въведение

Основната цел на всеки статистически анализ на кръстосана таблица е да се установи **(а)** статистическата асоциация/връзка между номиналните променливи с помощта на нулевата хипотеза H_0, според която липсва асоциация/връзка и **(б)** силата на асоциацията/връзката. Когато изследваните променливи могат да се разделят на независими и зависима, когато зависимата е номинална, а независимите са номинални, интервални и/или пропорционални, ако интерес представлява връзката между зависимата и независимите променливи, в този случай е подходящо да се използва **логистичният регресионен анализ**, който е разгледан в Глава 22. Ако изследователят разполага с набор от номинални променливи и те не се разделят на зависими и независими е подходящо да се използва **логлинейният анализ** (log-linear analysis), който е разгледан в тази глава. Логлинейният анализ е комплексна статистическа процедура за анализ на номинални (категорийни) данни или на честотна информация, която е зададена под формата на кръстосана таблица. В предишната Глава 18 е разгледан хи-квадрат χ^2 тестът за асоциация/връзка, с който се установява дали две номинални променливи са свързани по между си. За целта се проверява нулевата хипотеза H_0, че честотите в клетките на кръстосаната таблица са пропорционални на маргиналната сума по редове и по колони, от което следва, че няма асоциация между двете променливи. Най-очевидното ограничение на хи-квадрат χ^2 теста е, че се използва за анализ на само до две променливи, т. е. когато кръстосаната таблица е двумерна. При наличие на повече от две променливи е необходимо да се проведе по един хи-квадрат χ^2 тест за всяка двойка

променливи, което е огромна по обем работа. Например в Таблица 19.1 е дадена кръстосаната таблица за три номинални променливи: *първи избор на социална идентичност*, *пол* и *етнос*. В този случай трябва да се проведат и анализират три хи-квадрат χ^2 теста. Така например за мъжете първият избор на съответната социална идентичност е 55.0% (83/151), 18.5%, 4.6%, 8.6%, 7.3% и 5.9%, а за жените: 34.3% (70/204), 27.9%, 2.9%, 8.8%, 10.8 и 15.2%. За проверка дали асоциацията между пола и първия избор е статистически значима е достатъчно да се изчисли хи-квадрат на Пирсън (Глава 18, Раздел 18.3): $\chi^2(5)=20.19$, $p=0.001$, *Cramer's* $V=0.24$. Но дали е такава тенденцията за всеки от трите етноса?

Таблица 19.1. Кръстосана таблица на три номинални променливи: първи избор на социална идентичност (*First_choice*), пол (*sex*) и етнос (*ethnic_my*)

INTAS_ethnic_my * First_choice * sex Crosstabulation

Count

sex			First_choice						Total
			National	Ethnic	Religious	Gender	European	Local	
male	INTAS_ethnic_my	Bulgarian	39	0	2	7	3	5	56
		Turk	20	16	0	4	4	0	44
		Roma	24	12	5	2	4	4	51
	Total		83	28	7	13	11	9	151
female	INTAS_ethnic_my	Bulgarian	36	3	0	13	7	7	66
		Turk	16	39	0	1	8	8	72
		Roma	18	15	6	4	7	16	66
	Total		70	57	6	18	22	31	204

До края на 1970-те години всички статистици правят набор от много хи-квадрат χ^2 теста за да отговорят на такива въпроси. През 1973 г. обаче американският статистик Лео Гудман (Leo Goodman, 1928-) публикува (Goodman, 1973) начин как да се измери асоциацията/ връзката между *повече* от две категорийни променливи. Той нарича анализът логлинеен (log-linear analysis). Чрез него се анализират три и повече променливи *едновременно* и установява асоциацията/връзката между тях, което дава по-големи предимства в сравнение с провеждането на няколко хи-квадрат χ^2 теста за асоциация/връзка между двойките променливи. Анализът е подходящ при работа с многомерни честотни таблици, защото е по-общ и всеобхватен отколкото хи-квадрат χ^2 теста. За много изследователи той е честотен еквивалент на многофакторния дисперсионен анализ (Глава 15), защото и при него се анализират както отделните ефекти (главен ефект), така и комбинираните ефекти (ефектите на взаимодействието) на няколко фактора, които условно могат да се приемат за *независими променливи* върху честотната таблица, която условно може да се третира като *зависима променлива*.

Наименованието на анализа – логлинеен, означава логаритъм и се обяснява от процедурата му за провеждане. Както при хи-квадрат χ^2 теста за асоциация/ връзка така и логлинейният анализ се основава на анализ на разликите между наблюдаваната честота и очакваната честота и на практика използва хи-квадрат χ^2 статистиката, за да провери дали различията са статистически значими. Разликата между двата теста е в начина, по който се изчисляват очакваните честоти. При хи-квадрат χ^2 теста за асоциация/връзка за двумерна честотна таблица (две номинални променливи) очакваната честота за клетката се *оценява* като се умножат двете маргинални честоти (по ред и по колона) за дадената клетка и произведението се раздели на общата честота за цялата таблица (броя на наблюденията). Когато логлинейният анализ се използва за многомерна таблица (за повече от 2 променливи) при *оценката* на очакваната честота за клетката повече от две маргинални суми трябва да се умножат преди да се раздели тяхното произведение на общата честота за цялата таблица (броя на наблюденията). За да се проведе статистически анализ в случая е необходимо произведението да се преобразува в сума и след това да се приложи статистическа техника близка до регресионния анализ (Глава 11). За целта наблюдаваните честоти се заместват с техния натурален логаритъм, защото логаритъмът на произведението на две и повече числа е равен на сумата на логаритмите на тези числа. По този начин умножението се замества със сума и в случая статистическият модел е линейно регресионно уравнение, в което независимите променливи са логаритмите на честотите.

Най-често използваният начин за анализ на многомерни честотни таблици или на кръстосани таблици е **йерархичният логлинеен анализ**. Той включва следните идеи:

1. Първоначално в **(1)** йерархичния модел са включени всички *главни ефекти* и *ефектът на взаимодействие* и таблицата с логаритмите на наблюдаваните честоти се изчислява чрез *оценката* на логаритъма на честотата за всяка клетка, която се получава от логлинейното уравнение. Винаги е възможно да се достигне точно съответствие между наблюдаваните и очакваните логаритми на честоти в този **наситен модел**.
2. След това **(2)** от модела се изключва ефектът на взаимодействие с най-голямо **ниво** и логаритъмът на честотите се оценява отново, но вече на основата на останалите ефекти. В този случай моделът вече не е наситен, а редуциран. Хи-квадрат χ^2 тестът за отношение на правдоподобие, което дава *индекс за съгласуваност* между наблюдаваната и очакваната честота се изчислява както за наситения така и за редуцирания модел. Колкото е по-голяма стойността на този индекс толкова по-лошо се съгласуват наблюдаваната и очакваните честоти.
3. Ето защо **(3)** ако стойността на индекса има статистически значимо увеличение, то с това приключва логлинейният анализ и се прави изводът, че както този ефект на взаимодействие така и всички взаимодействия с по-малък ранг и всички главни ефекти са статистически значими.
4. Ако **(4)** индексът за съгласуваност не се увеличава статистически значимо тогава ефектът на взаимодействие с най-голямо **ниво** се смята за статистически незначим и се премахва от модела и тогава от редуцирания модел отново **(2)** се изключва ефектът на взаимодействие с най-голямо **ниво** и **(3)** увеличението на индекса за съгласуваност се проверява дали е статистически значим и т. н. Процедурата включва **обратно елиминиране** и продължава докато не може да се елиминира никакъв ефект повече от редуцирания модел без това да доведе до статистически значимо увеличение на хи-квадрат χ^2 теста за отношение на правдоподобието.
5. Ефектите, които са останали в редуцирания, ненаситен модел се смятат за статистически значими.

- **Логистичният регресионен анализ** се използва за откриване на връзката между зависимата номинална променлива и една или няколко независими променливи, които могат да са както номинални така и интервални или пропорционални.
- **Логлинейният анализ** е статистически метод за анализ на две и повече номинални променливи от кръстосана таблица с цел да се установи асоциацията/ връзката между тях. Променливите *не* се разделят на независими и зависими.
- **Кръстосаната таблица** е метод за организация на данните в редове и колони, които формират нейните клетки.
- **Йерархичният логлинеен анализ** е начин за анализ на кръстосаната таблица, при който се започва с наситения модел и по метода на обратното елиминиране се търси статистически значим ненаситен модел.
- В **наситения модел** на логлинейния анализ се включват всички променливи и техните взаимодействия.
- В **ненаситения модел** на логлинейния анализ не се включват всички променливи и техните взаимодействия.

Процедурата за обратно елиминиране е същата, която се използва и при множествения линеен регресионен анализ (Глава 11), защото логлинейният модел представлява множествен линеен **регресионен модел,** в който номиналните променливи и техните взаимодействия са в ролята на *независими променливи*, а ролята на *зависимата променлива* изпълнява натуралният логаритъм на очакваната честота за дадената категория. Първоначално се използва наситеният регресионен модел, в който са включени всички номинални променливи и техните взаимодействия. Този модел обаче обикновено не е оптимален, тъй като рядко всички главни ефекти и ефекти на взаимодействието се окажат статистически значими. Целта на логлинейния анализ е да установи най-

опростения модел, който отразява само статистически значимите главни ефекти и ефекти на взаимодействието.

Кутия 19.1 Често задавани въпроси за логлинейния анализ

Кои са независимите и кои са зависимите променливи в логлинейния анализ?

Не се прави разлика между променливите, когато се търси асоциацията/връзката между тях. Логлинейният анализ използва регресионния анализ, в който променливите се делят на зависими и независими, но това разделение не се отнася за логлинейния анализ.

Каква е разликата между логлинейния анализ и хи-квадрат χ^2 теста?

Въпреки че логлинейният анализ може да се използва и за две променливи, той се прилага преди всичко с три и повече променливи. Едно от ограниченията на хи-квадрат χ^2 теста е приложението му само за две променливи. И двата теста разглеждат асоциацията/ връзката и започват с анализ на кръстосана таблица на променливите. Докато хи-квадрат χ^2 тестът позволява да се открие наличието на асоциация/връзка в данните (кръстосаната таблица), чрез логлинейния анализ се създава модел, който установява къде са асоциациите/връзките.

Как работи логлинейният анализ при липсващи данни?

В този случай възниква проблем с очакваните честоти: ако те са малки по стойност то статистическата сила на логлинейния анализ се намалява значително. Ето защо има различни процедури как да се избегне този проблем като най-често те се свеждат до промяна на категориите, въвеждане на константи или увеличаване на извадката.

19.2 ПРЕДПОСТАВКИ ЗА ЛОГЛИНЕЙНИЯ АНАЛИЗ

За да се проведе логлинейният анализ трябва да има:

1. **Независимост на извадката** или всяко наблюдение да е събрано независимо от другите наблюдения.
2. **Всеки респондент се преброява само един път**. Това означава, че ако има n наблюдения (матрицата на изследването е с n реда), сумата на наблюденията в кръстосаната таблица също трябва да е n. Този проблем възниква, когато в някой от въпросите към респондента има възможност да се избират няколко отговора, а не само един.
3. Успешното прилагане на теста зависи както от размера на извадката така и от броя на клетките. Най-често се прилага емпиричното правило (Cochran, 1954), съгласно което апроксимацията е адекватна ако очакваната честота:
   (а) за нито една клетка не е по-малка от **1** и
   (б) за не по-повече от 20% от клетките е по-малка от **5**.

При провеждане на логлинейния анализ размерът на извадката е необходимо да бъде поне пет пъти по-голям от броя на клетките в кръстосаната таблица (Tabachnik & Fidell, 2012).

Например за Таблица 19.1 има $6 \times 3 \times 2 = 36$ клетки, а за да се проведе логлинеен анализ са необходими минимум $36 \times 5 = 180$ наблюдения. Наблюденията в Таблица 19.1 са 355, така че препоръката за размера на извадката е изпълнена и може да се проведе логлинейният анализ.

Няма изисквания за параметрите на генералната съвкупност, тъй като логлинейният анализ, както и хи-квадрат χ^2 тестът, са непараметрични статистики, за които няма алтернативни параметрични тестове.

19.3 ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДА *LOGLINEAR (ЛОГЛИНЕЕН)*

С цел да се илюстрира и интерпретира логлинейният анализ са разгледани следните три номинални променливи:

1. Променливата *първи избор на социална идентичност* (Barrett, 2007), която се състои от 1 въпрос и е номинална (виж Глава 1, Раздел 1.6.1). Тя приема шест стойности:

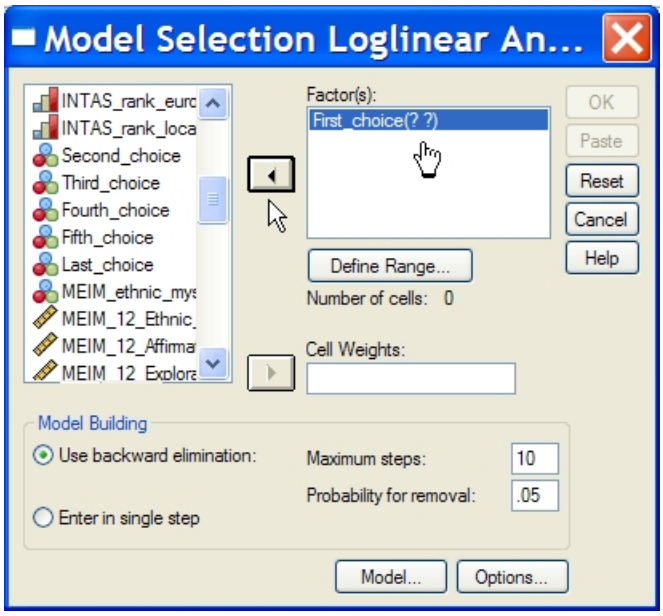
1 – национална (National), 2 – етническа (Ethnic), 3 – религиозна (Religious), 4 – полова (Gender), 5 – европейска (European) и 6 – локална (от кой град си) (Local). В матрицата на изследването променливата е обозначена като *First_choice*.

2. Променливата *етническо самоопределение*, която показва как всеки респондент самоопределя своя етнос. Тя приема три стойности: 1 – българин (Bulgarian), 2 – турчин (Turk), 3 – ром (Roma) и е номинална (виж Глава 1, Раздел 1.6.1). В матрицата на изследването променливата е обозначена като *INTAS_ethnic_my*.
3. Променливата *пол* е дихотомна, номинална (виж Глава 1, Раздел 1.6.1). Тя приема две стойности: 1 – момче и 2 – момиче. В матрицата на изследването променливата се нарича *sex*.

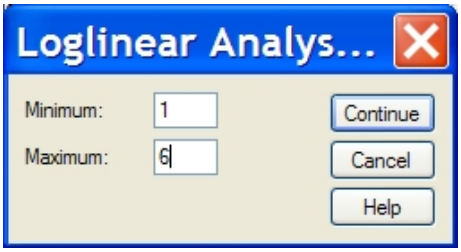
Извадката за разглеждания пример е $N = 355$, от които българите са 122, турците са 116, а ромите – 117.

Процедурата за провеждане на логлинейния анализ с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- Избира се **Analyze** ⇒ **Loglinear** ⇒ **Model Selection** (Анализ ⇒ Логлинеен ⇒ Избор на модел) (Фигура 3.21) и се получава диалоговата кутия от Фигура 19.1.



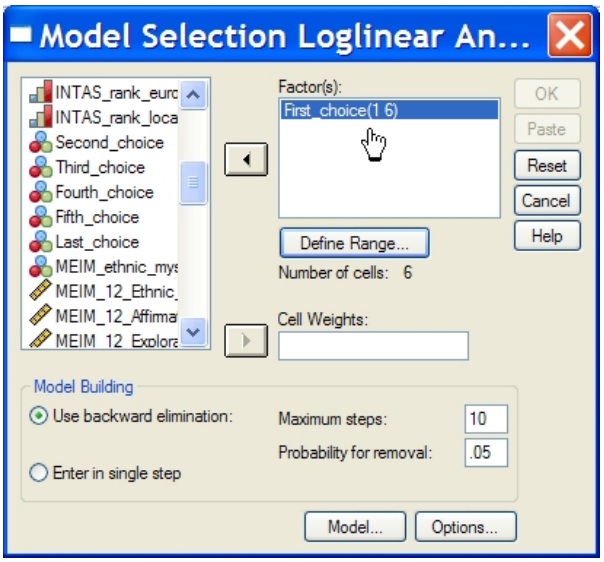
Фигура 19.1 Диалогова кутия на *Model selection* (Избор на модел) на командата *Loglinear* (Логлинеен)



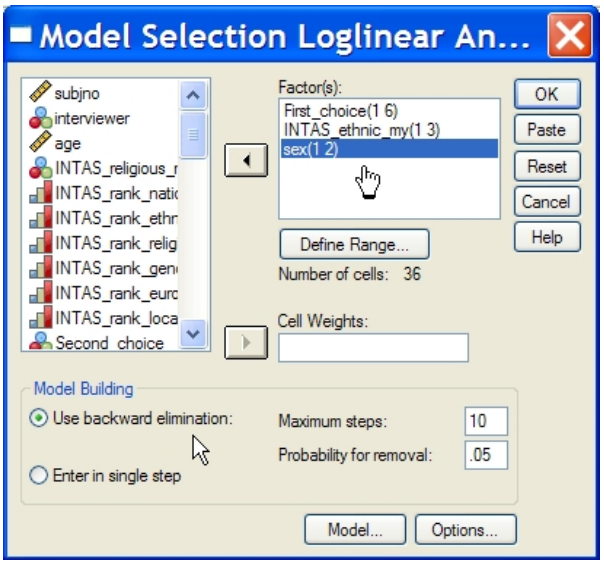
Фигура 19.2 Диалогова кутия *Define Range* (Задаване на диапазон) на командата *Loglinear* (Логлинеен)

- Кликва се на променливата *First_choice* и се премества в кутията **Factor(s)** (Фактори) с горната стрелка (виж курсора). Променливата се появява в кутията с два въпросителни знака (виж ръчичката), което означава, че не е дефиниран диапазонът на нейните стойности.
- Кликва се на бутона **Define Range** (Задаване на диапазон) и се появява диалоговата кутия от Фигура 19.2.
- Въвежда се в полето **Minimum** (Минимум) минималната стойност **1,** а в полето **Maximum** (Максимум) максималната стойност **6** за променливата съгласно кодовата книга на матрицата на изследването (виж Глава 4, Раздел 4.3).
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) и се получава диалоговата кутия от Фигура 19.3. Това по същество е диалоговата кутия от Фигура 19.1, но в нея вече е дефиниран диапазонът на променливата *First_choice* (виж курсора).

- По аналогия се правят същите стъпки и с другите две променливи: *INTAS_ethnic_my* и *sex*, за които минималните и максималните стойности са съответно **1**, **3** и **1**, **2** (виж ръчичката) и се получава диалоговата кутия от Фигура 19.4.



Фигура 19.3 Диалогова кутия *Model selection* (Избор на модел) на командата *Loglinear* (Логлинеен) с дефинирана първа променлива

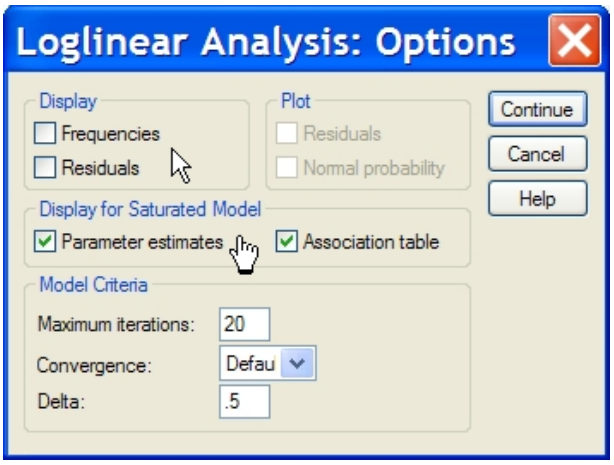


Фигура 19.4 Диалогова кутия *Model selection* (Избор на модел) на командата *Loglinear* (Логлинеен) с дефинирани три променливи

- В раздела *Model Building* (Построяване на модела), който се намира долу в кутията трябва да е селектиран по подразбиране бутонът **Use backward elimination** (Използвай обратно елиминиране) (виж курсора), който дефинира построяването на модел по метода на постъпковото изключване: от наситения модел чрез няколко серии от *стъпки* да се изключат всички статистически незначими елементи. Под *стъпка* се разбира премахването на поредния елемент от модела. От статистическа гледна точка се смята, че това е най-добрият метод на йерархичния логлинеен анализ. Зададените по подразбиране числа са: **10** в кутията **Maximum steps** (Максимален брой стъпки), задава се максималният брой стъпки преди тя да бъде спряна дори и да не е установен оптимизационния модел като в повечето случаи това число е достатъчно за броя на стъпките за елиминиране. В кутията **Probability for removal** (Значимост за изключване) може по желание да се промени вероятността на отношението на правдоподобието за хи-квадрат χ^2 теста, което е в основата за взимане на решение за премахване на променливите от модела при процедурата на обратна елиминация. По подразбиране променливите се елиминират ако вероятността на отношението за правдоподобие на хи-квадрат χ^2 теста е по-голяма от 0.05 и затова тя остава с тази стойност.

  Ако се кликне на бутона **Model** (Модел), който се намира долу в средата се отваря нова диалогова кутия, от която се избира **Saturated** (Наситен модел) или **Custom** (Настройка на модела). По подразбиране е зададен наситеният модел, който няма да се променя.
- Кликва се на бутона **Options** (Опции), който се намира долу в дясно и се получава диалоговата кутия от Фигура 19.5.
- В раздела *Display* (Покажи) се деселектират опциите **Frequencies** (Честоти) и **Residuals** (Остатъчни членове) (виж курсора), които са селектирани по подразбиране, но няма смисъл да се показват, когато е избран наситеният модел, защото в случая наблюдаваните и очакваните честоти и остатъците (разликата между тези две честоти) са равни на 0.
- В раздела *Display for Saturated Model* (Покажи за наситения модел) се селектират опциите **Parameter estimates** (Оценка на параметрите), която е полезна при интерпретацията на резултатите и **Association table** (Таблица на асоциациите/

връзка), която дава резултатите от теста за частична асоциация/връзка (виж ръчичката). Двете опции са практични при малък брой изследвани променливи. Те обаче рязко увеличават изходната информация и затова особено при по-голям брой променливи не се селектират. В примера, за да се улесни интерпретацията на резултатите няма да се селектират.



Фигура 19.5 Диалогова кутия *Options* (Опции) на командата *Loglinear* (Логлинеен)

- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 19.4.
- Кликва се на бутона **OK** на диалоговата кутия, показана на Фигура 19.4 и се получава следният резултат от изпълнението на командата.

19.4 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
HILOGLINEAR
  First_choice(1 6) INTAS_ethnic_my(1 3) sex(1 2)
   /METHOD=BACKWARD
   /CRITERIA MAXSTEPS(10) P(.05) ITERATION(20) DELTA(.5)
   /PRINT=NONE
   /DESIGN .
```

19.5 ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

Hierarchical Loglinear Analysis

Data Information

		N
Cases	Valid	355
	Out of Range[a]	0
	Missing	0
	Weighted Valid	355
Categories	Fifth_choice	6
	INTAS_ethnic_my	3
	sex	2

a. Cases rejected because of out of range factor values.

Convergence Information

Generating Class	Fifth_choice*INTAS_ethnic_my*sex
Number of Iterations	1
Max. Difference between Observed and Fitted Marginals	.000
Convergence Criterion	.250

Goodness-of-Fit Tests

	Chi-Square	df	Sig.
Likelihood Ratio	.000	0	.
Pearson	.000	0	.

за предпочитане е този тест да се анализира

K-Way and Higher-Order Effects

	K	df	Likelihood Ratio Chi-Square	Likelihood Ratio Sig.	Pearson Chi-Square	Pearson Sig.	Number of Iterations
K-way and Higher Order Effects[a]	1	35	358.173	.000	401.608	.000	0
	2	27	147.071	.000	131.761	.000	2
	3	10	17.033	.074	14.145	.166	3
K-way Effects[b]	1	8	211.102	.000	269.848	.000	0
	2	17	130.037	.000	117.616	.000	0
	3	10	17.033	.074	14.145	.166	0

df used for these tests have NOT been adjusted for structural or sampling zeros. Tests using these df may be conservative.

a. Tests that k-way and higher order effects are zero.

b. Tests that k-way effects are zero.

ключова таблица

Step Summary

Step[b]		Effects	Chi-Square[a]	df	Sig.	Number of Iterations
0	Generating Class[c]	First_choice* INTAS_ethnic_my*sex	.000	0	.	
	Deleted Effect 1	First_choice* INTAS_ethnic_my*sex	17.033	10	.074	3
1	Generating Class[c]	First_choice* INTAS_ethnic_my, First_choice*sex, INTAS_ethnic_my*sex	17.033	10	.074	
	Deleted Effect 1	First_choice* INTAS_ethnic_my	107.722	10	.000	2
	2	First_choice*sex	19.498	5	.002	2
	3	INTAS_ethnic_my*sex	.448	2	.799	2
2	Generating Class[c]	First_choice* INTAS_ethnic_my, First_choice*sex	17.481	12	.132	
	Deleted Effect 1	First_choice* INTAS_ethnic_my	108.907	10	.000	2
	2	First_choice*sex	20.683	5	.001	2
3	Generating Class[c]	First_choice* INTAS_ethnic_my, First_choice*sex	17.481	12	.132	

Стъпка *нула*

Стъпка *едно*

Стъпка *две*

Стъпка *три*

a. For 'Deleted Effect', this is the change in the Chi-Square after the effect is deleted from the model.

b. At each step, the effect with the largest significance level for the Likelihood Ratio Change is deleted, provid the significance level is larger than .050.

c. Statistics are displayed for the best model at each step after step 0.

Convergence Information [a]

Generating Class	First_choice*INTAS_ethnic_my, First_choice*sex
Number of Iterations	0
Max. Difference between Observed and Fitted Marginals	.000
Convergence Criterion	.250

a. Statistics for the final model after Backward Elimination.

трябва да **не** е статистически значим ($p>0.05$)

Goodness-of-Fit Tests

	Chi-Square	df	Sig.
Likelihood Ratio	17.481	12	.132
Pearson	14.376	12	.277

19.6 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Първата таблица **Data Information** (Информация за данните) дава обобщена информация за изходните данни като потвърждава броя на извадката (раздел: *Cases*) и броя на нивата за всяка от номиналните променливи (раздел: *Categories*).

Втората таблица **Convergence Information** (Информация за конвергентността (сходимост)) съдържа информация за първоначалния дизайн на наситения модел, който е зададен, включени са всички променливи и ефекта на взаимодействие от най-висок ранг, който в случая е 3: (*First_choice*×*INTAS_ethnic_my*×*sex*). Разликата между наблюдаваната и очакваната честота за модела винаги е равна на 0.

Третата таблица **Goodness-of-Fit Tests** (Тестове за съгласуваност) дава информация за два статистически теста на редовете *Likelihood Ratio* (Отношение на правдоподобието) и *Pearson* (Пирсън). Хипотезата, която се проверява с тестовете е, че очакваните честоти, получени като оценка на линейното регресионно уравнение са статистически значимо различни от наблюдаваната честота за данните. Ако моделът е правдоподобен тогава очакваните и наблюдаваните честоти ще са много близки една до друга и резултатите от теста няма да са статистически значими. В примера стойностите на двете статистики е 0.000, което води до p-стойност равна на безкрайност и затова в колоната **Sig.** (Значимост) има точка (.). Това означава безкрайно голяма число и тъй като то е по-голямо от 0.05 се взима решение, че тестът не е статистически значим.

Следващата четвърта таблица **K-Way and Higher-Order Effects** (Проверка на ефекта на взаимодействие за нива K и по-големи) е ключова и дава резултатите от стойностите на ефекта на взаимодействие за различните стойности на K, от 1 до броя на анализираните променливи, който в случая е 3: *First_choice*, *INTAS_ethnic_my* и *sex*.

Таблицата се състои от две части: *K-Way and Higher-Order Effects* (K и по-големи нива на ефектите) и *K-Way Effects* (K нива на ефектите), където са дадени резултатите от два статистически теста в колоните **Likelihood Ratio** (Отношение на правдоподобието) и **Pearson** (Пирсън хи-квадрат) за различните стойности на K. Ако има различие между значимостта на двата теста за предпочитане е да се анализира първият тест, защото дава по-добра оценка за логлинейния анализ.

Анализът на тази таблица започва с горната половина, която е *K-Way and Higher-Order Effects* (K и по-големи нива на ефектите) и с максималната стойност на K, т. е. $K=3$ (това е третият ред). В този ред са дадени резултатите от теста дали премахването на трифакторния ефект ***и*** ефектите с по-голямо ниво (в дадения случай няма такива) ще имат статистически значим ефект върху модела. Ако се погледнат двете колони с надпис **Sig.** (Значимост) се вижда, че и двата теста ($p=0.074$ и $p=0.166$) са съгласни, че премахването на този ефект няма да има статистически значимо въздействие върху модела (защото p-стойността е >0.05). Това означава, че може да се направи изводът, че **няма** едновременно взаимодействие на трите променливи (*First_choice* ×*INTAS_ethnic_my* ×*sex*). Това се представя по следния начин: отношение на правдоподобието (likelihood ratio) $\chi^2(10)=17.03, p=0.07$. Преминава се към реда за $K=2$, в който са дадени резултатите от теста дали премахването на двустранните ефекти (те са три: *First_choice*× *INTAS_ethnic_my; First_choice*×*sex, INTAS_ethnic_my*×*sex*) ***и*** ефектите с по-големи нива (в случая трифакторният) ще имат статистически значим ефект върху модела: отношение на правдоподобие $\chi^2(27)=147.07$, $p<0.001$. Аналогично се получава резултатът за едностранното взаимодействие (*First_choice*, *INTAS_ethnic_my*, *sex*), заедно с двустранните взаимодействия и с тристранното взаимодействие, който е представен в реда $K=1$ и който е статистически значим: $\chi^2(35)=358.17$, $p<0.001$.

Втората част от таблицата *K-Way Effects* (K нива на ефектите) съдържа резултатите от статистически тестове преди да започне обратната елиминация на променливите. В тази част на таблицата са дадени стойностите на K-факторния ефект като са игнорирани ефектите с по-висок фактор. Резултатите се представят (докладват) по следния начин: еднофакторните ефекти ($K=1$) са статистически значими: отношение на правдоподобие $\chi^2(8)=211.10$, $p<0.001$; двуфакторните ефекти на взаимодействие ($K=2$) са също статистически значими: отношение на правдоподобие $\chi^2(17)=130.04$, $p<0.001$ докато трифакторните ефекти на взаимодействие ($K=3$) не са статистически значими: отношение на правдоподобие $\chi^2(10)=17.03$, $p=0.07$.

Следващата пета таблица **Step Summary** (Обобщение на стъпките) е най-важната, защото в нея са дадени резултатите от процеса на обратна елиминация, който цели да установи точно къде е статистическото различие между променливите. Процедурата започва с наситения модел, при който се отчитат всички главни ефекти и ефектът на взаимодействие между променливите. Първо се елиминира най-високото ниво на взаимодействие и се проверява дали това не води до промяна на статистическата значимост на хи-квадрат χ^2 стойността за отношение на правдоподобието. След това всяко от взаимодействията на по-долно ниво се елиминира последователно и пак се проверява дали има промяна в статистическата значимост на хи-квадрат χ^2 стойността за отношение на правдоподобието и т. н. докато се окаже, че повече нищо не може да се елиминира без това да доведе до увеличаване на статистическата значимост на хи-квадрат χ^2 стойността за отношение на правдоподобие.

Първата част на таблицата е **Step 0**, където алгоритъмът за обратно елиминиране проверява дали най-големият порядък (в случая това е 3) може да отпадне от модела като статистически незначим. Елиминирането на тристранното взаимодействие не води до промяна (change) на статистическата значимост на хи-квадрат χ^2 стойността за отношение на правдоподобието, която остава: $\chi^2(10)change=17.03$, $p=0.07$. Ако взаимодействието е статистически значимо ($p\le 0.05$) приключва анализът на таблицата. В примера тристранното взаимодействие не е статистически значимо и затова то се елиминира (не се отчита) в следващата стъпка:

Step 1, където като най-добър модел при тези обстоятелства е генериращият клас, съдържащ само двустранните взаимодействия. Това означава, че са включени само всички двустранни взаимодействия, които в случая са 3 и тези от по-нисък ред, които в дадения случай са от първи ред или т. нар. главни ефекти. Моделът е от втори ред и има три двустранни модела (виж колона **Effects** (Ефекти)) като за всеки от тях е махната третата променлива. Установява се, че елиминирането на двустранното взаимодействие *INTAS_ethnic_my*sex* (ред 3) не води до променя в статистическата значимост на хи-квадрат χ^2 стойността за отношение на правдоподобието, която остава: $\chi^2(2)change=0.45$, $p=0.80$, така че се елиминира двустранното взаимодействие от по-нататъшния анализ. Премахването на едно от другите две двустранни взаимодействия води до статистически значима промяна на хи-квадрат χ^2 стойността за отношение на правдоподобието и затова те следва да останат. Премахването на *First_choice*sex* (ред 2) води до статистически значима промяна на хи-квадрат χ^2 отношението $\chi^2(5)change=$ $=19.50$, $p=0.002$, така че това взаимодействие остава. Аналогично, премахването на *First_choice*INTAS_ethnic_*(ред 1) my води също до статистически значима промяна на хи-квадрат χ^2 отношението $\chi^2(10)change=107.72$, $p<0.001$ и затова и то следва да остане. Към този етап на анализа може да се направи изводът, че най-добрият модел към Стъпка 2 има формиращ клас от два от възможните три двустранни взаимодействия: *First_choice*INTAS_ethnic_my* и *First_choice*sex* и въздействието на по-ниско ниво – главните ефекти, които са включени в горните две двустранни взаимодействия. В следващата стъпка

Step 2 ефектът на взаимодействие *INTAS_ethnic_my*sex* е премахнат от модела като са оставени другите два статистически значими ефекта на взаимодействия, които се използват като генериращ клас. Този път няма никакви статистически незначими взаимодействия (ред 1 и ред 2), които трябва да се премахнат и затова се минава към последната стъпка

Step 3, в която е даден генериращият клас за йерархичния модел.

Резултатите от последната стъпка на алгоритъма на обратна елиминация са дадени в последната шеста таблица **Goodness-of-Fit Tests** (Тестове за съгласуваност). Това е

крайният модел. Ако моделът е добре конструиран тогава хи-квадрат χ^2 стойността за отношение на правдоподобие трябва да **не е статистически значима** както е в случая – $p = 0.132$. Това показва, че за примера има добре конструиран логлинеен модел.

19.7 ПРЕДСТАВЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Получените резултати от логлинейния анализ се представят в раздели **Метод** и **Резултати** (виж Глава 2) по следния начин:

- В раздел **Метод**:

С цел да се установи дали има статистически значима асоциация/връзка между *първи избор на социална идентичност*, *пол* и *етнос* е проведен трифакторен йерархичен логлинеен анализ с обратна елиминация.

- В раздел **Резултати**:

Установи се, че главните (еднофакторните) ефекти са статистически значими: отношение на правдоподобие $\chi^2(8) = 211.10$, $p < 0.001$; двуфакторните ефекти на взаимодействие също са статистически значими: отношение на правдоподобие $\chi^2(17) = 130.04$, $p < 0.001$, докато трифакторните ефекти на взаимодействие не са статистически значими: отношение на правдоподобие $\chi^2(10) = 17.03$, $p = 0.07$. Взаимодействието между етническото самоопределение и пола *INTAS_ethnic_my*sex* се установи, че не е статистически значимо.

Кутия 19.2 Логлинеен анализ за скала за *етническа група на принадлежност, изповядвана религия, пол* и *възраст* (Ганева, 2010)

Резултати

С цел да се изследва дали е налице връзка между ***идентичността***, която изследваните лица поставят на първо място и с която се самоопределят, ***региона,*** *в който живеят,* ***и техния пол,*** бяха направени йерархични логлинейни анализи (hierarchical log linear analyses).

Налице са статистически значими различия за всеки посочен ***отговор*** по ***пол*** и по ***регион***: за първия по значимост избор $-\chi^2(10) = 26.02$, $p = 0.004$, за втори избор – $\chi^2(10) = 27.79$, $p = 0.002$, за четвърти избор $-\chi^2(10) = 38.58$, $p < 0.001$, за пети избор – $\chi^2(10) = 37.09$, $p < 0.001$ и за последния по значимост избор $-\chi^2(10) = 26.53$, $p = 0.003$. Липсват статистически значими различия за третия направен избор $-\chi^2(10) = 11.79$, $p = 0.031$. Резултатите са представени в Таблица 4.15.

Националната идентичност е посочена като първи избор от 64.1% от изследваните лица, които живеят в България, от 29.7% от българите, живеещи в Европейски съюз (с изключение на България), и от 46.7% от българите, живеещи в Северна Америка (САЩ и Канада). Като втори избор тя е посочена от 20.3% от българите, които живеят в Европейски съюз (с изключение на България), и от 26.7% от българите, живеещи в Северна Америка (САЩ и Канада), и като трети избор от 18.8% от българите, които живеят в Европейски съюз (с изключение на България), и от 15.6% от българите, живеещи в Северна Америка (САЩ и Канада). *Етническата идентичност* е избрана на последно място от 53.1% от българите, живеещи в България, от 26.6% от българите, живеещи в Европейски съюз (с изключение на България), и от 26.7% от българите, живеещи в Северна Америка (САЩ и Канада).

Религиозната идентичност е поставена на пето място от 34.4% от българите, живеещи в България, и на последно място от 33.3% от българите, живеещи в Северна Америка (САЩ и Канада). Тя е предпочетена на четвърто място от 26.6% от българите, които живеят в Европейски съюз (с изключение на България), и от 26.7% от българите, живеещи в Северна Америка (САЩ и Канада).

Половата идентичност е посочена на първо място от 40% от българите, живеещи в

Северна Америка (САЩ и Канада). Тя е избрана на второ място от 25% от българите, живеещи в България, от 23.4% от българите, живеещи в Европейски съюз (с изключение на България), и от 26.7% от българите, живеещи в Северна Америка (САЩ и Канада). Трето място по важност ѝ отреждат съответно 21.9% от българите, живеещи в България, 23.4% от българите, живеещи в Европейски съюз (с изключение на България), и 20% от българите, живеещи в Северна Америка (САЩ и Канада).

Таблица 4.15. Честота, с която са категоризирани (ранжирани) шестте идентичности като: най-важна (първи избор), втори, трети, четвърти, пети и последен избор, разпределени *по регион* (в проценти)

Социална идентичност/ Регион на местоживеене	*Избор*					
	1	*2*	*3*	*4*	*5*	*6*
Национална идентичност						
България	64.1	6.3	9.4	4.7	10.9	4.7
Европейски съюз (без България)	29.7	20.3	18.8	14.1	3.1	14.1
Северна Америка (САЩ и Канада)	46.7	26.7	15.6	6.7	4.4	0.0
Етническа идентичност						
България	1.6	12.5	10.9	9.4	12.5	53.1
Европейски съюз (без България)	15.6	10.9	12.5	12.5	21.9	26.6
Северна Америка (САЩ и Канада)	0.0	20.0	26.7	20.0	6.7	26.7
Религиозна идентичност						
България	0.0	14.1	20.3	26.6	34.4	4.7
Европейски съюз (без България)	6.3	12.5	18.8	26.6	18.8	17.2
Северна Америка (САЩ и Канада)	13.3	0.0	13.3	26.7	13.3	33.3
Полова идентичност						
България	17.2	25.0	21.9	15.6	15.6	4.7
Европейски съюз (без България)	14.1	23.4	23.4	18.8	9.4	10.9
Северна Америка (САЩ и Канада)	40.0	26.7	20.0	0.0	13.3	0.0
Европейска идентичност						
България	6.3	23.4	15.6	32.8	6.3	15.6
Европейски съюз (без България)	23.4	25.0	9.4	7.8	25.0	9.4
Северна Америка (САЩ и Канада)	0.0	20.0	6.7	13.3	53.3	6.7
Локална (от кой град си) идентичност						
България	10.9	18.8	21.9	10.9	21.9	15.6
Европейски съюз (без България)	10.9	7.8	17.2	20.3	21.9	21.9
Северна Америка (САЩ и Канада)	0.0	6.7	17.8	33.3	8.9	33.3
Общо						
България	*100.0*	*100.0*	*100.0*	*100.0*	*100.0*	*100.0*
Европейски съюз (без България)	*100.0*	*100.0*	*100.0*	*100.0*	*100.0*	*100.0*
Северна Америка (САЩ и Канада)	*100.0*	*100.0*	*100.0*	*100.0*	*100.0*	*100.0*

Забележки: Данните са обработени с йерархичен логлинеен анализ (hierarchical log linear analysis).

В Кутия 19.2 (Таблица 4.15) са представени резултатите от шест трифакторни логлинейни анализа (Ганева, 2010, стр. 184) за извадка от 173 българи, живеещи в България, в Европейски съюз (с изключение на България) и в Северна Америка (САЩ и Канада) (94 момчета и 79 момичета; на възраст 27.0 години). Момичетата са на възраст 26.8, а момчетата на 27.3 години. Броят на изследваните лица в трите региона е приблизително еднакъв: съответно 64 българи, живеещи в България (35 момичета и 29

момчета), 64 българи, живеещи в Европейски съюз (с изключение на България) (26 момичета и 38 момчета) и 45 българи, живеещи в Северна Америка (САЩ и Канада) (18 момичета и 27 момчета).

19.8 ОБОБЩЕНИЕ

Логлинейният анализ както и хи-квадрат χ^2 тестът за асоциация/връзка (Глава 18) се основават на анализа на отклонението, девиацията между **наблюдаваната, емпиричната честота** и **очакваната, теоретичната честота** и на практика се използва хи-квадрат χ^2 статистиката, за да се провери дали различията са статистически значими. За разлика от хи-квадрата χ^2 теста обаче при логлинейния анализ, за да се определи очакваната честота за всяко поле се налага: **(а)** да се използва статистическа техника, която се основава на многофакторния регресионен анализ и **(б)** да се използва натурален логаритъм, за да се трансформират формулите с умножение във формули със събиране, тъй като логаритъмът на произведението на две числа е равен на сумата на логаритмите на двете числа, т. е. $\ln(a \times b) = \ln a + \ln b$ (виж Глава 1, Раздел 1.17). Така очакваната честота за всяко поле се получава като се реши *логаритмично регресионно уравнение*. Основната задача на логлинейния анализ е да се получи *линеен модел* на логаритъма за очакваната честота на полетата на кръстосаната таблица, който адекватно да описва асоциациите/ връзките (всички главни ефекти) и взаимодействието (всички ефекти на взаимодействието), които съществуват в първичната честотна таблица.

В обобщение логлинейният анализ е оптимизационен процес за намиране на модел, който най-добре да представя данните. Намирането на модела става чрез набор от **тестове за съгласуване**, които анализират и *оптимизират* разликата между наблюдаваната и очакваната честота.

Преговор: ***Ключови думи и термини*** по азбучен ред, *виж*: Тълковния речник

алтернативна хипотеза H_1	кръстосана таблица	обратно елиминиране
главен ефект	логлинеен анализ	очаквана честота
големина на ефекта	матрица с данни	размер на извадка
девиация	наблюдавана честота	статистическа значимост
дихотомна променлива	наситен модел	степени на свобода
ефект на взаимодействие	независима променлива	честота
зависима променлива	номинална променлива	честотна таблица
извадка	нулева хипотеза H_0	

19.9 УПРАЖНЕНИЯ

I. Проведено е изследване с цел да се анализира връзката между *пиенето на кафе*, *чай* и *пушенето* при *мъжете и жените*. Получените резултати са представени в следната кръстосана таблица.

Пол	**Пушене**	**Чай**	**Кафе**	
			Да	Не
Жени	Да	Да	15	5
		Не	30	14
	Не	Да	17	8
		Не	14	2
Мъже	Да	Да	23	6
		Не	15	11
	Не	Да	18	7
		Не	5	2

Като използвате дадената информация отговорете на въпроси от 1 до 6:

1. Колко променливи са анализирани?
2. Коя е зависимата и кои са независимите променливи?
3. Може ли да се приложи логлинейният анализ?
4. Каква е извадката?
5. Колко главни ефекта подлежат на анализ и кои са те?
6. Колко са трифакторните взаимодействия и кои са те?

II. С цел да се установи дали има статистически значима асоциация/ връзка между *първи избор на социална идентичност*, *пол* и *възрастова група* (пълнолетни и непълнолетни) е проведен трифакторен йерархичен логлинеен анализ с обратна елиминация. От информацията в таблиците **K-Way and Higher-Order Effects** (Проверка на ефекта на взаимодействие за нива K и по-големи) и **Step Summary** (Обобщение на стъпките) отговорете на въпроси от 7 до 9:

K-Way and Higher-Order Effects

	K	df	Likelihood Ratio		Pearson		Number of Iterations
			Chi-Square	Sig.	Chi-Square	Sig.	
K-way and Higher Order Effects[a]	1	23	264.429	.000	277.451	.000	0
	2	16	53.272	.000	47.300	.000	2
	3	5	17.183	.004	15.582	.008	3
K-way Effects[b]	1	7	211.157	.000	230.150	.000	0
	2	11	36.089	.000	31.718	.001	0
	3	5	17.183	.004	15.582	.008	0

a. Tests that k-way and higher order effects are zero.

b. Tests that k-way effects are zero.

Step Summary

Step[b]			Effects	Chi-Square[a]	df	Sig.	Number of Iterations
0	Generating Class[c]		First_ choice*sex*age_ group	.000	0	.	
	Deleted Effect	1	First_ choice*sex*age_ group	17.183	5	.004	3
1	Generating Class[c]		First_ choice*sex*age_ group	.000	0	.	

a. For 'Deleted Effect', this is the change in the Chi-Square after the effect is deleted from the model.

b. At each step, the effect with the largest significance level for the Likelihood Ratio Change is deleted, provided the significance level is larger than .050.

c. Statistics are displayed for the best model at each step after step 0.

7. Какво показва максималната стойност на K ?
8. В първата таблица колко теста са статистически не значими?
9. Как се представят получените резултати?

20 НЕПАРАМЕТРИЧНИ МЕТОДИ ЗА ОРДИНАЛНИ (РАНГОВИ) ДАННИ

20.1	Въведение	487
20.2	Тест на Ман-Уитни (Mann-Whitney) за съпоставка на две независими извадки	489
20.3	Тест на Крушкел-Уолис (Kruskal-Wallis) за съпоставка на три и повече независими извадки	494
20.4	Тест на Уилкоксън (Wicoxon) за съпоставка на две корелирани (свързани) извадки (групи)	500
20.5	Тест на Фридман (Friedman) за съпоставка на три и повече корелирани извадки	503
20.6	Обобщение	508
20.7	Упражнения	510

20.1 ВЪВЕДЕНИЕ

В голяма част от литературата по статистика статистическите процедури се делят на **параметрични и непараметрични**. Понятието "параметричен" при статистическите процедури идва от думата "параметър" или характеристика на генералната съвкупност. Една от предпоставките на параметричните тестове (*t*-тест, дисперсионен анализ и др.) е към формата на честотното разпределение на извадката, което трябва да е нормално, за да се използват статистики като средноаритметична стойност и стандартно отклонение. Въпреки че някои от параметричните методи позволяват да се анализират данни, които са разпределени и по други закони, статистическият анализ при непараметричните методи не е свързан със закона на разпределението на анализираните данни. Това на практика означава, че чрез непараметричните статистически методи се анализират данни без значение какво е разпределението им, т. е. анализират се номинални и ординални (рангови) променливи, за които *не* съществуват аритметични операции. Математическият апарат, който се използва при непараметричните методи, за да се заобиколи предпоставката за нормално разпределение се базира не на използването на изходни данни, а на тяхното ранжиране, сравняване на честоти и др. допълнителни преобразувания. Чрез непараметричните методи се изчисляват статистическите показатели както за една извадка така и при сравнение на две извадки.

Един от основните недостатъци на непараметричните тестове е, че те са с по-малка сила или чувствителност от колкото техните параметрични алтернативи. На практика това означава, че с тях е възможно да *не* се открият различия между групите, когато те съществуват. Ето защо ако изследователят разполага с "подходящи" данни е по-добре да се използват параметричните статистики. Само когато "План А" (параметричните статистики) не работи е добра идея да се прибягва до "План Б" (непараметричните статистики).

Случаите, в които непараметричните статистики са за предпочитане пред параметричните са следните:

а) Данните са ординални (рангови) или номинални.
б) Размерът на извадката е малък и нормалното разпределение на променливата е под въпрос.
в) Данните съдържат анормални или екстремални наблюдения (стойности), които изкривяват стойността на средноаритметичната стойност и затова не позволяват да се проведе коректно параметричният тест.

Важно е да се знае, че както има параметрични статистики, за които няма непараметрични алтернативи, така има и непараметрични статистики, за които няма параметрични алтернативи. В този случай не се избира между два статистически теста, а се прилага само този, който е подходящ в конкретния случай (виж Глава 9).

В тази глава са разгледани следните **четири** най-често използвани непараметрични статистически процедури:

1. Тестът на Ман-Уитни (Mann-Whitney) за сравняване на две независими групи. Това е непараметричната алтернатива на *t*-теста за независими извадки (Глава 13, Раздел 13.3) и на еднофакторния дисперсионен анализ за съпоставка на две независими групи (Глава 14, Раздел 14.5).
2. Тестът на Крушкел-Уолис (Kruskal-Wallis) за сравняване на три и повече независими групи. Това е непараметричната алтернатива на еднофакторния дисперсионен анализ за съпоставка на три и повече групи (Глава 14, Раздел 14.6).
3. Тестът на Уилкоксън (Wilcoxon) за сравняване на две свързани (корелирани) извадки. Това е непараметричната алтернатива на *t*-теста за свързани извадки (Глава 13, Раздел 13.4).
4. Тестът на Фридман (Friedman) за сравняване на три или повече свързани извадки. Това е непараметричната алтернатива на еднофакторния дисперсионен анализ за свързани (корелирани) извадки (Глава 14, Раздел 14.7).

Други широко използвани непараметрични процедури, които също са разгледани в учебника са:

- Коефициентът на рангова корелация на Спирмън *ро* (Spearman's rank-order correlation), който е разгледан в Глава 10, Раздел 10.4. Той е непараметричната алтернатива на корелационния коефициент на Пирсън r (Глава 10, Раздел 10.2 и 10.3).
- Хи-квадрат χ^2 тестовете, които се използват при анализ на номинални данни. Те са разгледани в Глава 18. За тях няма параметрична алтернатива.
- Логлинейният анализ (Log-linear analysis), който се нарича още и *многофакторен честотен анализ* (Multi-way Frequency Analysis, MFA). Той се използва при анализ на кръстосани таблици и при интерпретацията на качествени, категорийни променливи или за честотни данни като за целта използва хи-квадрат χ^2 статистиката. Този непараметричен анализ е разгледан в Глава 19 и той няма параметрична алтернатива.
- Логистичният регресионен анализ. Той се използва когато изследваните променливи могат да се разделят на независими и зависима, когато зависимата е номинална, а независимите са номинални, интервални и/или пропорционални, ако интерес представлява връзката между зависимата и независимите променливи. Този непараметричен анализ е разгледан в Глава 22 и той няма параметрична алтернатива.

20.2 ТЕСТ НА МАН-УИТНИ (MANN-WHITNEY) ЗА СЪПОСТАВКА НА ДВЕ НЕЗАВИСИМИ ИЗВАДКИ

Тестът на Ман-Уитни (Mann-Whitney U test) е подобен на *t*-теста за две независими извадки. Ако при *t*-теста се сравняват средноаритметичните стойности за двете групи то при теста на Ман-Уитни се сравняват техните **медиани**. За целта изходните стойности за интервалната променлива се преобразуват в рангове и след това тестът проверява дали ранговете за двете групи са статистически значимо различни. Всеки път, когато вместо изходните данни се анализират техните рангове няма значение какво е изходното им честотно разпределение.

- **Рангът** за дадено наблюдение е неговият пореден номер в *подреденото множество*. Например в подреденото множество: 1,3,4,7 рангът на наблюдение със стойност 4 е 3.
- **Подредено множество** е множество от елементи, което се отличава от всяко друго множество от същите елементи с подредбата на елементите по нарастване на тяхната стойност. Например множеството: (1,3,4,7) е подредено, а множеството от същите елементи (1,7,3,4) не е подредено.

Тестът на Ман-Уитни за равен обем на две извадки е предложен от ирландския химик и статистик Франк Уйлкоксън (Frank Wilcoxon, 1892-1965) през 1945 г. Той обаче носи името на американския статистик от австрийски произход Хенри Ман (Henry Mann, 1905-2000) и на неговия студент американският статистик Доналд Уитни (Donald Whitney), които през 1947 г. го разширяват.

20.2.1 ПРЕДПОСТАВКИ ЗА ТЕСТА НА МАН-УИТНИ

Тъй като тестът на Ман-Уитни е непараметричен към него няма изискване за нормално разпределение на зависимата променлива и равенство на дисперсиите за двете групи. Въпреки това обаче, за да се проведе тестът на Ман-Уитни трябва да са изпълнени следните две предпоставки:

1. Предполага се, че зависимата променлива е изградена от "ниски" към "високи" стойности преди те да се ранжират.
2. Данните от двете групи са независими.

Както другите непараметрични тестови така и тестът на Ман-Уитни чрез ранговете на съответните наблюдения в двете независими извадки се проверява дали при наблюденията в едната извадка се наблюдава тенденция да имат по-големи стойности и съответно по-големи рангове в сравнение с наблюденията в другата извадка.

20.2.2 СТАТИСТИЧЕСКИ ХИПОТЕЗИ ЗА ТЕСТА НА МАН-УИТНИ

Статистическите хипотезите, които се проверяват с теста на Ман-Уитни са следните:

H_0: Двете групи *имат* еднакво разпределение.
H_1: Двете групи *нямат* еднакво разпределение.

Тестът на Ман-Уитни проверява за равенство на двете разпределения, а не за равенство в двете средноаритметични стойности както е при *t*-теста за независими извадка. При този тест се цитират медианите, а не средноаритметичните стойности.

ГОЛЕМИНА НА ЕФЕКТА

При интерпретацията на *големината на ефекта* се използва коефициентът r (виж Глава 9, Раздел 9.10), който за съжаление не е включен в изходните таблици на IBM SPSS Statistics, но се изчислява по следната формула:

$$r = z/\sqrt{N} \qquad \textbf{20.1}$$

където: z е стандартизираната нормална апроксимация на статистиката на теста, от която асимптотичното статистически значимо ниво се оценява, а N е размерът на цялата извадка. IBM SPSS Statistics дава резултатите за z и N, така че изчисляването на r по горната Формула 20.1 не е трудно с калкулатор. Интерпретацията на коефициента r, направена от Коен (Cohen, 1988), е дадена в третата колона на Таблица 9.8.

20.2.3 ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДА *2 Independent Samples (Две независими извадки)*

За да се илюстрира и интерпретира тестът на Ман-Уитни за две независими извадки са разгледани следните две променливи:

1. Самооценка на *относителната важност на религиозната идентичност* (Barrett, 2007), която се състои от 1 въпрос (виж Кутия 20.1) и е ординална (рангова) променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.2). Тя приема шест стойности: от 1 – най-значима до 6 – най-малко значима. В матрицата на изследването тя е обозначена като *INTAS_rank_religious*. Това е зависимата променлива.
2. Променливата *пол*, която приема две стойности: 1 – момче, 2 – момиче и е номинална, дихотомна (виж Глава 1, Раздел 1.6.1). В матрицата на изследването тя е обозначена като *sex*. Това е независимата променлива.

Извадката за разгледания пример е $N=355$, от които момчетата са 151, а момичетата 204.

Изследователският въпрос е: "Има ли статистически значимо различие в разпределението на *относителната важност на религиозната идентичност* между момчетата и момичетата?"

Научната (експерименталната) хипотеза H_1 е: "Има статистически значимо различие в разпределението на *относителната важност на религиозната идентичност* между момчетата и момичетата."

Кутия 20.1 Ръководство за определяне на *относителната важност* (ранжиране) на социалните идентичности (Barrett, 2007; Ганева, 2010)

До сега отговорихте на въпроси свързани с националната, етническата и религиозната Ви идентичност. Следва списък от 6 различни идентичности. Моля оценете всяка една от тях до каква степен е важна за Вас като използвате числата между 1 – най-значима и 6 – най-малко значима. Например ако половата идентичност е най-важна за Вас моля поставете числото 1 в квадратчето, което съответства на Половата идентичност.

1. Национална идентичност/ Българин _____ ☐
2. Етническа идентичност/ Турчин/Ром _____ ☐
3. Религиозна идентичност _____ ☐
4. Полова идентичност _____ ☐
5. Европейска идентичност _____ ☐
6. От конкретен град (на раждане, живеене и т. н.) ____ ☐

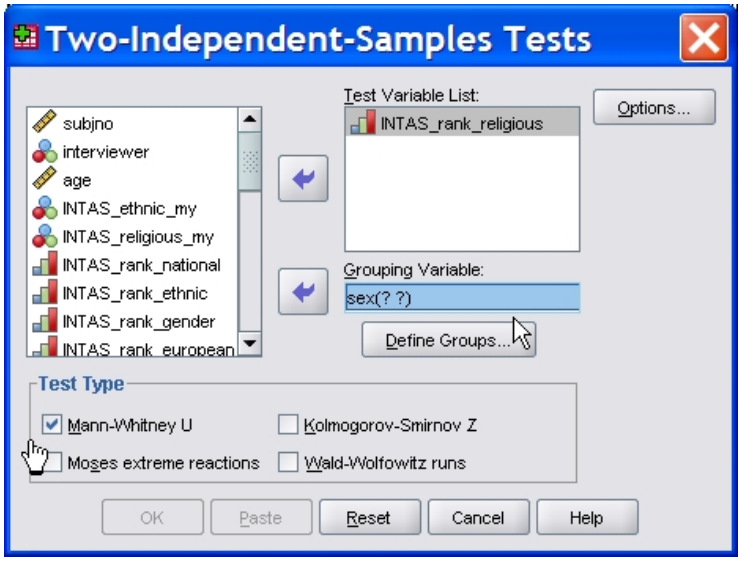
Измерване. Идентичностите се ранжират чрез 6 – степенна ординална (рангова) скала от: 1 – най-значима до 6 – най-малко значима. Въпреки че е формулиран един въпрос, респондентът дава *шест* различни отговора и затова в матрицата на изследването се въвеждат *шест* променливи. В такива случаи е правилно да се анализират 6 въпроса (според броя на отговорите и променливите) като всеки въпрос измерва относителната важност на всяка от горните шест социални идентичности.

☐ Процедурата за провеждане на теста на Ман-Уитни за две независими извадки с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- Избира се **Analyze** ⇒ **Nonparametric Tests** ⇒ **2 Independent Samples** (Анализ ⇒ Непараметрични тестове ⇒ 2 Независими извадки) (Фигура 3.21) и се получава диалоговата кутия от Фигура 20.1.
- Кликва се на променливата *INTAS_rank_religious* и се премества с горната стрелка в кутията **Test Variable List** (Списък на променливите за проверка) (зависима променлива).
- Кликва се на променливата *sex* и се премества с долната стрелна в кутията **Grouping Variable** (Групираща променлива) (независима променлива). Тя се появява в тази

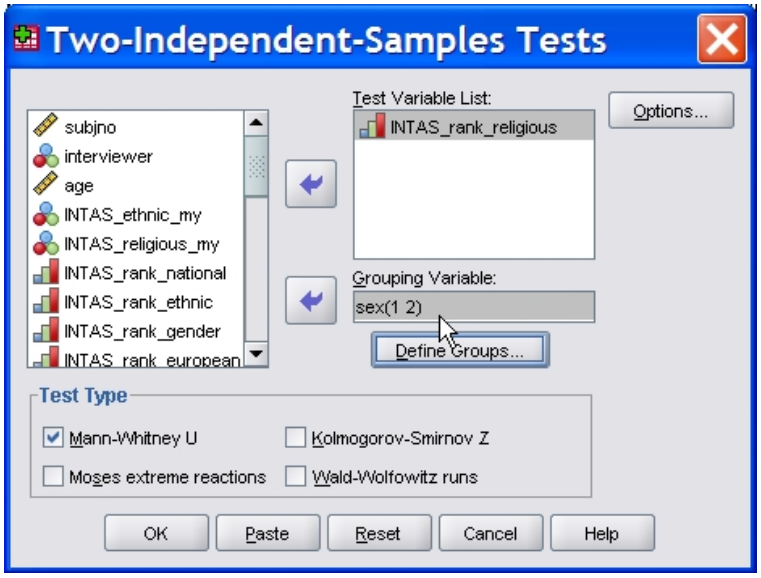
кутия с два въпросителни знака (виж курсора), което означава, че не са дефинирани стойностите на променливата.

- Кликва се на бутона **Define Groups** (Дефинирай групите) и се получава диалоговата кутия от Фигура 20.2.
- Въвеждат се съответните кодове за независимата променлива *sex*: в полето **Group 1:** (Група 1) се въвежда - **1** (момчета), а в полето **Group 2:** (Група 2) се въвежда кода - **2** (момичета) съгласно кодовата книга на изследването. Кодовете могат да бъдат само числа (виж Глава 4). На Фигура 20.2 тези кодове вече са въведени.
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) и се получава диалоговата кутия от Фигура 20.3. В кутията вече няма въпросителни знаци за независимата променлива както е показано на Фигура 20.1, а дефинираните кодове (виж курсора).



Фигура 20.1 Диалогова кутия на командата *2 Independent Samples* (Две независими извадки) за теста на Ман-Уитни (Mann-Whitney U test)

Фигура 20.2 Диалогова кутия *Define Groups* (Дефинирай групите) на командата *2 Independent Samples* (Две независими извадки)



Фигура 20.3 Диалогова кутия на командата *2 Independent Samples* (Две независими извадки) за теста на Ман-Уитни (Mann-Whitney U test) с дефинирани групи

- От раздела *Test Type* (Вид на теста), който се намира долу се селектира **Mann-Whitney U** (Ман-Уитни). В този раздел се съдържат също и следните алтернативни непараметрични теста: **Kalmigorov-Smirnov Z**, **Moses extreme reactions** и **Wald-**

Wolfowitz runs за съпоставка на две независими извадки, които не са разгледани в учебника.

Ако се кликне на бутона **Options** (Опции), който се намира горе в дясно, се появява нова диалогова кутия. В нея се задава **Descriptive statistics** (Дескриптивни статистики) и как да се работи при липсващи данни в матрицата на изследването (ако има такива): **Exclude cases analysis by analysis** (Изключване на наблюденията анализ по анализ) (виж Глава 9, Раздел 9.9).

- Кликва се на **OK** и се получават следните резултати от изпълнението на командата.

20.2.4 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
NPAR TESTS
  /M-W= INTAS_rank_religious BY sex(1 2)
  /MISSING ANALYSIS.
```

20.2.5 ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

Mann-Whitney Test

Ranks

	sex	N	Mean Rank	Sum of Ranks
INTAS_rank_religious	male	151	158.76	23973.50
	female	204	192.24	39216.50
	Total	355		

Test Statistics[a]

	INTAS_rank_religious
Mann-Whitney U	12497.500
Wilcoxon W	23973.500
Z	-3.101
Asymp. Sig. (2-tailed)	.002

a. Grouping Variable: sex

тази стойност се цитира

средните рангове, които се сравняват. Групата с по-голяма стойност на средния ранг има и по-голяма стойност на скалата

тестът трябва да е значим $p \le 0.05$

20.2.6 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Първата таблицата **Ranks** (Рангове) дава информация за всяка от двете групи – момчета и момичета. В колоната **N** (Брой) е дадена извадката за всяка група, в колоните **Mean Rank** (Среден ранг) и **Sum of Ranks** (Сума на рангове) са дадени съответно средноаритметичните стойности и сумата на ранговете. Както при другите непараметрични тестове така и тестът на Ман-Уитни анализира не стойностите на наблюденията, а техните рангове. Ето защо се съпоставят средноаритметичните стойност на ранговете, а не на изходните данни.

Втората таблица **Test Statistics** (Статистика на теста) на първият ред *Mann-Whitney U* показва стойност на **U** за теста на Ман-Уитни, която се цитира и в случая е равна на $U = 12497.5$. Стойността на **U** е винаги в диапазона между 0 и $N_1 \times N_2$ като в примера тя е между 0 и 30804 ($N_1 \times N_2 = 151 \times 204 = 30804$). Ако стойността на **U** е близка до 0 означава, че стойностите за първата група са по-малки от тези на втората. Ако стойностите на **U** са близки до средата на диапазона ($30804 / 2 = 15402$) означава, че стойностите на първата група са смесени с тези на втората група. Ако стойностите на **U** са близки до горната граница (30804) означава, че стойностите на първата група са по-големи от тези на втората група. В примера $U = 12497.5$ и е по-малка от средната стойност 15402, което предполага, че *относителната важност на религиозната идентичност* за момчетата (първата група) е по-малка от тази за момичетата (втората група). За да се провери дали това наистина е така е необходимо да се знае каква е критичната стойност на **U**. Ако извадките за двете групи са големи (≥ 20) тогава се

използва нормалното разпределение при апроксимацията на **U** и *p*-стойността на статистическия тест е дадена на последния ред *Asymp. Sig. (2-tailed)* (Асимптотична значимост (двустранна)). Ако извадките за двете групи са малки (<20) в тази таблица щеше да има още един ред *Exact Sig. [2*(1-tailed Sig.)]* (Точна значимост) и тези *p*-стойности трябва да се анализират и цитират. В примера има големи извадки и $p = 0.002 < 0.05$, което е статистически значима стойност и позволява да се отхвърли нулевата хипотеза H_0 и да се направи изводът, че има различие между двете групи (момчета и момичета) в ранжирането на религиозната им идентичност или *относителната важност на религиозната идентичност* за момичетата е по-висока от тази за момчетата. За извадки по-големи от 30 в таблицата се посочва и стойността за **Z** теста, който включва корекция на равните рангове за данните.

За да се изчисли *големината на ефекта* се използва коефициентът r по Формула 20.1. От първата таблица се получава стойността за цялата извадка $N = 355$, а от втората таблица стойността за $z = -3.101$. Като се поставят тези стойности се получава:

$$r = z/\sqrt{N} = -3.101/\sqrt{355} = -3.101/18.84 \approx -0.16$$

Интерпретацията на коефициента, направена от Коен (Cohen, 1988) (виж Таблица 9.8), показва че за стойностите $0.10 \le r < 0.30$ се наблюдава *малка или по-малка от типичната* големина на ефекта.

20.2.7 ПРЕДСТАВЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Резултатите от теста на Ман-Уитни (Mann-Whitney U test) се представят в раздели **Метод** и **Резултати** (виж Глава 2) и за примера те звучат по следния начин:

- В раздел **Метод**:

> С цел да се провери хипотезата, че разпределението на *относителната важност на религиозната идентичност* за момчетата и момичетата е еднакво е приложен тестът на Ман-Уитни (Mann-Whitney U test).

- В раздел **Резултати**:

> Резултатите от теста на Ман-Уитни (Mann-Whitney U test) показват, че има статистически значимо различие между *относителната важност на религиозната идентичност* на момчетата (среден ранг 158.76) и момичетата (среден ранг 192.24), $U = 12497.5$, $p = 0.002$, $r = 0.16$.

С цел да се изследва степента, в която младите хора се чувстват *оптимисти за своето бъдеще* (Nelson et. al, 2004), респондентите са помолени да сравнят своя живот с този на родителите си чрез четири въпроса като имат възможност да избират един от три възможни отговора във формат на Ликерт: 1 – "по-лош" 2 – "същият" и 3 – "по-добър" в четири области: *качество на живот, финансово състояние, кариерно развитие* и *интимни връзки*. В Кутия 20.2 са цитирани резултатите (Таблица 2, статистика по редове) от няколко теста на Ман-Уитни (Ганева, 2013г).

Кутия 20.2 Тест на Ман-Уитни (Mann-Whitney) за *оптимизъм в бъдещето* (Ганева, 2013г)

Представените резултати в Таблица 2 показват, че според мъжете качеството на живот, което имат и интимните връзки, които поддържат в настоящия момент са по-добри в сравнение с тези на техните родители.

Според тях финансовото състояние и кариерното развитие бележи промяна в негативна светлина. Изследваните жени смятат, че единствено по отношение на финансовото състояние промяната е в негативна посока.

Мъжете и жените имат различно мнение по отношение на качество на живот и кариерно развитие.

Таблица 2 Средни стойности на въпросите за *оптимизъм в бъдещето* за цялата извадка, разпределени по пол (мъже и жени)

съпоставка между поколенията	**общо**	пол		*статистика*	
		мъже	*жени*	СЗ	ГЕ *r*
качество на живот	0.28[b]	0.19[a]	0.35[b]	*	*0.14,М*
финансово състояние	-0.15[a]	-0.23[b]	-0.09[a]	-	-
кариерно развитие	-0.08[a]	-0.24[b]	0.04[a]	*	*0.15, М*
интимни връзки	0.36[b]	0.39[a]	0.33[b]	-	-
статистическа значимост	*	*	*		

Забележки: *СЗ – статистическа значимост, ГЕ – големина на ефекта; по-високите стойности на числата отразяват по-голяма важност на съответната характеристика (-1.00 – минимална стойност, 0.00 – средна, 1.00 – максимална стойност); статистика по колони: където е налице статистически значим ефект при $p<0.05$ между четирите характеристики на реда статистическа значимост под съответната колона от четири числа е поставена звездичка и точното място на статистическото различие за съответната група е посочено с малка буква ([a], [b], [c]); средните, отбелязани с ([a]), са статистически значимо по-малки от средните, отбелязани с ([b]), които са статистически значимо по-малки от средните, отбелязани с ([c]); средните, отбелязани с ([ab]), попадат между средните, отбелязани с ([a]) и ([b]) и между тях няма статистически значимо различие; данните са обработени с тест на Фридман (Friedman) с постхок тестове за сравнение по двойки на Уйлкоксън (Wicoxon) с корегирана p-стойност на Бонферони (Bonferroni); статистика по редове: където е налице статистически значим ефект при $p<0.05$ между двете групи за дадена характеристика, в предпоследната колона СЗ "статистическа значимост" е поставена звездичка; данните са обработени с тест на Ман-Уитни (Mann-Whitney U test); големина на ефекта: големината на ефекта е изчислена на базата на коефициента **r** на Коен и е интерпретирана при стойности: >0.70 като много по-голяма от типичната (>Г), 0.50-0.70 като голяма или по-голяма от типичната (Г), 0.30-0.50 като средна или типична (Т) и при стойности 0.10-0.30 като малка или по-малка от типичната (М), съгласно Коен (Cohen, 1988).*

20.3 ТЕСТ НА КРУШКЕЛ-УОЛИС (KRUSKAL-WALLIS) ЗА СЪПОСТАВКА НА ТРИ И ПОВЕЧЕ НЕЗАВИСИМИ ИЗВАДКИ

Тестът на Крушкел-Уолис (Kruskal-Wallis) е непараметрична алтернатива на еднофакторния дисперсионен анализ за съпоставка на три и повече групи (Глава 14, Раздел 14.6) и се разглежда като разширение на теста на Ман-Уитни (Mann-Whitney U test) за три и повече независими извадки (групи). Тестът на Крушкел-Уолис, както и тестът на Ман-Уитни, използва ранговете на наблюденията като се сравняват средноаритметичните стойности на ранговете за всяка група. За целта, когато извадката за всяка група включва поне 5 изследвани лица се използва хи-квадрат χ^2 разпределението с $K-1$ степени на свобода, където K е броят на групите (независимите извадки). Тъй като при теста на Крушкел-Уолис се прави анализ между групите (извадките), респондентите за всяка група трябва да са различни, т. е. извадките да са независими. Тестът на Крушкел-Уолис се смята за еднофакторен дисперсионен анализ (Глава 14) за ординални (рангови) данни.

Тестът на Крушкел-Уолис е наречен на името на американския математик и статистик Уилям Крушкел (William Kruskal, 1919-2005) и на американския икономист и статистик Уилсън Уолис (Wilson Wallis, 1912-1998), които през 1952 г. го публикуват.

20.3.1 ПРЕДПОСТАВКИ ЗА ТЕСТА НА КРУШКЕЛ-УОЛИС

Предпоставките, които трябва да са изпълнени, за да се проведе тестът на Крушкел-Уолис са същите както и за теста на Ман-Уитни:

1. Предполага се, че зависимата променлива е изградена от "ниски" към "високи" стойности преди те да бъдат ранжирани.
2. Данните за всяка групи са независими.

20.3.2 СТАТИСТИЧЕСКИ ХИПОТЕЗИ ЗА ТЕСТА НА КРУШКЕЛ-УОЛИС

Статистическите хипотезите, които се проверяват с теста на Крушкел-Уолис са следните:

H_0: *Няма* различие в разпределението на групите.
H_1: *Има* различие в разпределението на групите.

Тестът на Крушкел-Уолис проверява за равенство на разпределенията между групите (които са три и повече), а не равенство на средноаритметичните стойности за групите както е при дисперсионния анализ.

Ако тестът на Крушкел-Уолис е статистически значим $(p \le 0.05)$ означава, че има различие в разпределението на групите, които са три и повече. За да се установи обаче къде точно е различието, т. е. кои групи са статистически значимо различни трябва да се проведат няколко допълнителни *постхок* теста на Ман-Уитни по един за всяка двойка от групите като за целта се използва корегираната стойност на Бонферони (Bonferroni) (виж Глава 14, Раздел 14.2).

ГОЛЕМИНА НА ЕФЕКТА

За всеки тест на Ман-Уитни се изчислява големината на ефекта съгласно Формула 20.1. Тя е разгледана подробно в Раздел 20.2 на тази глава.

20.3.3 ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДА *K Independent Samples (К независими извадки)*

За да се илюстрира и интерпретира тестът на Крушкел-Уолис (Kruskal-Wallis) за три независими извадки са разгледани следните две променливи:

1. Самооценка за *относителна важност на националната идентичност* (Barrett, 2007), която се състои от 1 въпрос (виж Кутия 20.1) и е ординална (рангова) променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.2). Тя приема шест стойности: от 1 – най-значима до 6 – най-малко значима. В матрицата на изследването тя е обозначена като *rank_national*. Това е зависимата променлива.
2. Променливата *етнос*, която приема три стойности: 1 – българин, 2 – турчин, 3 – ром и е номинална (виж Глава 1, Раздел 1.6.1). В матрицата на изследването тя е обозначена като *ethnic*. Това е независимата променлива.

Извадката за разгледания пример е $N = 355$, от които 122 изследвани лица са от български произход, 116 са от турски произход и 117 са от ромски произход.

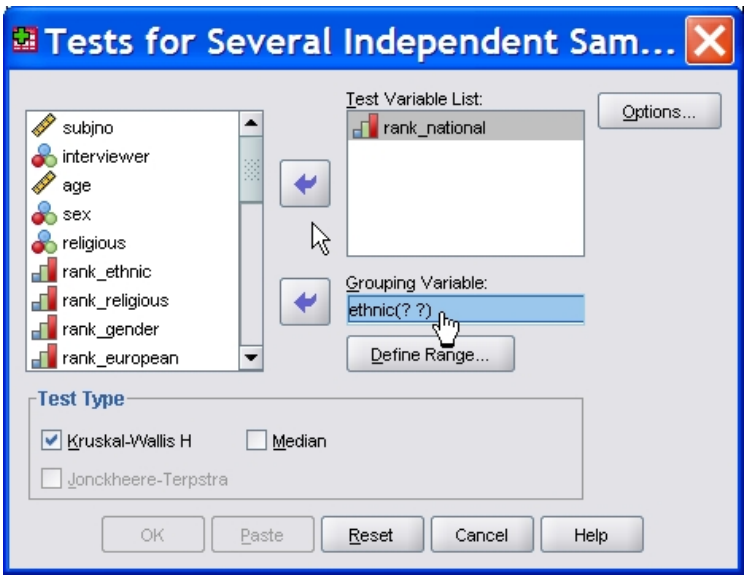
Изследователският въпрос е: "Има ли статистически значимо различие в разпределението на *относителната важност на националната идентичност* между етносите?"

Научната (експерименталната) хипотеза H_1 **е**: "Има статистически значимо различие в разпределението на *относителната важност на националната идентичност* между етносите."

Процедурата за провеждане на теста на Крушкел-Уолис с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- Избира се **Analyze** ⇒ **Nonparametric Tests** ⇒ **K Independent Samples** (Анализ ⇒ Непараметрични тестове ⇒ К Независими извадки) (Фигура 3.21) и се получава диалоговата кутия от Фигура 20.4.
- Кликва се на променливата *rank_national* и се премества с горната стрелка (виж курсора) в кутията **Test Variable List** (Списък на променливите за проверка) (зависима променлива).
- Кликва се на променливата *ethnic* и се премества с долната стрелна (виж курсора) в кутията **Grouping Variable** (Групираща променлива) (независима променлива). Тя се появява в кутията с два въпросителни знака (виж ръчичката), което означава, че не са дефинирани стойностите на променливата.

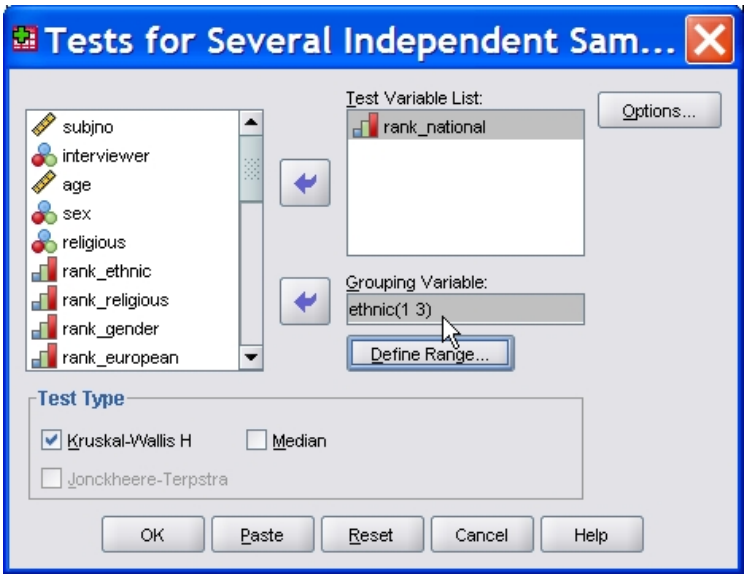
- Кликва се на бутона **Define Range** (Задаване на диапазон) и се получава диалоговата кутия от Фигура 20.5.
- Под надписа *Range for Grouping Variable* (Диапазон на групиращата променлива) се въвеждат съответните кодове за обсега на независимата променлива *ethnic*, т. е. нейната максимална и минимална стойност. В полето **Minimum** (Минимум) се въвежда - **1**, а в полето **Maximum** (Максимум) – 3 (виж курсора) съгласно кодовата книга на изследването. Кодовете могат да бъдат само числа (виж Глава 4). На Фигура 20.5 тези кодове вече са въведени.



Фигура 20.4 Диалогова кутия на командата *K Independent Samples* (К независими извадки) за теста на Крушкел-Уолис (Kruskal-Wallis)

Фигура 20.5 Диалогова кутия *Define Range* (Задаване на диапазон) на командата *K Independent Samples* (К независими извадки)

- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) и се получава диалоговата кутия от Фигура 20.6. В кутията вече няма въпросителни знаци за независимата променлива както е показано на Фигура 20.4, а дефинираните от изследователя кодове (виж курсора).



Фигура 20.6 Диалогова кутия на командата *K Independent Samples* (К независими извадки) за теста на Крушкел-Уолис (Kruskal-Wallis) с дефинирани стойности на независимата променлива

- От раздела *Test Type* (Вид на теста), който се намира долу е селектиран **Kruskal-Wallis H** (Крушкел-Уолис).

  Ако се кликне на бутона **Options** (Опции), който се намира горе в дясно се появява нова диалогова кутия, от която се задава **Descriptive statistics** (Дескриптивни статистики) и как да се работи при липсващи данни в матрицата на изследването (ако има такива): **Exclude cases analysis by analysis** (Изключване на наблюденията анализ по анализ) (виж Глава 9, Раздел 9.9).
- Кликва се на **OK** и се получават следните резултати от изпълнението на командата.

20.3.4 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
NPAR TESTS
  /K-W=rank_national   BY ethnic(1 3)
  /MISSING ANALYSIS.
```

20.3.5 ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

NPar Tests
Kruskal-Wallis Test

средни рангове, които се сравняват

тестът трябва да е статистически значим ($p \le 0.05$)

Ranks

	ethnic	N	Mean Rank
rank_national	Bulgarian	122	146.02
	Turk	116	196.05
	Roma	117	193.45
	Total	355	

Test Statistics[a,b]

	rank_national
Chi-Square	19.925
df	2
Asymp. Sig.	.000

a. Kruskal Wallis Test

b. Grouping Variable: ethnic

20.3.6 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Първата таблицата **Ranks** (Рангове) дава информация за всяка от трите групи – българи, турци и роми. В колоната **N** (Брой) е дадена извадката за всяка група, в колоната **Mean Rank** (Среден ранг) са дадени съответните средноаритметични стойности на ранговете. Както и другите непараметрични тестове така и тестът на Крушкел-Уолис (Kruskal-Wallis) анализира не стойностите на наблюденията, а техните рангове. Ето защо се съпоставят средноаритметичните стойности на ранговете, а не на изходните данни.

Другата таблица наречена **Test Statistics** (Статистика на теста) на първия ред *Chi-Square* (Хи-квадрат χ^2) показва стойността за хи-квадрат χ^2 теста (19.925), на втория ред *df* (Степени на свобода) са дадени степените на свобода (2) за този тест, а на последния трети ред *Asymp. Sig.* (Асимптотична значимост) е дадено статистически значимото ниво (0.000, което се цитира като $p < 0.001$). Ако статистически значимото ниво е по-малко или равно на 0.05, както е в случая ($p = 0.000 < 0.05$), означава, че има достатъчно доказателства да се отхвърли нулевата хипотеза H_0, че групите са едни и същи и да се направи изводът, че има статистически значимо различие за *относителната важност на националната идентичност* между трите етноса. Това се представя по следния начин: $\gamma^2(2) = 19.92$, $p < 0.001$.

За да се определи къде е различието трябва да се проведе *постхок* (*post hoc*) тест. По принцип при сравняване на няколко групи (в случая 3) ако се открие статистически значимо различие между тях може да се направи изводът, че двете групи с минимална (за българи: 146.02) и максимална стойност (турци: 196.05) са различи. За останалите различия обаче не може да се направи никакъв извод без този *постхок* анализ. За съжаление IBM SPSS Statistics не позволява да се направи такъв тест както позволява да се направи *постхок* (*post hoc*) тест за еднофакторния дисперсионен анализ. Ето защо след като тестът на Крушкел-Уолис е статистически значим е необходимо да се проведат няколко теста на Ман-Уитни, за да се анализират разликите по двойки за групите. В примера с 3 групи трябва да се направят 3 теста на Ман-Уитни като за всеки един от тях

се използва корекцията на Бонферони (Bonferroni) за α при определяне на статистическата значимост (виж Глава 14, Раздел 14.2). При този подход трябва да са изпълнени следните три стъпки:

1. Само ако тестът на Крушкел-Уолис е значим (както в примера) означава, че има различия между групите (три и повече) и тогава се налага да се провежда *постхок* (*post hoc*) тест, за да се установи между кои групи са различията.
2. Всяка от двойките групи се изследва по отделно за различия по между им с помощта на теста на Ман-Уитни. Ако се анализират k-групи общият брой на такива двойки групи е: $(k \times (k-1))/2$.

   В примера при $k = 3$ броят на двойките групи е: $3x(3-1)/2 = 3x2/2 = 6/2 = 3$ като те са: **(1)** българи/турци; **(2)** българи/ роми и **(3)** турци/роми.
3. Всеки от разгледаните в точка **2** тестове на Ман-Уитни се приема за статистически значим при корегираната стойност на Бонферони, която се определя като стойността на α се раздели на броя на възможните двойки.

   В примера при $\alpha = 0.05$ корегираната стойност на Бонферони е равна на $p = 0.05/3 = 0.0167$ или само при $p \le 0.0167$ се приема, че тестът на Ман-Уитни е статистически значим. Големината на ефекта се изчислява за всеки тест на Ман-Уитни съгласно Формула 20.1.

В примера има три групи и затова се правят три теста на Ман-Уитни съгласно разгледаната в предишния Раздел 20.2 процедура.

За първата двойка: българи/турци се получава (виж таблицата по-долу) $U = 5050.0$, $p < 0.001$, което е по-малко от критичната стойност 0.0167. Това означава, че има статистически значимо различие в *относителната важност на националната идентичност* между българи и турци. Големината на ефекта се изчислява съгласно Формула 20.1 и за $N = 238$ и $z = -4.049$ се получава:

$$r = z/\sqrt{N} = -4.049/\sqrt{238} = -4.049/15.42 \approx -0.26.$$

Интерпретацията на коефициента, направена от Коен (Cohen, 1988) (виж Таблица 9.8), показва че за стойностите $0.10 \le r < 0.30$ се наблюдава *малка или по-малка от типичната* големина на ефекта.

Този резултат се представят по следния начин: $U = 5050.0$, $p < 0.001$, $r = 0.26$.

Test Statistics[a]

	rank_national
Mann-Whitney U	5050.000
Wilcoxon W	12553.000
Z	-4.049
Asymp. Sig. (2-tailed)	.000

a. Grouping Variable: ethnic

тестът е значим при корегираната стойност на Бонферони *p≤0.0167*

За втората двойка: българи/роми се получава (виж таблицата по-долу) $U = 5261.0$, $p < 0.001$, което е по-малко от критичната стойност 0.0167. Това означава, че има статистически значимо различие в *относителната важност на националната идентичност* между българи и роми. Големината на ефекта се изчислява съгласно Формула 20.1 и за $N = 239$ и $z = -3.755$ се получава:

$$r = z/\sqrt{N} = -3.755/\sqrt{239} = -3.755/15.46 \approx -0.24,$$

което съгласно Коен (Cohen, 1988) $r = 0.24$ е *малка или по-малка от типичната* (виж Таблица 9.8).

Този резултат се представя по следния начин: $U = 5261.0$, $p < 0.001$, $r = 0.24$.

Test Statistics[a]

	rank_national
Mann-Whitney U	5261.000
Wilcoxon W	12764.000
Z	-3.755
Asymp. Sig. (2-tailed)	.000

a. Grouping Variable: ethnic

тестът е значим при корегираната стойност на Бонферони *p≤0.0167*

За третата двойка: турци/роми се получава (виж таблицата по-долу) $U = 6718.0$, $p = 0.892$, което е по-голямо от критичната стойност 0.0167. Това означава, че няма различие в *относителната важност на националната идентичност* между турци и роми.

Големината на ефекта се изчислява съгласно Формула 20.1 и за $N = 233$ и $z = -0.136$ се получава:

$$r = z/\sqrt{N} = -0.136/\sqrt{233} = -0.136/15.26 \approx -0.009,$$

което съгласно Коен (Cohen, 1988) $r = 0.009$ е *нищожна големина на ефекта* (виж Таблица 9.8). Този резултат се представя по следния начин: $U = 6718.0$, $p = 0.892$, $r = 0.009$.

Test Statistics[a]

	rank_national
Mann-Whitney U	6718.000
Wilcoxon W	13621.000
Z	-.136
Asymp. Sig. (2-tailed)	.892

a. Grouping Variable: ethnic

тестът не е значим при коригираната стойност на Бонферони *p=0.892>0.0187*

Ако се анализират не три, а четири групи $k = 4$, например: християни, мюсюлмани, агностици и атеисти, тогава броят на възможните двойки групи е равен на 6: $4x(4-1)/2 = 4x3/2 = 12/2 = 6$: 1 – християни/мюсюлмани; 2 – християни/агностици; 3 – християни/атеисти; 4 – мюсюлмани/агностици; 5 – мюсюлмани/атеисти и 6 – агностици/атеисти. В този случай коригираната стойност на Бонферони за теста на Ман-Уитни е: $p \le 0.05/6 = 0.0083$ или само ако $p \le 0.0083$ се приема, че тестът на Ман-Уитни е статистически значим при **4** групи.

20.3.7 ПРЕДСТАВЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Резултатите от теста на Крушкел-Уолис се представят в раздел **Метод** и **Резултати** (виж Глава 2) и за примера те звучат по следния начин:

- В раздел **Метод**:

> С цел да се провери хипотезата, че *относителната важност на националната идентичност* за българи, турци и роми е еднаква е приложен тестът на Крушкел-Уолис (Kruskal-Wallis).

- В раздел **Резултати**:

> Тестът на Крушкел-Уолис (Kruskal-Wallis) за сравнение на *относителната важност на националната идентичност* показа, че има статистически значимо различие между трите изследвани етноса, $\chi^2(2) = 19.92$, $p < 0.001$.

В Кутия 20.3 (Таблица 3.4) са представени резултатите от теста на Крушкел-Уолис (Kruskal-Wallis) и от коригирания Бонферони *постхок* тест на Ман-Уитни (Bonferroni-corrected post hoc Mann-Whitney test) за разглеждания по-горе пример за три групи (етноси), а също **и** за четири групи (религиозни групи). В таблицата се цитират също и резултатите от *постхок* анализа.

Кутия 20.3 Тест на Крушкел-Уолис (Kruskal-Wallis) за *относителната важност на националната идентичност* за 3 и 4 групи (Ганева, 2010)

Резултати

С цел да се изследва *относителната важност*, която изследваните лица от трите **етнически групи** – българи, турци и роми, и от четирите **религиозни групи** – християни, мюсюлмани, агностици и атеисти, отдават на *националната идентичност*, бяха направени необходимите статистически анализи. Резултатите са представени в Таблица 3.4. Те показват, че са налице статистически значими различия по етноси – $\chi^2(2) = 19.92$, $p < 0.001$, и по религии – $\chi^2(3) = 9.18$, $p = 0.027$.

Таблица 3.4. Средни стойности на *относителната важност на националната идентичност*, разпределени *по етнос* и *религиозна група*

Етническа група	*Средна стойност*	*Религиозна група*	*Средна стойност*
Българи	1.97 [a]	Християни	2.37 [ab]
Турци	2.59 [b]	Мюсюлмани	2.53 [ab]
Роми	2.67 [b]	Агностици [i]	3.11 [b]
		Атеисти [ii]	1.36 [a]
статистическа значимост	*		*

Забележки: По-ниските стойности на числата отразяват по-голямо отдавано значение (1 – минимална стойност (първи избор), 6 – максимална стойност (последен избор); където е налице статистически значим ефект на етноса и/или религиозната група върху относителната важност на националната идентичност, в съответната колона от три/четири числа е поставена звездичка и точното място на статистическото различие за съответния етнос и/или религиозна група е посочено с малка буква; при една и съща буква не се наблюдават статистически значими различия между числата; данните са обработени с теста на Крушкел-Уолис (Kruskal-Wallis) и корегирания Бонферони постхок тест на Ман-Уитни (Bonferroni-corrected post hoc Mann-Whitney test); [i] агностик: „не знам дали съществува Бог"; [ii] атеист: „не вярвам, че Бог съществува".

Данните потвърждават получените резултати от Таблица 3.2. Групата на мнозинството отдава по-голяма *относителна важност на националната идентичност* в сравнение с представителите на двете малцинствени групи – турци и роми. Отново подобно на представените резултати в Таблица 3.2 за групата на атеистите *националната идентичност* е *относително най-важна*, а за агностиците тя е с относително най-ниска степен на важност.

20.4 ТЕСТ НА УИЛКОКСЪН (WICOXON) ЗА СЪПОСТАВКА НА ДВЕ КОРЕЛИРАНИ (СВЪРЗАНИ) ИЗВАДКИ (ГРУПИ)

Знаковият рангов тест на Уилкоксън (Wilcoxon signed ranks test) се използва при сравняването на **(а)** свързани двойки, **(б)** когато отговорите на респондентите са измерени в два случая (*Време1* и *Време2*) или **(в)** при две различни условия (например: *предитест*, *следтест*). Той е непараметричната алтернатива на *t*-теста за корелирани извадки (виж Глава 13, Раздел 13.4), който вместо да сравнява средноаритметичните преобразува стойностите на променливата в рангови и ги сравнява за *Време1* и *Време2* или *Условие1* и *Условие2*.

Тестът изчислява броя на позитивните и негативните разлики и взема решение на базата на броя и размера на тяхното различие. Абсолютната стойност на различието между съответните двойки в двете извадки се ранжира от най-малко до най-голямо и тогава сумата на ранговете, които са асоциирани с позитивните разлики се сравнява със сумата на ранговете за отрицателните разлики.

Тестът на Уйлкоксън е наречен на името на ирландския химик и статистик Франк Уйлкоксън (Frank Wilcoxon, 1892-1965), който го развива през 1945 г.

20.4.1 ПРЕДПОСТАВКИ ЗА ТЕСТА НА УИЛКОКСЪН

Знаковият рангов тест на Уилкоксън предполага, че:

1. Разликите между ранговете са числови данни.
2. Разпределението на разликите е симетрично.

20.4.2 СТАТИСТИЧЕСКИ ХИПОТЕЗИ ЗА ТЕСТА НА УИЛКОКСЪН

Хипотезите, които се проверяват със знаковия рангов тест на Уйлкоксън са следните:

H_0 : Вероятността на положителните разлики е равна на вероятността на негативните разлики.

H_1 : Вероятността на положителните разлики *не* е равна на вероятността на негативните разлики.

ГОЛЕМИНА НА ЕФЕКТА

При интерпретацията на *големината на ефекта* се използва коефициентът r (виж Глава 9, Раздел 9.10), който за съжаление не е включен в изходните таблици на IBM SPSS Statistics, но може да се изчисли по следната формула:

$$r = z/\sqrt{N} \qquad \textbf{20.2}$$

където: z е стандартизираната нормална апроксимация на статистиката на теста, от която асимптотичното статистически значимо ниво се оценява, а N е размерът на двете свързани извадки. IBM SPSS Statistics дава резултатите за z и N , така че изчисляването на r по горната Формула 20.2 не е трудно с калкулатор. Интерпретацията на коефициента r , направена от Коен (Cohen, 1988), е дадена във втората колона на Таблица 9.8.

20.4.3 ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДА *2 RELATED SAMPLES (2 КОРЕЛИРАНИ ИЗВАДКИ)*

За да се илюстрира и интерпретира знаковият рангов тест на Уйлкоксън и за да се съпоставят получените резултати с параметричния му аналог *t*-тестът за корелирани извадки е разгледан същият пример (Глава 13, Раздел 13.4), в който се изследва дали има различие между отговорите на следните ***два въпроса*** за респондентите (Barrett, 2007):

1. "В каква степен **смятате**, че това, че сте *българин* е съвместимо с принадлежността към *религията* Ви?" Това е Ликерт формат въпрос с 7 възможни отговора: 1 – *никак,* 4 – *средно, 7 – силно* и е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследването тази променлива е обозначена като *Social_5*.
2. "В каква степен смятате, че **българите** мислят, че това, че сте *българин* е съвместимо с принадлежността към *религията* Ви?" Това е Ликерт формат въпрос с 7 възможни отговора: 1 – *никак,* 4 – *средно, 7 – силно* и е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследването тази променлива е обозначена като *Social_7*.

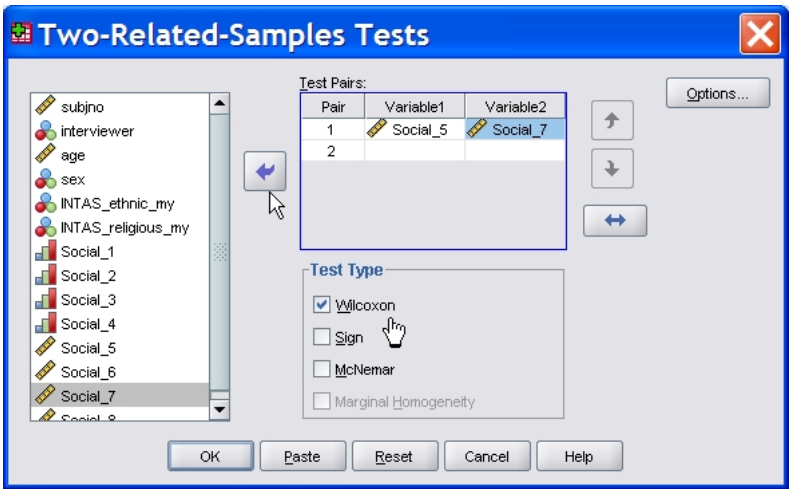
Извадката за разгледания пример е $N = 355$.

Изследователският въпрос е: "Има ли статистически значимо различие между личното мнение и мнението за обществото относно съвместимостта на националната и религиозната идентичност?"

Научната (експерименталната) хипотеза H_1 **е**: "Има статистически значимо различие между личното мнение и мнението за обществото относно съвместимостта на националната и религиозната идентичност."

Процедурата за провеждане на знаковия рангов тест на Уйлкоксън за свързани извадки с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- Избира се **Analyze ⇒ Nonparametric Tests ⇒ 2 Related Samples** (Анализ ⇒ Непараметрични методи ⇒ 2 Корелирани извадки) (Фигура 3.21) и се получава диалоговата кутия от Фигура 20.7.



Фигура 20.7 Диалогова кутия на командата *2 Related Samples* (2 корелирани извадки) за теста на Уилкоксън (Wilcoxon signed ranks test)

- С помощта на стрелката (виж курсора) се преместват променливите *Social_5* и *Social_7* в кутията **Test Pairs** (Двойки за проверка) като по този начин се формира двойката от зависими променливи. В примера няма да се разглежда едновременният анализ на няколко двойки от зависими извадки, въпреки че IBM SPSS Statistics позволява това.

  Ако се селектира бутонът **Options** (Опции) се появява нова диалогова кутия, в която може да се променят зададените по подразбиране стойности за доверителния интервал: 95% доверителна вероятност, а също и как да се работи при липсващи данни в матрицата на изследването (ако има такива) (виж Глава 9, Раздел 9.9).
- В раздела *Test Type* (Вид на теста) се селектира **Wilcoxon** (Уйлкоксън). Другите непараметрични тестове **Sign** (Знаков), **McNeman** (Макнеман) и **Marginal Homogeneity** (Пределна хомогенност) *не* трябва да се селектират (виж ръчичката).
- Кликва се на бутона **OK** и се получават следните резултатите от изпълнението на командата.

20.4.4 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
NPAR TESTS
   /WILCOXON=Social_5 WITH Social_7 (PAIRED)
   /MISSING ANALYSIS.
```

20.4.5 ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

Wilcoxon Signed Ranks Test

Ranks

		N	Mean Rank	Sum of Ranks
Social_7 - Social_5	Negative Ranks	103[a]	88.82	9148.50
	Positive Ranks	77[b]	92.75	7141.50
	Ties	175[c]		
	Total	355		

a. Social_7 < Social_5

b. Social_7 > Social_5

c. Social_7 = Social_5

средни рангове, които се сравняват

Test Statistics[b]

	Social_7 - Social_5
Z	-1.457[a]
Asymp. Sig. (2-tailed)	.145

a. Based on positive ranks.

b. Wilcoxon Signed Ranks Test

тестът *не* е значим: *p=0.145>0.05*

20.4.6 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

В първата таблица **Ranks** (Рангове) в колоната **N** (Брой) е дадена извадката за всяка група: на първия ред *Negative Ranks* (Отрицателни рангове) е даден броят на отрицателните рангове, когато рангът на първата променлива е по-малък от ранга на втората, които в примера са $N = 103$. На втория ред *Positive Ranks* (Положителни рангове) е даден броят на положителните рангове, когато рангът на първата променлива е по-голям от ранга на втората променлива и които в примера са $N = 77$. На третия ред *Ties* (Равни) е даден броят на равните рангове, когато рангът на първата променлива е равен на ранга на втората променлива, които са $N = 175$. На последния ред *Total* (Общо) е даден общият брой на извадката: $N = 355$ като това число се използва при изчисляване на големината на ефекта по Формула 20.2. Под таблиците са дадени точните дефиниции (направления) на различията. Във втората колона **Mean Rank** (Среден ранг) са дадени съответните средноаритметични стойности на ранговете, а в последната трета колона **Sum of Ranks** (Сума на рангове) е дадена сумарната стойност на всички рангове за съответната група.

Във втората таблица **Test Statistics** (Статистики на теста) на първия ред *Z* е дадена стойността на стандартизираната нормална апроксимация на статистическия тест **Z**. Знакът минус на **Z** няма значение, защото зависи от последователността, с която съответните двойки наблюдения от двете зависими извадки се сравняват. Стойността на **Z** се асоциира с вероятността, с която се наблюдават положителни или отрицателни

различия, защото стандартизираното нормално наблюдение е симетрично относно неговата средноаритметична стойност, която е 0. Асоцираното ниво на значимост за тази вероятност е дадено в реда *Asymp. Sig. (2-tailed)* (Асимптотична значимост (двустранна)) и ако това ниво е значимо ($p \le 0.005$) се прави изводът, че различието между двете оценки е статистически значимо. В примера има $p = 0.145$, което показва, че няма статистическо различие между двете оценки.

За да се изчисли *големината на ефекта* се използва коефициентът r по Формула 20.2. От първата таблица се получава стойността за цялата извадка $N = 355$, а от втората таблица стойността за $z = -1.457$. Като се поставят тези стойности в Формула 20.2 се получава:

$$r = z/\sqrt{N} = -1.457 / \sqrt{355} = -1.457 / 18.84 \approx -0.08$$

Интерпретацията на коефициента, направена от Коен (Cohen, 1988) (виж Таблица 9.8), показва че за стойностите $r < 0.10$ се наблюдава *нищожна* големина на ефекта.

20.4.7 ПРЕДСТАВЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Резултатите от знаковия рангов тест на Уйлкоксън се представят в раздели **Метод** и **Резултати** (виж Глава 2) и се цитират с точност два знака след десетичната точка (виж Глава 1, Раздел 1.17). За примера те звучат по следния начин:

- В раздел **Метод**:

> С цел да се установи дали има статистически значимо различие между личното мнение и мнението за обществото относно съвместимостта на националната и религиозната идентичност е приложен знаковият рангов тест на Уйлкоксън (Wilcoxon signed ranks test).

- В раздел **Резултати**:

> Тестът на Уйлкоксън (Wilcoxon signed ranks test) показва, че няма статистическо значимо различие между **(а)** съвместимостта на националната и религиозната идентичност и **(б)** личното мнение и мнението на обществото, $Z = -1.457$, $p = 0.145$, с нищожна големина на ефекта $r = 0.08$.

Ето как звучи резултатът от същия пример, но когато се прилага *t*-тестът за свързани извадки (Глава 13, Раздел 13.4): "*Липсва статистическо значимо различие между **(а)** съвместимостта на националната и религиозната идентичност и **(б)** личното мнение и мнението на обществото,* $t(354) = 1.64$, $p = 0.10$, с нищожна големина на ефекта $d = 0.09$."

При двата теста се получават еднакви резултати, че няма статистически значимо различие като за *t*-теста има малко по-ниско ниво на значимост (*p*-стойността). Това показва, че силата на *t*-теста е по-голяма от тази на теста на Уйлкоксън или че с *t*-теста се откриват статистически значими различия, които не могат да се открият с теста на Уйлкоксън. Ето защо винаги е за предпочитане ако е възможно да се прилага параметричният тест (*t*-тест) пред непараметричната му алтернатива (тест на Уйлкоксън).

20.5 ТЕСТ НА ФРИДМАН (FRIEDMAN) ЗА СЪПОСТАВКА НА ТРИ И ПОВЕЧЕ КОРЕЛИРАНИ ИЗВАДКИ

Тестът на Фридман (Friedman) е непараметрична алтернатива на еднофакторния дисперсионен анализ за свързани извадки (Глава 14, Раздел 14.7). Той се използва, когато отговорите на една и съща извадка от респонденти се измерва в три и повече точки на **(а)** време или **(б)** условия. При този тест няма изискване за разпределението на данните като както повечето непараметрични методи се използват ранговете на данните. Ако тестът се прилага само за две групи той е еквивалентен на знаковия тест (Sign test), който не е разгледан в учебника.

Тестът на Фридман е наречен на името на американския икономист и статистик Милтън Фридман (Milton Friedman, 1912-2006), който го развива през 1937 г.

20.5.1 ПРЕДПОСТАВКИ ЗА ТЕСТА НА ФРИДМАН

Предпоставките за теста на Фридман са както за всеки непараметричен тест и се свеждат до:

1. извадката е избрана по *случаен* начин от генералната съвкупност и
2. всеки респондент е изследван за всяка точка от време или за всяко условие.

20.5.2 СТАТИСТИЧЕСКИ ХИПОТЕЗИ ЗА ТЕСТА НА ФРИДМАН

Хипотезите, които се проверяват с теста на Фридман (Friedman) са следните:

H_0: Честотните разпределения са *еднакви* при свързаните измервания.
H_1: Честотните разпределения са *различни* при свързаните измервания.

Тестът на Фридман проверява равенството на честотните разпределения между групите (които са три или повече), а не равенството на средноаритметичните стойности за групите както е при дисперсионния анализ.

Ако тестът на Фридман е статистически значим ($p \le 0.05$) означава, че има различие в разпределението на групите, които са три и повече. За да се установи обаче къде точно е различието, т. е. между кои групи има статистически значимо различие трябва да се проведат няколко допълнителни *постхок* знакови рангови теста на Уйлкоксън (Раздел 20.4) по един за всяка двойка от групите като за целта се използва корегираната стойност на Бонферони (виж Глава 14, Раздел 14.2).

ГОЛЕМИНА НА ЕФЕКТА

За всеки знаков рангов тест на Уйлкоксън се изчислява големината на ефекта съгласно Формула 20.2.

20.5.3 ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДА *K RELATED SAMPLES (K КОРЕЛИРАНИ ИЗВАДКИ)*

За да се илюстрира и интерпретира тестът на Фридман и за да се съпоставят получените резултати с параметричния му аналог еднофакторният дисперсионен анализ за свързани извадки е разгледан същият пример (Глава 14, Раздел 14.7), в който група студенти от СУ „Св. Климент Охридски" участват в изследване за определяне на *нагласите на българските студенти към малцинствата* (Ганева, 2009). Анализирана е скала за *стереотипи към етноса* (Esses et al., 1993), която се състои от Ликерт въпроси и е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). Нейните стойности варират между −1(отрицателни стереотипи) и +1 (положителни стереотипи). Изследваните 87 респондента попълват скалата три пъти: през 2004, 2006 и 2008 година. В матрицата на изследването стойностите на скалата са записани като три променливи: *Attitude1* (за 2004 година), *Attitude2* (за 2006 година) и *Attitude3* (за 2008 година).

В дадения пример зависимата променлива е *стереотипите към етноса*, а независимата променлива е *Време,* която приема три стойности: 2004, 2006 и 2008 г.

За да се проведе обаче статистическият анализ с IBM SPSS Statistics е необходимо данните да са организирани в матрицата на изследването по такъв начин, че стойностите на зависимата променлива за всяка стойност на независимата променлива да е зададена в отделна колона/променлива: *Attitude1*, *Attitude2* и *Attitude3*.

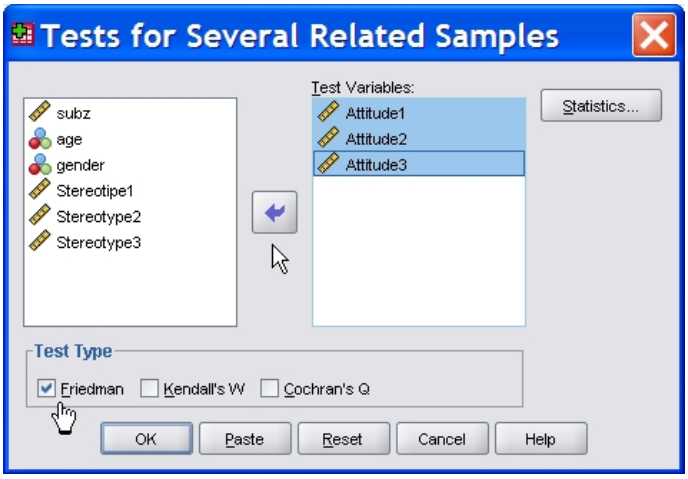
Извадката за разглеждания пример е $N = 87$, което означава че за всяка от трите години има по 87 едни и същи респондента.

Изследователският въпрос е: "Има ли статистически значимо различие в честотните разпределения на *стереотипите на българските студенти* към ромите?"

Научната (експерименталните) хипотеза H_1 **е**: "Има статистически значимо различие между честотните разпределения на *стереотипите на българските студенти* към ромите."

Процедурата за провеждане на теста на Фридман за три и повече свързани извадки с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- Избира се **Analyze** ⇒ **Nonparametric Tests** ⇒ **K Related Samples** (Анализ ⇒ Непараметрични методи ⇒ K Свързани извадки) (Фигура 3.21) и се получава диалоговата кутия от Фигура 20.8.



Фигура 20.8 Диалогова кутия на командата *K Related Samples* (K корелирани извадки) за теста на Фридман (Friedman)

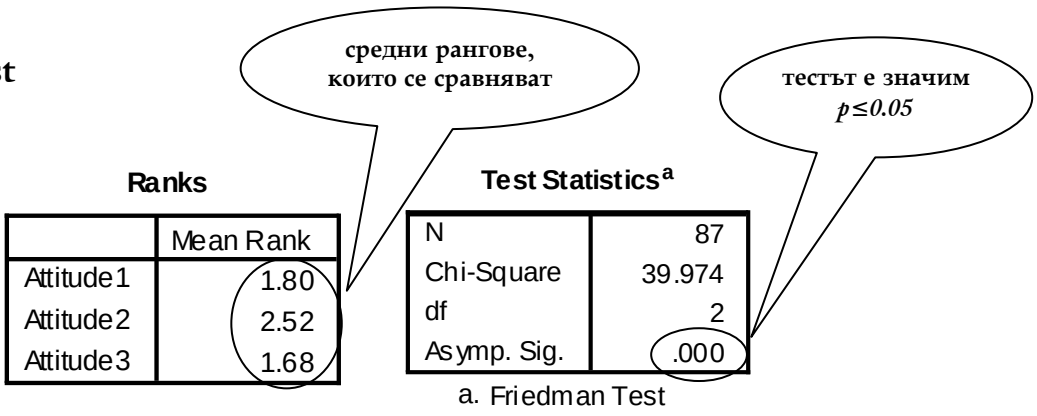
- С помощта на стрелката (виж курсора) се преместват променливите, които формират трите свързани измервания *Attitude1*, *Attitude2* и *Attitude3* в кутията **Test Variables** (Променливи за проверка).
- В раздела *Test Type* (Вид на теста) се селектира **Friedman** (Фридман) (виж ръчичката). Другите непараметрични тестове *не* се селектират.
- Кликва се на бутона **OK** и се получават следните резултатите от изпълнението на командата.

20.5.4 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
NPAR TESTS
   /FRIEDMAN=Attitude1 Attitude2 Attitude3
   /MISSING LISTWISE.
```

20.5.5 ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

NPar Tests
Friedman Test



20.5.6 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

В първата таблица **Ranks** (Рангове) в колоната **Mean Rank** (Среден ранг) са дадени съответните средноаритметични стойности на ранговете за трите групи, които се сравняват.

Във втората таблица **Test Statistics** (Статистики на теста) на първия ред *N* (Брой) е даден размерът на извадката за всяка група ($N = 87$), на втория ред *Chi-Square* (Хи-квадрат χ^2) стойността за хи-квадрат χ^2 теста (39.974), на третия ред *df* (Степени на свобода) степените на свобода (2), а на последния четвърти ред *Asymp. Sig.* (Асимптотична значимост) *p*-стойността на статистическият тест (0.000), която се цитира като $p < 0.001$.

Ако това значимо ниво е по-малко от 0.05, както е в случая ($p < 0.001 < 0.05$) означава, че има достатъчно доказателства да се отхвърли нулевата хипотеза H_0, че групите са едни и същи и да се направи изводът, че има статистически значимо различие за честотните разпределения за *стереотипите на българските студенти* към ромите за трите точки от време. Това се представя по следния начин: $\gamma^2(2) = 39.97$, $p < 0.001$.

За да се определи къде е различието е необходимо да се проведе *постхок* тест. По принцип при сравняване на няколко групи (в случая 3) ако се открие статистически значимо различие между тях може да се направи изводът, че двете групи с минимална (за *Attitude3*: 1.68) и максимална стойност (*Attitude2*: 2.52) са различи. За останалите различия обаче не може да се направи никакъв извод без *постхок* анализа. За целта трябва да се проведат няколко знакови рангови теста на Уйлкоксън, за да се анализират разликите по двойки за групите. В примера с 3 групи трябва да се направят 6 теста на Уйлкоксън като се използва корекцията на Бонферони за α при определяне на статистическата значимост (виж Глава 14, Раздел 14.2). При този подход трябва да се изпълнят следните три стъпки:

1. Само ако тестът на Фридман е статистически значим ($p \le 0.05$ както в примера) означава, че има различия между групите и само тогава се провежда *постхок* (*post hoc*) тест, за да се открият различията.
2. Всяка от двойките групи се изследват по отделно за различия помежду им с помощта на теста на Уйлкоксън. Ако се анализират k-групи то общият брой на такива двойки групи е: $(k \times (k-1))/2$. В примера $k = 3$ и броят на възможните двойки групи е: $3x(3-1)/2 = 3x2/2 = 6/2 = 3$ като те са: **(1)** *Attitude2/Attitude3*; **(2)** *Attitude1/Attitude3* и **(3)** *Attitude1/Attitude2*.
3. Всеки от разгледаните в точка **2** тестове на Уйлкоксън се приема за статистически значим при корегираната стойност на Бонферони, която се определя като стойността на α се раздели на броя на възможните двойки. В примера при $\alpha = 0.05$ корегираната стойност на Бонферони е равна на $p = 0.05/3 = 0.0167$ или само при $p \le 0.0167$ ще се приема, че тестът на Уйлкоксън е значим. Големината на ефекта се изчислява за всеки тест на Уйлкоксън съгласно Формула 20.2.

В примера има три групи и затова се правят три теста на Уйлкоксън съгласно разгледаната в предишния Раздел 20.4 процедура.

За първата двойка: *Attitude2/Attitude3* (Време2/Време3) се получава (виж таблицата по-долу) $Z = -6.66$, $p < 0.001$, което е по-малко от критичната стойност 0.0167. Това означава, че има статистически значимо различие в честотните разпределения за *стереотипите на българските студенти* към ромите за *Време2* (2006) и *Време3* (2008).

Големината на ефекта се изчислява съгласно Формула 20.2. За $N = 87$ и $z = -6.60$ се получава:

$$r = z/\sqrt{N} = -6.66/\sqrt{87} = -6.66/9.33 \approx -0.71,$$

Интерпретацията на коефициента, направена от Коен (Cohen, 1988) (виж Таблица 9.8), показва че за стойностите $r > 0.70$ се наблюдава *много по-голяма от типичната* големина на ефекта.

В примера $r = -0.71$. Този резултат се представя по следния начин: $Z = -6.66$, $p < 0.001$, $r = -0.71$.

Test Statistics[b]

	Attitude2 - Attitude3
Z	-6.660[a]
Asymp. Sig. (2-tailed)	.000

a. Based on negative ranks.

b. Wilcoxon Signed Ranks Test

тестът е значим при корегираната стойност на Бонферони *p<0.0167*

За втората двойка: *Attitude1/Attitude3* (Време1/Време3) се получава (виж таблицата по-долу) $Z = -2.258$, $p = 0.024$, което е по-голямо от критичната стойност 0.0167. Това означава, че няма статистически значимо различие в честотните разпределения за *стереотипите на българските студенти* към ромите за *Време1* (2004) и *Време3* (2008).

Големината на ефекта се изчислява съгласно Формула 20.2 и за $N = 87$ и $z = -2.258$ се получава:

$$r = z/\sqrt{N} = -2.258 / \sqrt{87} = -2.258 / 9.33 \approx -0.24,$$

Интерпретацията на коефициента, направена от Коен (Cohen, 1988) (виж Таблица 9.8), показва че за стойностите $0.10 \le r < 0.30$ се наблюдава *малка или по-малка от типичната* големина на ефекта.

Този резултат се представя по следния начин: $Z = -2.258$, $p = 0.024$, $r = -0.24$.

Test Statistics[b]

	Attitude3 - Attitude1
Z	-2.258[a]
Asymp. Sig. (2-tailed)	.024

a. Based on positive ranks.

b. Wilcoxon Signed Ranks Test

тестът <u>не</u> е значим при корегираната стойност на Бонферони *p=0.024>0.0167*

За третата двойка: *Attitude1/Attitude2* (Време1/Време2) се получава (виж таблицата по-долу) $Z = -4.66$, $p < 0.001$, което е по-малко от критичната стойност 0.0167. Това означава, че има статистически значимо различие в честотните разпределения за *стереотипите на българските студенти* към ромите за *Време1* (2004) и *Време2* (2006).

Големината на ефекта се изчислява съгласно Формула 20.2. За $N = 87$ и $z = -4.66$ се получава:

$$r = z/\sqrt{N} = -4.66 / \sqrt{87} = -4.6 / 9.33 \approx -0.49,$$

Интерпретацията на коефициента, направена от Коен (Cohen, 1988) (виж Таблица 9.8), показва че за стойностите $0.30 \le r < 0.50$ се наблюдава *средна или типична* големина на ефекта.

Този резултат се представя по следния начин: $Z = -4.66$, $p < 0.001$, $r = -0.49$.

Test Statistics[b]

	Attitude2 - Attitude1
Z	-4.660[a]
Asymp. Sig. (2-tailed)	.000

a. Based on negative ranks.

b. Wilcoxon Signed Ranks Test

тестът е значим при корегираната стойност на Бонферони *p<0.0167*

20.5.7 ПРЕДСТАВЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Резултатите от теста на Фридман (Friedman) се представят в раздели **Метод** и **Резултати** (виж Глава 2) и се цитират с точност два знака след десетичната точка (виж Глава 1, Раздел 1.17). За примера те звучат по следния начин:

- В раздел **Метод** (текстът в квадратните скоби [ ] важи при малка извадка):

> Разликата между *стереотипите на българските студенти* към ромите за *Време1* (2004 г.), *Време2* (2006 г.) и *Време3* (2008 г.) е проверена с помощта теста на Фридман (Friedman), защото предпоставката за нормално разпределение не е изпълнена [и размерът на извадката за всяка група е малък]. При наличието на статистически значим тест за общото различие между трите точки от време за сравняване по двойки са проведени *постхок* тестове на Уйлкоксън с корегираната *p*-стойност на Бонферони.

- В раздел **Резултати**:

> Тестът на Фридман (Friedman) за сравняване на *стереотипите на българските студенти* към ромите за три точки от времето (2004, 2006 и 2008 г.) е статистически значим $\gamma^2(2) = 39.97$, $p < 0.001$.
>
> Сравнението по двойки показва, че има различие в *стереотипите на българските студенти* към ромите между *Време2* и *Време1* и между *Време2* и *Време3*, но няма различие между *Време1* и *Време3*.

Ето как звучи резултатът от същия пример, но когато се използва еднофакторният дисперсионен анализ за свързани извадки (Глава 14, Раздел 14.7.5): "С цел да се сравнят резултатите от *стереотипите на българските студенти* към ромите за *Време1*, *Време2* и *Време3* е проведен еднофакторен дисперсионен анализ за свързани извадки. Установен е статистически значим ефект на времето: Wilks' Lambda=0.54, $F(2,85) = 36.24$, $p < 0.001$, *eta*=0.68. Сравнението по двойки показа, че има статистически значимо различие между *Време2* и *Време1* и между *Време2* и *Време3,* но липсва статистически значимо различие между *Време1* и *Време3*."

При двата теста се получават еднакви резултати, но винаги е за предпочитане да се използва параметричният тест (еднофакторният дисперсионен анализ за свързани извадки) пред непараметричната му алтернатива (тестът на Фридман), ако това е възможно, защото той има по-голяма сила.

☐ В Кутия 20.2 са цитирани резултатите (Таблица 2, статистика по колони) от изследване на степента, в която младите хора се чувстват *оптимисти за своето бъдеще* (Nelson et. al, 2004), респондентите са помолени да сравнят своя живот с този на родителите си чрез четири въпроса като имат възможност да избират един от три възможни отговора във формат на Ликерт: 1 – "по-лош" 2 – "същият" и 3 – "по-добър" в 4 области: *качество на живот, финансово състояние, кариерно развитие* и *интимни връзки* (Ганева, 2013г). Тъй като всеки от горните четири въпроси мери дадена психологическа характеристика на респондента, това означава че всеки респондент е бил измерен четири пъти. Ето защо за да се сравни дали има статистически значимо различие между тези четири психологически характеристики (*качество на живот, финансово състояние, кариерно развитие* и *интимни връзки*) е бил проведен теста на Фридмант (Friedman) с постхок тестове за сравнение по двойки на Уйлкоксън (Wicoxon) с корегирана *p*-стойност на Бонферони (Bonferroni).

20.6 ОБОБЩЕНИЕ

Статистическите тестове за ординални (рангови) данни анализират измерванията, които са направени в рангова форма, т. е. измервания, които дават информация за "по-голямо от" или "по-малко от", но които **не** дават информация колко точно е по-голямо или по-малко. Тъй като при тестове за ординални (рангови) данни не се прави предположение за разпределение на генералната съвкупност те се наричат непараметрични тестове.

Въпреки че ординалните (ранговите) данни могат да се проверяват за хипотезата за *асоциация*, фокусът на тази глава е тяхната проверка за хипотезите за *разлика* (Глава 1, Раздел 1.4).

1. Когато две независими извадки (групи) от ординални (рангови) данни трябва да се анализират за *разлика* се използва тестът на Ман-Уитни (Mann-Whitney), който е непараметричната алтернатива на *t*-теста за независими извадки (Глава 13, Раздел 13.3) и на еднофакторния дисперсионен анализ за съпоставка на две независими групи (Глава 14, Раздел 14.5) за интервални и пропорционални данни.
2. Когато три и повече независими извадки (групи) от ординални (рангови) данни трябва да се анализират за *разлика* се използва тестът на Крушкел-Уолис (Kruskal-Wallis), който е непараметричната алтернатива на еднофакторния дисперсионен анализ за съпоставка на три и повече групи (Глава 14, Раздел 14.6) за интервални и пропорционални данни.
3. Когато две свързани, корелирани извадки (групи) от ординални (рангови) данни трябва да се анализират за *разлика* се използва тестът на Уилкоксън (Wilcoxon), който е непараметричната алтернатива на *t*-теста за свързани (корелирани) извадки (Глава 13, Раздел 13.4) за интервални и пропорционални данни.
4. Когато три и повече свързани, корелирани извадки (групи) от ординални (рангови) данни трябва да се анализират за *разлика* се използва тестът на Фридман (Friedman), който е непараметричната алтернатива на еднофакторния дисперсионен анализ за свързани (корелирани) извадки (Глава 14, Раздел 14.7) за интервални и пропорционални данни.

Всички тези статистически тестове са специално разработени за ординални (рангови) данни, но могат да се използват и за интервални и пропорционални данни, когато те нямат нормално разпределение. В този случай интервалните и/или пропорционалните данни се преобразуват в ординални (рангови), които се анализират.

Всички непараметрични тестове имат по-малка сила в сравнение със съответните им параметрични тестове. Силата на статистическия тест е равна на $1-\beta$, където β е вероятността от грешка от втори род. Тъй като всички непараметрични тестове имат тенденцията да увеличават грешката от втори род, то те имат по-малка чувствителност към малките разлики, т. е. те имат по-малка способност да открият дали малките разлики са статистически значими. Например при за една и съща извадка разликата в етническата идентичност за момчетата и момичетата може да е статистически значима ако е използван *t*-тестът за независими извадки, но да не е статистически значима ако е използван тестът на Ман-Уитни (Mann-Whitney). Непараметричните тестове са по-бърз и лесен начин за анализ на данните, но икономията от време и ресурси не е еквивалента на загубата от статистическа значимост. Ето защо винаги, когато е възможно трябва да се използва параметричният, а не непараметричният тест.

Преговор: ***Ключови думи и термини*** по азбучен ред, *виж*: Тълковния речник

алтернативна хипотеза H_1
анормални наблюдения
вероятност
големина на ефекта
грешка от втори род
дисперсионен анализ
ета η коефициент
зависима променлива
знаков тест
знаков тест на Уилкоксън
извадка
интервална променлива
корекция на Бонферони
корелационен коефициент на Пирсън
кръстосана таблица
ламбда на Уилкс
матрица с данни
медиана
независима променлива
непараметрични тестове
номинална променлива
нулева хипотеза H_0
ординална (рангова) променлива
параметрични тестове
постхок тест
размер на извадка
ранг
сила на теста
средноаритметично
стандартно отклонение
статистическа значимост
степени на свобода
тест на Крушкел-Уолис
тест на Ман-Уитни
тест на Фридман
хи-квадрат χ^2 разпределение
честота
честотна таблица
числова променлива
t-тест
t-тест за корелирани извадки
t-тест на Стюдънт

20.7 УПРАЖНЕНИЯ

I. Отговорете на следните въпроси с "вярно" или "невярно":

1. Силата на теста на Крушкел-Уолис (Kruskal-Wallis) е по-малка от тази на еднофакторния дисперсионен анализ.
2. Статистическите тестове за ординални (рангови) данни могат да се използват за интервали данни с асиметрично разпределение.
3. За еднакъв размер на извадката силата на параметричните е равна на силата на непараметричните тестове.
4. По-малка сила на статистическия тест означава по-малка вероятност да се отхвърли нулевата хипотеза H_0, когато тя е вярна.

II. Изследовател е формулирал следната **научната (експерименталната) хипотеза** H_1: "Има статистически значимо различие в разпределението на *относителната важност на половата идентичност* между пълнолетните и непълнолетните. (виж: Кутия 20.1)" Резултатите от съответният статистически тест са следните:

Ranks

	age_group	N	Mean Rank	Sum of Ranks
INTAS_rank_gender	less 18 years old	173	180.66	31255.00
	18 or more years old	182	175.47	31935.00
	Total	355		

Test Statistics[a]

	INTAS_rank_gender
Mann-Whitney U	15282.000
Wilcoxon W	31935.000
Z	-.486
Asymp. Sig. (2-tailed)	.627

a. Grouping Variable: age_group

Отговорете на следните въпроси:

5. Идентифицирайте
   а) зависимата променлива (тя се измерва);
   б) нейната скала за измерване (номинална, ординална, интервална или пропорционална);
   в) как е обозначена в матрицата на изследването.
6. Идентифицирайте
   а) независимата променлива (тя се задава от изследователя);
   б) нейната скала за измерване (номинална, ординална, интервална или пропорционална);
   в) как е обозначена в матрицата на изследването.
7. Кой статистически тест трябва да се анализира: на Ман-Уитни (Mann-Whitney), на Уилкоксън (Wilcoxon) или и двата?
8. За теста, който трябва да се интерпретира:
   а) каква е неговата стойност?
   б) каква е неговата p-стойност?
   в) статистически значим ли е?
   г) как се представят получените резултати.
   д) каква е *големината на ефекта*?

III. Изследовател е формулирал следния **изследователски въпрос**: "Има ли статистически значимо различие в разпределението на *относителната важност на европейската идентичност* между етносите?" (виж: Кутия 20.1)" Резултатите от съответния статистически тест са следните:

Ranks

	ethnic	N	Mean Rank
rank_european	Bulgarian	122	163.35
	Turk	116	201.80
	Roma	117	169.68
	Total	355	

Test Statistics[a,b]

	rank_ european
Chi-Square	9.843
df	2
Asymp. Sig.	.007

a. Kruskal Wallis Test

b. Grouping Variable: ethnic

Отговорете на следните въпроси:

9. Каква е алтернативната хипотеза H_1?
10. Колко групи има независимата променлива?
11. Какъв е размерът на извадката?
12. За теста на Крушкел-Уолис (Kruskal-Wallis):
    а) каква е неговата стойност?
    б) каква е неговата *p*-стойност?
    в) статистически значим ли е?
    г) как се представят получените резултати?
    д) трябва ли да се проведе *постхок* тест?

IV. Изследовател е провел теста на Уилкоксън (Wilcoxon) и е получил следните резултати:

Ranks

		N	Mean Rank	Sum of Ranks
Social_8 - Social_6	Negative Ranks	65[a]	82.78	5380.50
	Positive Ranks	108[b]	89.54	9670.50
	Ties	182[c]		
	Total	355		

a. Social_8 < Social_6

b. Social_8 > Social_6

c. Social_8 = Social_6

Test Statistics[b]

	Social_8 - Social_6
Z	-3.301[a]
Asymp. Sig. (2-tailed)	.001

a. Based on negative ranks.

b. Wilcoxon Signed Ranks Test

13. Какъв е размерът на извадката?
14. За теста на Уилкоксън (Wilcoxon):
    е) каква е неговата стойност?
    ж) каква е неговата *p*-стойност?
    з) статистически значим ли е?
    и) каква е *големината на ефекта*?

V. С цел да открие *разлика* между групата на пълнолетните и на непълнолетните изследовател анализира две независими извадки (групи) интервални данни като използва два теста:

- *t*-теста за независими извадки (Глава 13, Раздел 13.3) и
- теста на Ман-Уитни (Mann-Whitney), който е неговата непараметричната алтернатива.

Получени са следните резултати:

За *t*-теста:

Group Statistics

	age_group	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
Salience_of_ethnicity	less 18 years old	54	3.3889	.78708	.10711
	18 and more years old	46	2.9565	1.22849	.18113

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
									95% Confidence Interval of the Difference	
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	Lower	Upper
Salience_of_ethnicity	Equal variances assumed	7.350	.008	2.125	98	.036	.43237	.20344	.02866	.83608
	Equal variances not assumed			2.055	74.263	.043	.43237	.21043	.01310	.85163

За теста на Ман-Уитни (Mann-Whitney):

Ranks

	age_group	N	Mean Rank	Sum of Ranks
Salience_of_ethnicity	less 18 years old	54	54.64	2950.50
	18 and more years old	46	45.64	2099.50
	Total	100		

Test Statistics[a]

	Salience_of_ethnicity
Mann-Whitney U	1018.500
Wilcoxon W	2099.500
Z	-1.662
Asymp. Sig. (2-tailed)	.096

a. Grouping Variable: age_group

Отговорете на следните въпроси:

15. За *t-теста*:
    - а) каква е неговата стойност?
    - б) каква е неговата *p*-стойност?
    - в) статистически значим ли е?
    - г) колко са степените на свобода?
16. За теста на Ман-Уитни (Mann-Whitney):
    - а) каква е неговата стойност?
    - б) каква е неговата *p*-стойност?
    - в) статистически значим ли е?
17. Ако интервалните данни са с нормално разпределение кой от двата теста трябва да се анализира и има ли разлика между двете изследвани групи?
18. Ако интервалните данни са силно асиметрични кой от двата теста трябва да се анализира и има ли разлика между двете изследвани групи?
19. Получените резултати потвърждават ли факта, че силата на параметричните тестове е по-голяма от тази на непараметричните?

21 Бланд-Олтман анализ

21.1	Въведение	513
21.2	Предпоставки за Бланд-Олтмант анализ	514
21.3	Процедура за Бланд-Олтмант анализ	514
21.4	Синтаксис на командата	521
21.5	Изходни таблици от анализа	521
21.6	Интерпретация на резултатите	521
21.7	Представяне на резултатите	522
21.8	Обобщение	522
21.9	Упражнения	522

21.1 Въведение

Бланд-Олтман анализът е принципно различен от представените анализи. Тъй като той не е статистически тест, при него не се формулира нулева хипотеза H_0, не се изчислява и интерпретира p-стойността и затова представлява субективен процес, който служи за преценка на съгласуваността между два метода за измерване. Важно изискване за Бланд-Олтман анализа е двата метода за измерване на една и съща характеристика да използват една и съща скала за измерване (или размерността на скалите да е еднаква) и затова точките в графиката на разсейване на идентичността трябва да формират права линия $y = x$. Той е предложен от британските статистици Джон Мартин Бланд (John Martin Bland, 1947-) и Дъглас Олтман (Douglas G. Altman, 1948-) през 1983 година и намира приложение в биостатистиката.

Само от това дали двата метода измерват една и съща характеристика анализът не зависи от това дали един от двата метода за измерване е "златен стандарт". Възможно е двете измервания да имат силна линейна съгласуваност, която може да се изчисли с корелационния коефициент на Пирсън, когато те не мерят количествено по един и същи начин. При корелационния анализ няма изискване както към вида на скалите за измерване, така да се измерват едни и същи характеристики.

Бланд-Олтман анализът и графиката към него са най-често използваните методи за оценка на относителното съгласие между два аналитични метода, които измерват непрекъснати променливи, измерени с една и съща скала за измерване. Много изследвания за съгласуваност между методите показват, че използването на t-теста и

корелационния коефициент на Пирсън водят до некоректни резултати, когато се използват за измерване на съгласието или за намиране на систематичната грешка на оценката.

При Бланд-Олтман анализът не се формулират статистически хипотези. Той се основава на построяването и изследването на две графики:

1. *Графиката на идентичността* представлява графика на разсейване на две измервания, построени заедно с линията $y = x$. Ако измерванията са в общо съгласие, тогава точките в графиката трябва: **(а)** да формират права линия, **(б)** да са близко разположена до линията $y = x$.
2. За да се построи *Графиката на Бланд-Олтман* се създават две нови променливи: **(а)** разликата между двете измервания (*diff*) и **(б)** средноаритметичното на тази разлика (*mean*). Графиката на Бланд-Олтман представлява графика на разсейване на двете нови променливи като стойностите на променливата *diff* се разполага по оста X, а стойностите на втората променлива *mean* са по оста Y. Допълнително на графиката се построяват две линии, които формират 95% ниво на съгласие между двата метода за измерване, което се базира на предположението за нормално разпределение на разликата (*diff*). Когато разликите са симетрично разположени около нулата, тогава няма систематична грешка между двете измервания. Това означава, че двете измервания са сходни. Ако разликите са над нулата означава, че едното измерване винаги дава по-големи стойности от другото. Средноаритметичното на променливата *diff* (тя представлява разликата между двете измервания) колкото е по-близо до нулата, толкова съгласуваността между двете измервания е по-голяма.

21.2 ПРЕДПОСТАВКИ ЗА БЛАНД-ОЛТМАН АНАЛИЗ

За да се проведе Бланд-Олтман анализът трябва да има:

1. Независимост на извадката или всяко наблюдение да е събрано независимо от другите наблюдения.
2. Двата различни метода за измерване трябва да измерват една и съща характеристика (променлива) с една и съща скала за измерване.
3. Средноаритметичното и дисперсията на разликата между двете различни измервания (променливата *diff*) трябва да са константи за целия интервал на измерване, а разликата трябва да е с приблизително нормално разпределение.

21.3 ПРОЦЕДУРА ЗА БЛАНД-ОЛТМАН АНАЛИЗ

С цел да се илюстрира и интерпретира Бланд-Олтман анализа са разгледани следните две скали за измерване на етническата идентичност:

1. Променливата *етническа идентичност* (Phinney & Ong, 2007), Тя се състои от 6 Ликерт въпроса (виж Кутия 5.3) е интервална (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследването тя е обозначена като *MEIM_6_Ethnic_Identity*.
2. Променливата *етническа идентичност* (Phinney, 1992). Тя се състои от 12 Ликерт въпроса (Ganeva & Phinney, 2009) е интервална (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). В матрицата на изследването тя е обозначена като *MEIM_12_Ethnic_Identity*.

И двете променливи: **(a)** мерят с една и съща характеристика (етническа идентичност); **(b)** с една и съща скала за измерване от: 1 (минимална етническа идентичност) до 5 (максимална етническа идентичност) (предпоставка 2).

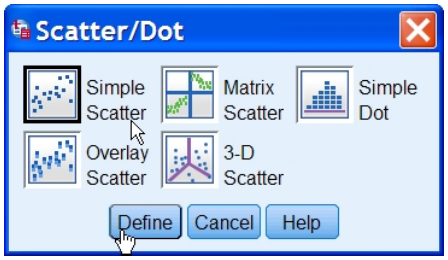
Извадката за разглеждания пример е $N = 355$.

Изследователският въпрос е дали тези две скали за измерване на етническата идентичност измерват една и съща характеристика.

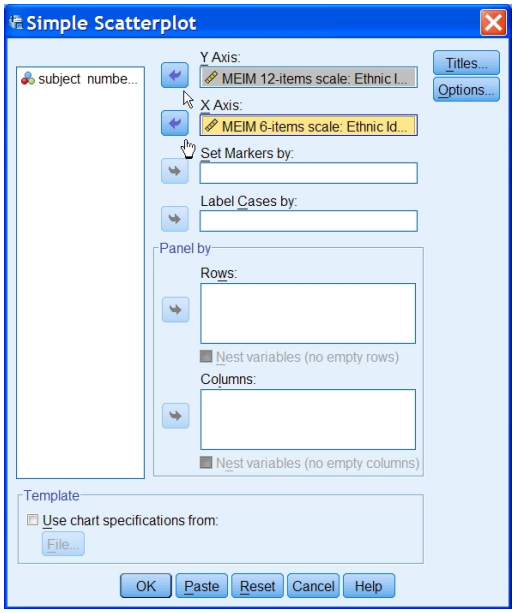
ПРОЦЕДУРА ЗА ГРАФИКАТА НА ИДЕНТИЧНОСТТА

Процедурата за провеждане на Бланд-Олтман анализ включва създаване на графика на идентичността с помощта на IBM SPSS Statistics по следния начин:

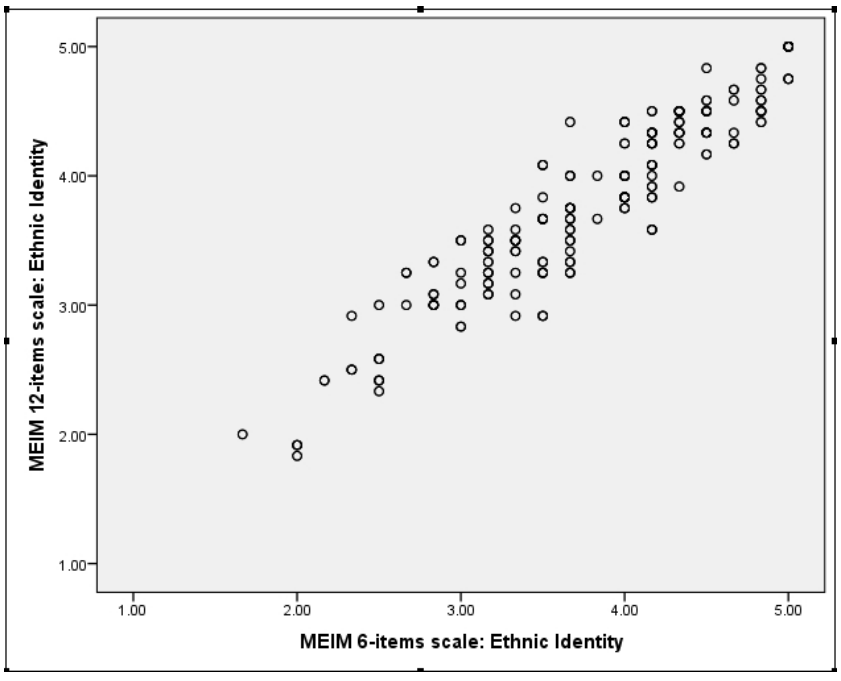
- От Лентата с менюта (Menu Bar) се избира **Graphs** ⇒ **Legacy Dialogs** ⇒ **Scatter/Dot** (Графики⇒Традиционни диалози⇒Графика на разсейване) (виж Фигура 6.1) и се получава диалоговата кутия от Фигура 21.1.
- Избира се **Simple Scatter** (Обикновена графика на разсейване) (виж курсора) и се кликва на бутона **Define** (Дефинирай) (виж ръчичката) и се получава Фигура 21.2.



Фигура 21.1 Диалогова кутия на командата *Scatter/Dot* (Графика на разсейване)

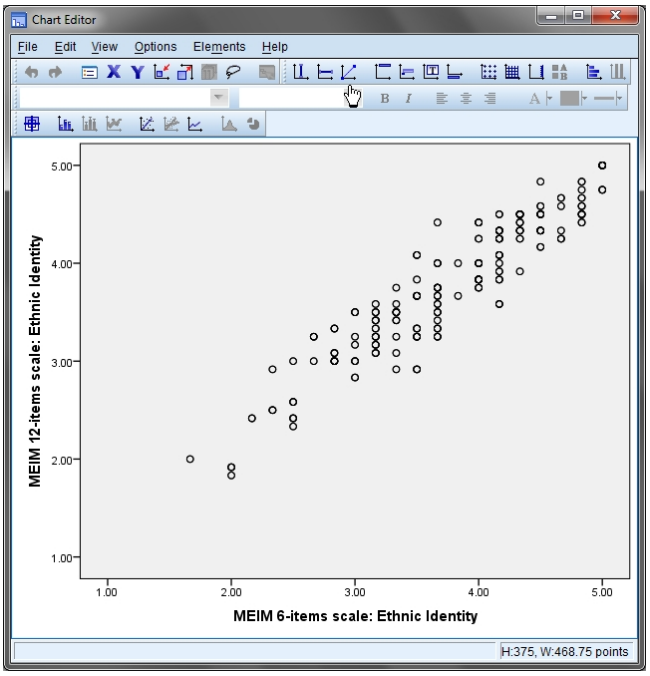


Фигура 21.2 Диалогова кутия *Define* (Дефинирай) на командата *Scatter/Dot*: *Simple Scatter* (Графика на разсейване: Обикновена графика на разсейване)

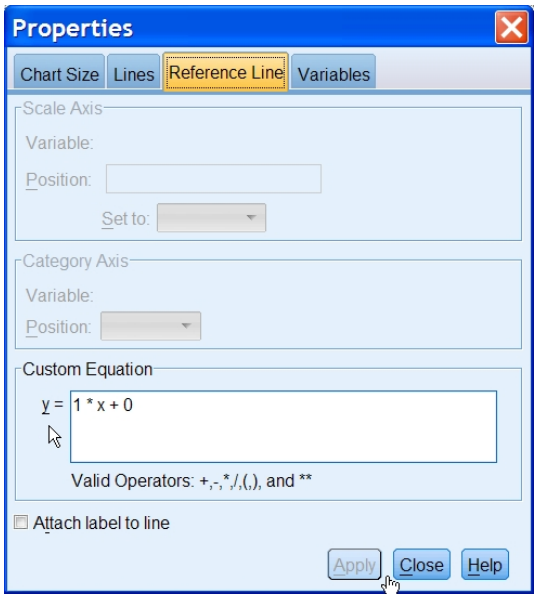


Фигура 21.3 Графика на разсейване за променливите *MEIM_6_Ethnic_Identity* и *MEIM_12_Ethnic_Identity*.

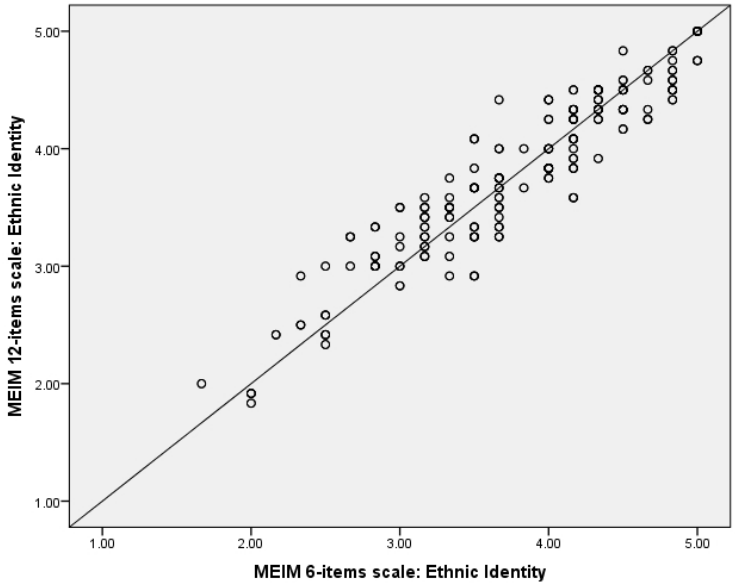
- Избира се променливата *MEIM_12_Ethnic_Identity* и със съответната стрелка (виж курсора) се премества в кутията **Y Axis:** (Ос: Y).



Фигура 21.4 Редактор на графиката (Chart Editor).



Фигура 21.5 Диалогова кутия *Properties* (Свойства) на *Chart Editor* (Редактор на графиката)



Фигура 21.6 Графика на идентичността между двете измервания за етническа идентичност: *MEIM_6_Ethnic_Identity* и *MEIM_12_Ethnic_Identity*.

- Избира се втората променлива *MEIM_6_Ethnic_Identity* и със съответната стрелка (виж ръчичката) се премества в кутията **X Axis:** (Ос: X).
- Кликва се на бутона **OK** и се получава следният резултат от изпълнението на командата (Фигура 21.3).
- Кликва се два пъти с левия бутон на мишката върху графиката в Навигатора на резултати (Viewer) (Фигура 3.12) и се стартира Редактора на графиката (Chart Editor), която е показана на Фигура 21.4.
- Кликва се на иконата с правата линия (виж ръчичката) и се получава новата диалогова кутия **Properties** (Свойства) от Фигура 21.5.
- В кутията **Custom Equation** (Уравнение на потребителя) е необходимо да е написано $y = 1 \times x + 0$ (виж курсора). Ако това е така се натиска бутонът **Close** (Затвори) (виж

ръчичката). Ако уравнението липсва то е необходимо да се напише. След това първо се натиска бутонът **Apply** (Приложи), а след това бутонът **Close** (Затвори) (виж ръчичката) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 21.4.

- Селектира се **File** ⇒ **Close** (Файл ⇒ Затвори) и се получава графиката на идентичността (Фигура 21.6).

ПРОЦЕДУРА ЗА ГРАФИКАТА НА БЛАНД-ОЛТМАН

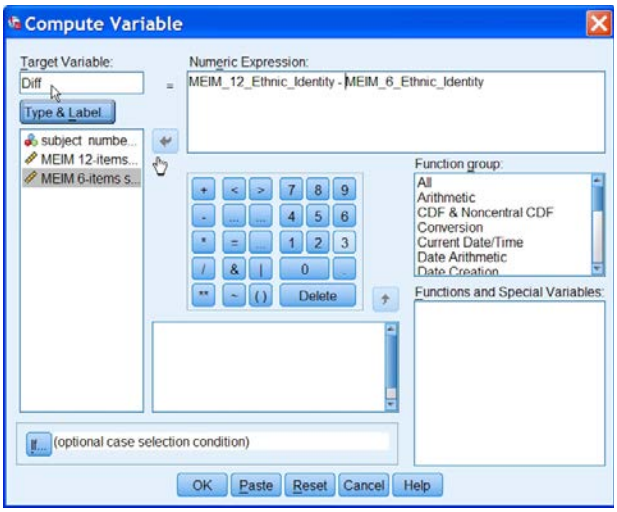
Графиката на Бланд-Олтман се състои от две части: **(1)** изчисляват се две нови променливи: разликата между двете измервания *Diff* (разлика) и средноаритметичното на тази разлика *Mean* (средно), а **(2)** след това се построява и анализира графиката на Бланд-Олтман за тази разлика.

Условно процедурата може да се раздели на три части: **(1)** първо се създават двете нови променливи *Diff* (разлика) и *Mean* (средно) (Глава 5); **(2)** след това средноаритметичното, долната и горната граница на графиката на Бланд-Олтман с помощта на дескриптивен анализ (Глава 7) и **(3)** чак тогава се преминава към построяването на самата графика.

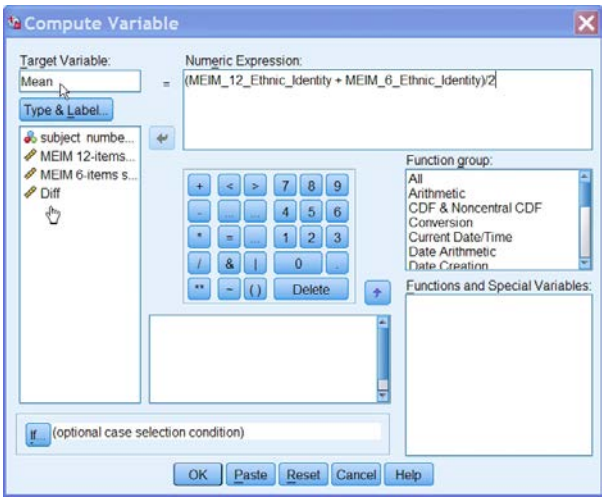
С помощта на IBM SPSS Statistics това се получава по следния начин:

(1) Създаване на нови променливи:

- Селектира се **Transform** ⇒ **Compute Variable** (Преобразуване ⇒ Изчисли променлива) (Фигура 3.20) и се получава диалоговата кутия от Фигура 21.7.
- В кутията най-горе в ляво **Target Variable** (Планирана променлива) се написва името на новата променлива: *Diff* (виж курсора).
- В кутията **Numeric Expression** (Числов израз) се написва уравнението, с което се изчислява новата променлива: *MEIM_12_Ethnic_Identity – MEIM_6_Ethnic_Identity*.
- Кликва се на бутона **OK**.



Фигура 21.7 Диалогова кутия за задаване на новата променлива *Diff* (разлика)

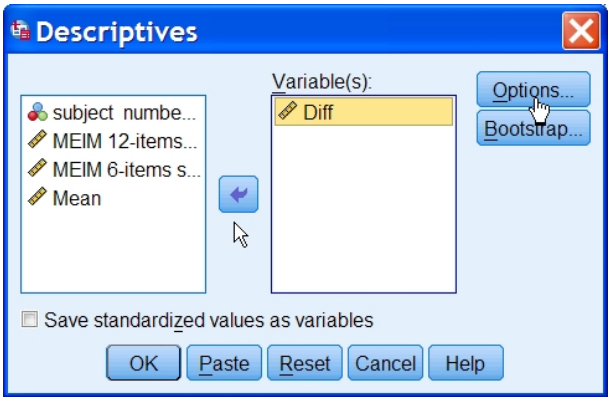


Фигура 21.8 Диалогова кутия за задаване на новата променлива *Mean* (средно)

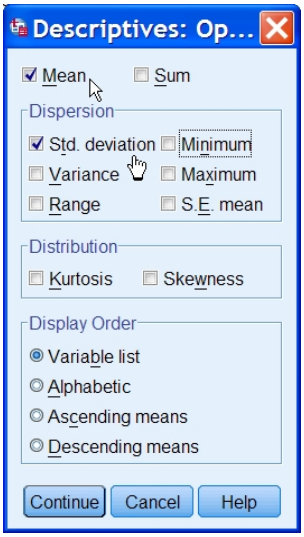
- Селектира се **Transform** ⇒ **Compute Variable** (Преобразуване ⇒ Изчисли променлива) (Фигура 3.20) и се получава диалоговата кутия от Фигура 21.8. Заслужава внимание фактът, че в кутията в ляво с променливите има новосъздадената променлива *Diff* (виж ръчичката), а на Фигура 21.7 я няма.
- В кутията най-горе в ляво **Target Variable** (Планирана променлива) се написва името на новата променлива: *Mean* (виж курсора).
- В кутията **Numeric Expression** (Числов израз) се написва уравнението, с което се изчислява новата променлива: *(MEIM_12_Ethnic_Identity + MEIM_6_Ethnic_Identity)/2*.
- Кликва се на бутона **OK**.

(2) Изчисляване на средноаритметичното, долната и горната граница на графиката на Бланд-Олтман с помощта на дескриптивен анализ

- Избира се **Analyze** ⇒ **Descriptive Statistics** ⇒ **Descriptives** (Анализ ⇒ Дескриптивни статистики ⇒ Дескриптивни статистики) (Фигура 3.21) и се получава диалоговата кутия от Фигура 21.9.
- Селектира се променливата *Diff* и се премества със стрелката (виж курсора) в кутията **Variable(s)** (Променливи). На Фигура 21.9 тя вече е преместена.
- Кликва се на бутона **Options** (Опции) (виж ръчичката) и се получава новата диалогова кутия от Фигура 21.10.



Фигура 21.9 Диалогова кутия на командата *Descriptives* (Дескриптивни статистики)



Фигура 21.10 Диалогова кутия *Options* (Опции) на командата *Descriptives* (Дескриптивни статистики)

- Най-горе в кутията се селектира **Mean** (Средноаритметично) (виж курсора).
- От раздела *Dispersion* (Разсейване) се селектират **Std. deviation** (Стандартно отклонение) (виж ръчичката).
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 21.9.
- Кликва се на бутона **OK** на Фигура 21.9 и се получава следният резултат от изпълнението на командата за дескриптивна статистика за променливата *Diff*.

Descriptive Statistics

	N	Mean	Std. Deviation
Diff	355	.0167	.25996
Valid N (listwise)	355		

Използвайки тези стойности за $M = 0.0167$ и $SD = 0.25996$ се изчисляват стойностите за горният U и долен L интервал за съгласие на графиката на Бланд-Олтман:

$$U = M + 1.96 \times SD = 0.0167 + 1.96 \times 0.25996 = +0.5262$$
$$L = M - 1.96 \times SD = 0.0167 - 1.96 \times 0.25996 = -0.4928$$

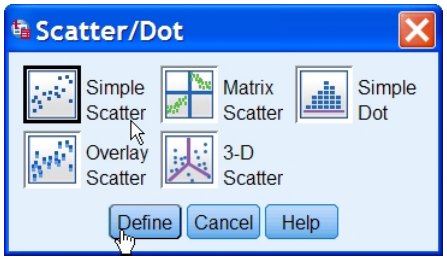
Установените три стойности $M = 0.0167$, $U = +0.5262$ и $L = -0.4928$ са необходими, за да се построи графиката на Бланд-Олтман.

При анализа по-малката по абсолютна стойност средноаритметично ($M = 0.0167$), се интерпретира като по-голяма съгласуваност между двете измервания.

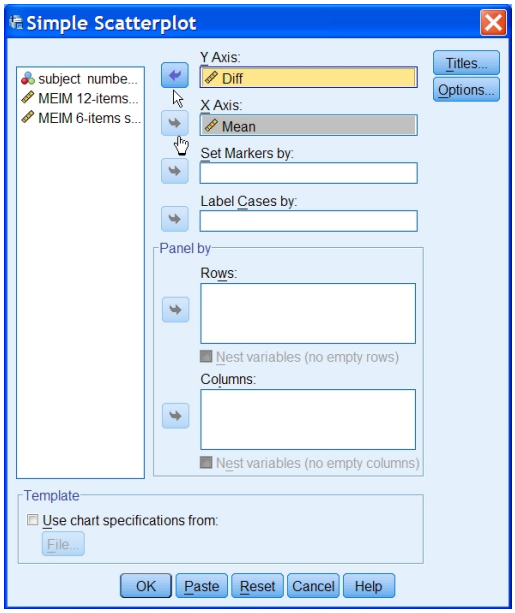
(3) построяване на графиката на Бланд-Олтман:

- От Лентата с менюта (Menu Bar) се избира **Graphs** ⇒ **Legacy Dialogs** ⇒ **Scatter/Dot** (Графики ⇒ Традиционни диалози ⇒ Графика на разсейване) (виж Фигура 6.1) и се получава диалоговата кутия от Фигура 21.11.

- Избира се **Simple Scatter** (Обикновена графика на разсейване) (виж курсора), кликва се на бутона **Define** (Дефинирай) (виж ръчичката) и се получава Фигура 21.12.
- Избира се променливата *Diff* и със съответната стрелка (виж курсора) се премества в кутията **Y Axis:** (Ос: Y).
- Избира се втората променлива *Mean* и със съответната стрелка (виж ръчичката) се премества в кутията **X Axis:** (Ос: X).

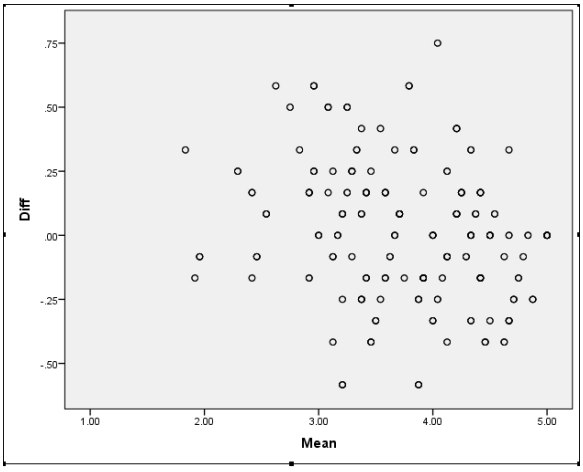


Фигура 21.11 Диалогова кутия на командата *Scatter/Dot* (Графика на разсейване)

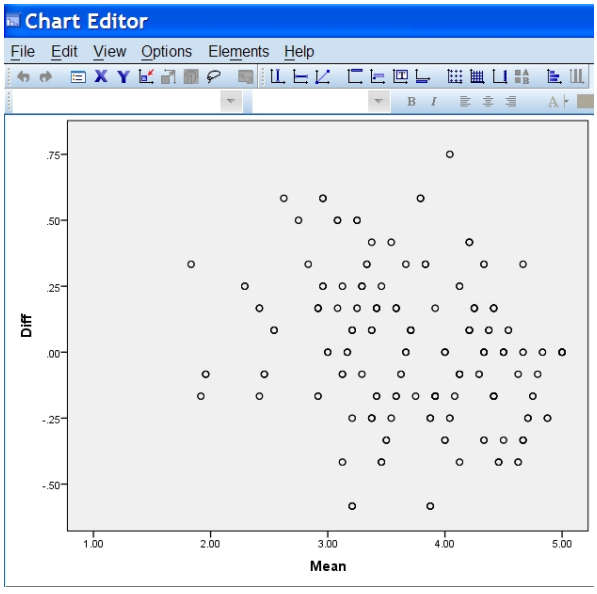


Фигура 21.12 Диалогова кутия *Define* (Дефинирай) на командата *Scatter/Dot*: *Simple Scatter* (Графика на разсейване: Обикновена графика на разсейване)

- Кликва се на бутона **OK** и се получава следният резултат от изпълнението на командата (Фигура 21.13).
- Кликва се два пъти с левия бутон на мишката върху графиката в Навигатора на резултати (Viewer) (Фигура 3.12) и се стартира Редакторът на графиката (Chart Editor), която е показана на Фигура 21.14.

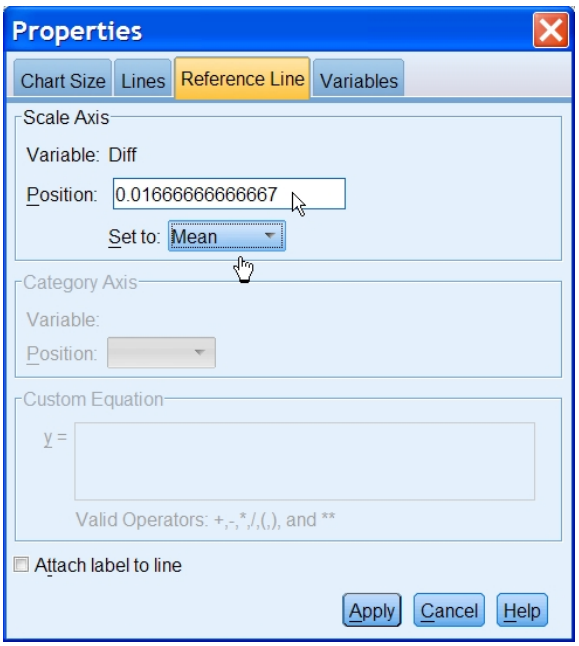


Фигура 21.13 Графика на разсейване за променливите *Diff* и *Mean*.

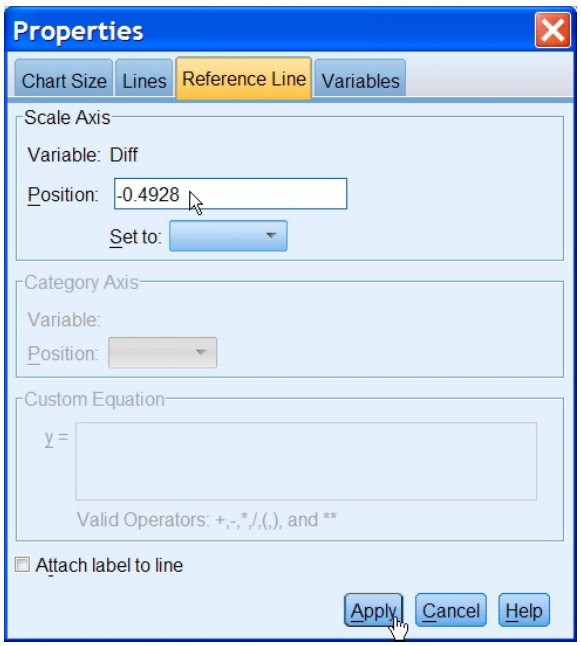


Фигура 21.14 Редактор на графиката (Chart Editor).

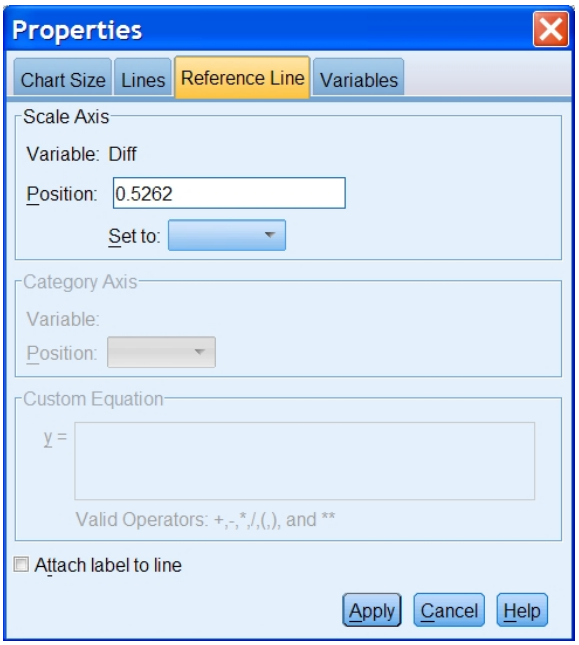
- Избира се **Options⇒Y Axis Reference Line** (Опции⇒Средна Линия за осовата линия Y) и се получава новата диалогова кутия **Properties** (Свойства) от Фигура 21.15.
- В кутията **Position** (Място) се въвежда стойността на *M=0.0167*.
- В кутията **Set to** (Установи) от падащото меню се селектира **Mean** (Средно-аритметично).
- Кликва се на бутона **Apply** (Приложи) и се връщаме към диалоговата кутия от Фигура 21.14.
- Избира се отново **Options⇒Y Axis Reference Line** (Опции⇒Средна Линия за осовата линия Y) и се получава новата диалогова кутия **Properties** (Свойства). В кутията **Position** (Място) се въвежда стойността на *L=-0.4928* (виж Фигура 21.16).
- Кликва се на бутона **Apply** (Приложи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 21.14.



Фигура 21.15 Диалогова кутия *Properties* (Свойства) на *Chart Editor* (Редактор на графиката): задаване на средното

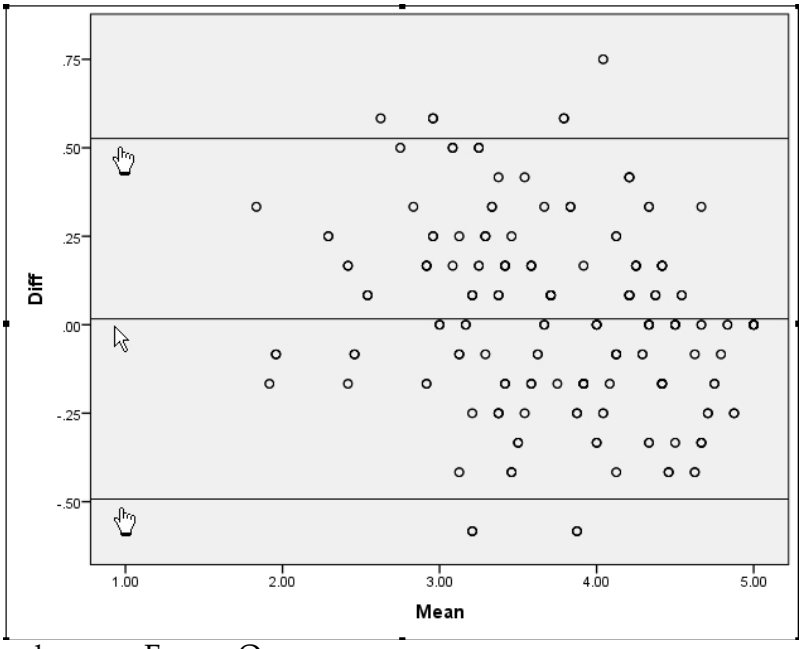


Фигура 21.16 Диалогова кутия *Properties* (Свойства) на *Chart Editor* (Редактор на графиката): задаване на долната граница



Фигура 21.17 Диалогова кутия *Properties* (Свойства) на *Chart Editor* (Редактор на графиката): задаване на горната граница

- Избира се отново **Options**⇒**Y Axis Reference Line** (Опции⇒Средна Линия за осовата линия Y) и се получава новата диалогова кутия **Properties** (Свойства). В кутията **Position** (Място) се въвежда стойността на *U=+0.5262* (виж Фигура 21.17).
- Кликва се на бутона **Apply** (Приложи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 21.14.
- Селектира се **File**⇒**Close** (Файл⇒Затвори) и се получава графиката на Бланд-Олтман (Фигура 21.18).



Фигура 21.18 Графика на Бланд-Олтман между двете измервания на етническа идентичност: *MEIM_6_Ethnic_Identity* и *MEIM_12_Ethnic_Identity*.

21.4 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
GRAPH
  /SCATTERPLOT(BIVAR)=MEIM_6_Ethnic_Identity WITH MEIM_12_Ethnic_Identity
  /MISSING=LISTWISE .
COMPUTE diff = MEIM_12_Ethnic_Identity - MEIM_6_Ethnic_Identity .
EXECUTE .
COMPUTE Mean = (MEIM_12_Ethnic_Identity + MEIM_6_Ethnic_Identity)/2 .
EXECUTE .
DESCRIPTIVES
  VARIABLES=Diff
  /STATISTICS=MEAN STDDEV .
GRAPH
  /SCATTERPLOT(BIVAR)=Diff Mean
  /MISSING=LISTWISE .
```

21.5 ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ АНАЛИЗА

Графиката на идентичността е показана на Фигура 21.6, а графиката на Бланд-Олтман е показана на Фигура 21.18.

21.6 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА РЕЗУЛТАТИТЕ

При интерпретацията на графиката на идентичността от Фигура 21.6 трябва да се има предвид, че на нея е показана правата линия $y = x$, а не регресионната линия.

Ако разположението на точките от графиката формира права линия и се намират близо до начертаната права линия, означава, че двата метода за измерване са сходни. За точките от Фигура 21.6 може да се каже, че формират права линия и се близо разположени до начертаната линия. Това означава, че двете скали за измерване на етническата идентичност (Phinney & Ong, 2007 и Phinney, 1992) измерват една и съща характеристика.

Графиката Бланд-Олтман е показан на Фигура 21.18. Тя представлява визуалното изобразяване на средното за двете измервания и на тяхната разлика. От нея е необходимо да се провери *визуално* дали амплитудата на разликата е по принцип еднаква за целия интервал на измерване. На нея са изобразени и две линии, които формират 95% интервал за съгласуваност.

Ако разликите са с приблизително нормално разпределение, се очаква 5% от точките да са извън двете линии. Графиката на Фигура 21.18 може да се приеме, че е именно такава.

Средноаритметичното за разликата между двете измервания (променливата *diff*) е $M = 0.0167$, като тази стойност е близка до нулата и затова също може да се предположи, че има голяма съгласуваност между двете измервания.

21.7 ПРЕДСТАВЯНЕ НА РЕЗУЛТАТИТЕ

Получените резултати от Бланд-Олтман анализ се представят в раздели **Метод** и **Резултати** (виж Глава 2) по следния начин:

- В раздел **Метод**:

> За да се провери съгласуваността между двата метода за измерване не етническата идентичност (Phinney, 1992; Phinney & Ong, 2007) се провежда Бланд-Олтман анализ.

- В раздел **Резултати**:

> Анализът на Бланд-Олтман показва, че 95% от нивото на съгласуваност между двата метода е в диапазона от -0.49 до $+0.53$ като средноаритметичното на тази разлика е близо до нулата: $M = 0.0167$. Двата метода за измерване на етническата идентичност осигуряват сходно измерване.

21.8 ОБОБЩЕНИЕ

Анализът на Бланд-Олтман не е статистически тест, а е графичен способ за сравняване на два метода за измерване. При него се построяват графиките на идентичността и на Бланд-Олтман. Визуалният анализ на двете графики позволява на изследователя да прецени дали се наблюдава съгласуваност между два метода за измерване.

21.9 УПРАЖНЕНИЯ

I. Отговорете на следните въпроси с "вярно" или "невярно":

1. Нулева хипотеза H_0 за анализа на Бланд-Олтман е, че има съгласуваност между два метода за измерване.
2. Анализът на Бланд-Олтман е обективен процес за оценка на съгласуваността между два метода за измерване.
3. Чрез графиката на Бланд-Олтман изследователят прави визуална проверка.

22 Логистична регресия

22.1	Въведение	523
22.2	Предпоставки за логистична регресия	526
22.3	Статистически хипотези за логистична регресия	527
22.4	Процедура за команда *Binary Logistic* (*Бинарна Логистична*)	527
22.5	Синтаксис на командата	530
22.6	Изходни таблици от статистическия анализ	530
22.7	Интерпретация на статистическите резултати	533
22.8	Представяне на статистическите резултати	539
22.9	Обобщение	539
22.10	Упражнения	540

22.1 Въведение

Хамлетовският въпрос "Да бъдеш или да не бъдеш?" е вълнувал и вълнува хиляди хора. Логистичната регресия е математическият инструмент, който дава отговор на този въпрос.

Регресионният анализ изследва взаимовръзката между една (единична) или няколко (множествена) независими променливи, които се обозначават с X_i и (най-често) *една* зависима променлива, която се обозначава с Y. **Резултатът** от регресионния анализ е уравнение, което представлява най-добрата **прогноза**[13] за зависимата променлива Y като функция от независимите променливи X_i, $i = 1, 2, ..., n$. С други думи с помощта на регресионното уравнение се прогнозира стойността на Y на базата на стойностите на X_i. В Глава 11 е разгледана множествената линейна регресия:

$$\hat{Y} = a + b_1 X_1 + b_2 X_2 + ... + b_k X_k \qquad \textbf{22.1}$$

при която зависимата променлива Y трябва да е интервална променлива, а независимите променливи X_i могат да са както интервални, така и пропорционални, категорийни, дихотомни или комбинация от тях. Съществуват обаче множество научни въпроси при

[13] виж забележка 9 (Глава 11)

които зависимата променлива Y е категорийна и тогава не може да се използва множествена линейна регресия. В тези случаи е подходящо да се използва **логистична регресия**, която позволява да се прогнозират стойностите на зависимата променлива Y, когато тя приема две или повече категории. Независимите променливи X_i могат да са както категорийни, така и интервални. При *бинарната логистична регресия* зависимата променлива Y може да приема само две стойности (категории), например: печеля/ губя; издържал/ скъсан на изпит; жив/ починал (Хамлетовският въпрос). При *полиномната (многочленната) логистична регресия* зависимата променлива Y може да приема повече от две стойности (категории). Ако стойностите на зависимата променлива Y се ранжират, то тогава може да се използва *ординалната логистична регресия*.

Дискриминантният анализ (Глава 23) е другата математическа техника, с която се прогнозират стойностите на зависимата променлива Y, когато тя е категорийна. Изборът между двата анализа обикновено се прави по следния начин:

- по отношение на броя на категориите на зависимата променлива Y: когато те са само две категории то за предпочитане е да се използва бинарната логистична регресия пред дискриминантния анализ. При повече от две категории на зависимата променлива Y е за предпочитане да се използва дискриминантният анализ пред полиномна (многочленна) логистична регресия.
- по отношение на независимите променливи X_i: Тъй като при дискриминантния анализ има изискване независимите променливи X_i да са интервални, то когато те са категорийни или смесени (категорийни и интервални), трябва да се използва логистична регресия. В случаите когато независимите променливи са само интервални се прилагат и двата статистически анализа.

В тази глава се разглежда само *бинарната логистична регресия*. Тъй като зависимата променлива Y е дихотомна (две категории/ два избора), не е възможно да се прогнозира числовата ѝ стойност както това е направено при множествената линейна регресия, т. е. не може да се използва методът на най-малките квадрати за минимизация на грешката от прогнозата (виж Глава 11, Раздел 11.1). **Целта на логистична регресия** е да прогнозира *вероятността* на принадлежност към една от двете възможни групи (категории) на Y, които трябва да се кодират като 0 и 1, а не да прогнозира стойността на зависимата променлива Y, което се прави чрез линейната регресия. Обикновено, но незадължително с 1 се кодира "успешният" изход, а с 0 – "неуспешният". В случая печеля /губя се кодира съответно с 1 – печеля, а с 0 – губя, издържал/скъсан на изпит съответно 1 – издържал, 0 – скъсан, жив/умрял съответно с 1 – жив, с 0 – умрял.

Логистичната регресия използва биноминалната теория за разпределение на вероятностите, при която има само две стойности за прогнозата и в която се изчислява вероятността p събитието да е по-скоро 1 от колкото 0. Именно оттук идва изискването кодовете за двете групи на зависимата променлива Y да са кодирани с 1 и 0. За целта се използва логаритмична трансформация на честотното разпределение на p стойността. Тъй като честотното разпределение на логаритъма на p е близо да нормалното разпределение, позволява да се използва линейното регресионно уравнение. Честотно разпределение на логаритъма от p се нарича *логит* (от английската дума *logit*) на p или *logit(p)* и е равно на натуралния логаритъм (с основа $e \approx 2.72$, виж Глава 1, Раздел 1.17) на *шанса* за успешен изход (odds ratio) или на *отношение на правдоподобието* (likelihood ratio), че зависимата променлива Y ще има стойност 1 ($Y = 1$, успешен изход).

Шансът за реализация на дадено събитие или *шансът* за успешен изход се дефинира като отношение на вероятността за успех p към вероятността за неуспех $(1-p)$ или като: $p/(1-p)$. Математически *логита* или логаритъмът на *шанса* за успех се дефинира по следния начин:

$$logit(p) = log_e[p/(1-p)] = ln[p/(1-p)] \qquad \textbf{22.2}$$

Например ако вероятността за принадлежност към една група p е равна на 0.80, тогава *шансът* (за успех) дадено наблюдение да принадлежи към тази група е $p/(1-p)$ и е равен на $p/(1-p) = 0.80/(1-0.80) = 0.80/0.20 = 4$. При $p = 0.25$ *шансът* за успех е равен на 0.33 (0.25/0.75), а когато вероятността за принадлежност към една от двете групи е еднаква

или при $p = 0.50$ *шансът* за успех дадено наблюдение да принадлежи към една от двете групи е равен на $1(0.50/0.50)$. Класическият пример с подхвърляне на "честна" монета илюстрира именно това.

Докато стойностите на вероятността p са винаги в диапазона от 0 до 1 $(0, +1)$, диапазонът на изменение на *шанса* за успех е от 0 до плюс безкрайност $(0, +\infty)$, а на *логита* или на *логаритъма на шанса* за успех варира от минус до плюс безкрайност $(-\infty, +\infty)$.

Уравнение 22.3 показва връзката между линейното регресионно Уравнение (22.1), което е права линия и логистичното регресионно уравнение.

Формата на **логистичното регресионно уравнение**, което се нарича още и регресионен модел или само модел, се дефинира като *шанса* за успех или за $Y = 1$ по следния начин:

$$logit(p) = \ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + ... + \beta_k X_k \qquad \textbf{22.3}$$

Това уравнение много прилича на линейното регресионно Уравнение (22.1), защото и двете са "оптимални" и при двете се търси такава прогноза на зависимата променлива Y, при която грешката от прогнозата да е минимална като се постига оптимизация по различни начини. Вместо да се използва *методът на най-малките квадрати* като критерий за оптимизация при линейното регресионно уравнение, в логистичното регресионно уравнение се прилага *методът на максималното правдоподобие*, който максимизира ***вероятността*** за успех ($Y = 1$) при зададени регресионни коефициенти.

- **Прогнозата** е процес на *оценка* на стойността на една променлива (наречена *зависима*) на базата на знанието на стойността на други променливи (наречени *независими*).
- **Зависимата променлива в регресионното уравнение** е променливата, чиито стойности се оценяват (прогнозират) на базата на знанията за стойностите на независимите променливи.
- **Независимата променлива в регресионното уравнение** е променливата, чиито стойности са предварително известни и се използват за прогнозиране на неизвестната стойност на зависимата променлива.
- **Логистичната регресия** определя едновременното влияние на няколко независими променливи за прогнозиране на принадлежността към една от две (или повече) взаимно изключващи се категории на зависимата променлива.
- **Шансът за успех** едно събитие да се случи се дефинира като отношението на вероятността събитието да се случи към вероятността то да не се случи.
- **Логит** се нарича натуралният логаритъм на шанса за успех.

Както и при множествената регресия (22.1), така и при логистичната регресия (22.3), се изчисляват коефициентите β_i, които измерват участието на всяка от независимите променливи във вариацията на стойностите на зависимата променлива Y, а също и регресионната константа β_0. В логистичното регресионно уравнение (22.3) p е вероятността зависимата променлива Y да има стойност 1 ($Y = 1$, успешен изход), β_0 е регресионната константа, а β_i са регресионните коефициенти. Както и при множествената линейна регресия, така и при логистичната регресия трябва да се оценят (изчислят) регресионните коефициенти и регресионната константа като за целта се използват наличните данни за зависимата и независимите променливи.

Логистичната регресия изчислява (прогнозира) натуралния логаритъм на *шанса* за успех ($Y = 1$). Тъй като обаче задачата е да се оцени стойността на *вероятността* за успех p, е необходимо да се преобразува Уравнение 22.3 по следния начин:

$$p = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + ... + \beta_k X_k}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + ... + \beta_k X_k}} \qquad \textbf{22.4}$$

Уравнението 22.4 се нарича **логистична функция** и дава **вероятността** стойността на зависимата променлива да е 1 ($Y=1$, успешен изход) или **вероятността** новото наблюдение да се отнесе към група с успешен изход.

При логистичната регресия на базата на наблюденията от извадката или при дадени стойности за зависимата променлива Y (които могат да бъдат $Y=1$ или $Y=0$) и за независимите променливи X_i по метода на *максималното правдоподобие* се изчисляват такива коефициенти на (линейното) логистичното регресионно уравнение 22.3, при които се максимизира *вероятността* за успех ($Y=1$), която се изчислява чрез логистичната функция (Уравнение 22.4). За да се изчислят регресионните коефициенти изследователят има избор да използва различни стратегии, при които се анализират едновременно всички независими променливи X_i или те се разбиват на групи, които се наричат блокове от променливи и той ги използва по отделно. Първата стратегия е по-често прилагана, а втората постъпкова процедура по-рядко. Статистическият пакет IBM SPSS Statistics позволява да се използва набор от процедури при изчисляването на логистичната регресия. В главата е представен най-често използваният метод за едновременно анализиране на всички независими променливи. Той е методът по подразбиране в IBM SPSS Statistics и се нарича **Entry Method** (Метод Включване).

Както при множествената, така и при логистичната регресия (22.3) прогнозата на зависимата променлива Y (която е $\ln(p/(1-p))$) се изчислява чрез зададени от изследователя стойности на независимите променливи X_i. От това обаче не следва, че промените в стойностите на Y са причинени от промените в стойностите на X_i или създаването на Уравнението 22.4 за прогноза на стойностите на Y не означава автоматично, че съществува причинно-следствена връзка между Y и X_i.

22.2 ПРЕДПОСТАВКИ ЗА ЛОГИСТИЧНА РЕГРЕСИЯ

За да се проведе логистична регресия е необходимо да са изпълнени "по-слаби" предпоставки за разлика от множествената линейна регресия (Глава 11). Това е и една от причината да се използва широко в науката. Няма например изисквания към независимите променливи. Не е нужно те да са: (а) интервални, (б) да са с нормално разпределение, (в) да имат еднаква дисперсия или (г) да имат линейна зависимост със зависимата променлива.

За да се проведе логистична регресия е необходимо:

1. **Независимост на извадката** или всяко наблюдение да е събрано независимо от другите наблюдения.
2. **Независимите променливи** трябва да имат линейна зависимост с натуралния логаритъм на шанса за успех ($Y=1$) за зависимата променлива.
3. **Зависимата променлива** трябва да е дихотомна или да има две взаимно изключващи се категории ($Y=1$ – "успешен" изход, $Y=0$ – "неуспешен" изход).
4. **Категориите** на зависимата променлива трябва да са взаимно изключващи се, да включват всички възможни случаи или всяко наблюдение: **(а)** се отнася само към една група (категория) и **(б)** е член само на една от тези групи (категории).
5. **Отношение извадка/ независими променливи**. Минималното количество наблюдения, което е необходимо, за да се проведе логистичният регресионен анализ зависи от броя на независимите променливи X_i, които се анализират. Минималната извадка трябва да включва минимум 20 наблюдения за всяка независима променлива като общата извадка трябва да съдържа минимум 60 наблюдения.
6. **Анормални наблюдения**. В термините на логистичната регресия анормалното наблюдение се прогнозира от Уравнение 22.2 към една категория (група) при условие, че то фактически принадлежи към друга категория (група). Анормалните наблюдения се откриват чрез анализ на остатъчните членове.
7. Въпросът за **мултиколинеарност и сингуларност**, както при линейния регресионен анализ (Глава 11), възниква когато има много силна корелация между независимите променливи. За да се избегне това е необходимо размерът на извадката за най-малката група на зависимата променлива да е по-голям от броя на независимите променливи. В идеалния случай независимите променливи

трябва да са силно корелирани със зависимата променлива, но да имат слаба корелация помежду си.

Всички **дихотомни** променливи е необходимо да се кодират с кодове 0 и 1. Само в този случай резултатите от логистичната регресия имат смисъл и могат да се интерпретират.

22.3 СТАТИСТИЧЕСКИ ХИПОТЕЗИ ЗА ЛОГИСТИЧНАТА РЕГРЕСИЯ

В логистичната регресия се тестват следните k хипотези:

$H_0 : \beta_i = 0$ независимата променлива X_i *не* е свързана с вероятността за "успешен" изход или Y е равно на 1.
$H_1 : \beta_i \neq 0$ независимата променлива X_i е свързана с вероятността за "успешен" изход или Y е равно на 1.

Ролята на всеки коефициент β_i е дефинирана в Уравнение 22.3. Ако $\beta_i = 0$ означава, че няма логистична връзка между независимата променлива X_i и вероятността на събитието p ("успешен" изход). Ако $\beta_i \neq 0$ означава, че независимата променлива X_i има роля при прогнозирането на вероятността на събитието p ("успешен" изход).

22.4 ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДА *Binary Logistic* (Бинарна Логистична)

Логистичната регресия е илюстрирана и интерпретирана чрез следните 5 променливи:

1. Променливата *да се запиша ли в курс по статистика* е номинална, дихотомна (виж Глава 1, Раздел 1.6.1) и приема две стойности: 1 – "да се запиша", 0 – "да не се запиша". В матрицата на изследването тя се нарича *statistica* и е зависимата променлива Y, която се кодира $Y = 1$ – "успешен" изход, $Y = 0$ – "неуспешен" изход.
2. Променливата *резултат от изпита по изследователски методи* е интервална (виж Глава 1, Раздел 1.6.3) и приема стойности от 2 до 6. В матрицата на изследването тя се нарича *Research_methods* и е първата независима променлива X_1.
3. Променливата *резултат от изпита по теория на възпитанието* е интервална (виж Глава 1, Раздел 1.6.3) и приема стойности от 2 до 6. В матрицата на изследването тя се нарича *Theory_of_Education* и е втората независима променлива X_2.
4. Променливата *пол* е дихотомна, номинална (виж Глава 1, Раздел 1.6.1) и приема две стойности: 0 – "момче" и 1 – "момиче". В матрицата на изследването тя се нарича *gender* и е третата независима променлива X_3.
5. Променливата *възраст* е пропорционална (виж Глава 1, Раздел 1.6.4) и в примера приема стойности от 19 до 27. Тя е четвъртата независима променлива X_4.

Заслужава внимание фактът, че при двете дихотомни променливи (зависимата Y и независимата X_3) се използват кодове 0 и 1, каквото е изискването към тях (виж предпоставките).

Извадката за разгледания пример е $N = 74$, което надхвърля минималното изискване за размера на извадката $N = 60$, и е близко до изискването от 80 наблюдения (виж Предпоставка 5).

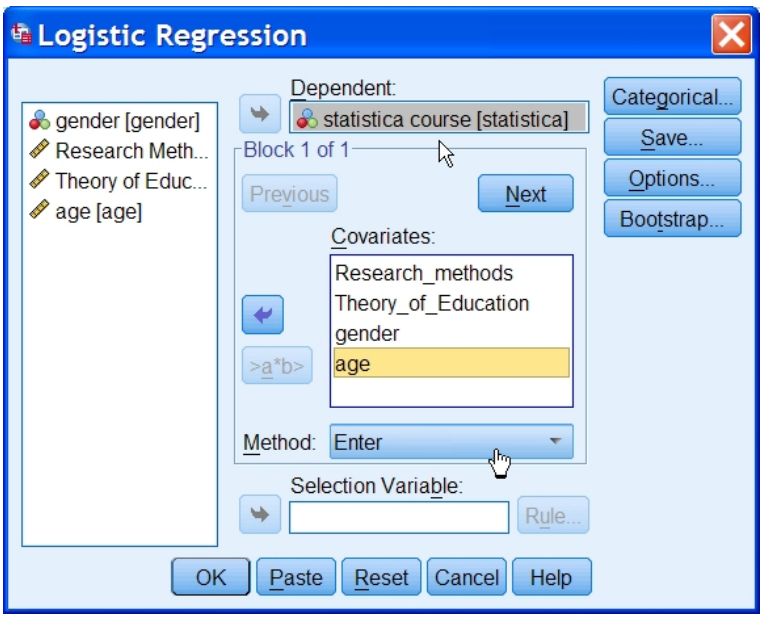
Изследователският въпрос е: "Каква е тежестта на четирите фактора: *пол*, *възраст*, *резултат от изпита по изследователски методи* и *резултат от изпита по теория на възпитанието* върху респондентите при решението им да се *запишат в курса по статистика*?"

Процедурата за провеждане на логистична регресия с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- Избира се **Analyze** ⇒ **Regression** ⇒ **Binary Logistic** (Анализ ⇒ Регресия ⇒ Бинарна Логистична) (Фигура 3.21) и се получава диалоговата кутия от Фигура 22.1.

- С горната стрелката променливата *statistica* се премества в кутията **Dependent** (Зависима променлива) (виж курсора).
- Със стрелката в средата се преместват независимите променливи в кутията с надпис **Covariates** (Ковариати). В примера това са следните четири променливи: *Research_methods*, *Theory_of_Education*, *gender* и *age*.

  Ако е необходимо да се изследва и *ефекта на взаимодействие* на две от независимите променливи като ковариата (нова независима променлива) те се селектират с *Shift* **a*b**.



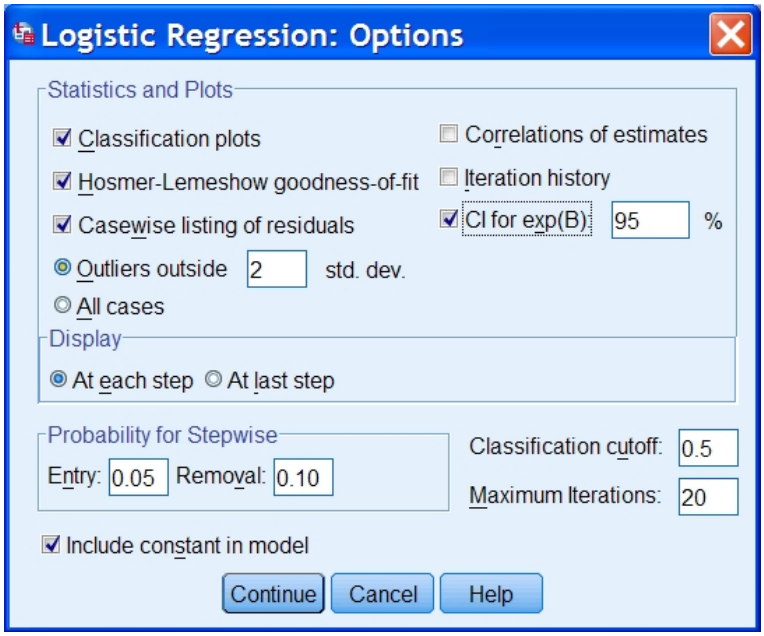
Фигура 22.1 Диалогова кутия на командата *Binary Logistic* (Бинарна Логистична) за логистична регресия

- Методът за анализ на регресионното уравнение се задава от кутията **Method** (Метод). Селектира се **Enter** (Включване) (метод по подразбиране) (виж ръчичката). Това означава, че в регресионното уравнение ще се включат всички независими променливи още на първата стъпка, без значение какво е влиянието им върху зависимата променлива. Методът се прилага, когато изследователят е избрал независимите променливи в съответствие дадени научни теории. Ако целта е да се изследва група от независими променливи е по-удачно използването на постъпкова регресия – права (Forward) или обратна (Backward).

  От кутията **Method** (Метод) могат да се зададат и други методи за анализ, при които не всички независими променливи се включват в първата стъпка. Методът **Forward: LR** (Прав) започва само с константата и след това включва поетапно една по една независимите променливи в регресионното уравнение според тяхното влияние върху зависимата променлива. Методът **Backward: LR** (Обратен) използва обратната стратегия като първоначално са включени всички независими променливи в регресионното уравнение, а след това се изключват променливите, които не оказват достатъчно влияние върху зависимата променлива според зададен от изследователя критерий.
- Ако една или повече независими променливи са категорийни с повече от две стойности (в примера няма такава) например: *етническа принадлежност* (ethnos): (1) българин, (2) турчин, (3) ром се кликва на бутона **Categorical** (Категориална ковариата), който се намира горе в дясно на диалоговата кутия. В новата диалогова кутия се задава начинът за прекодиране на променливите, като е желателно да се използват стойностите по подразбиране. В случая статистическият пакет IBM SPSS Statistics автоматично ще създаде 3 (защото има три етноса) нови фиктивни променливи, които са дихотомни: ethnos(1), ethnos(2) и ethnos(3). Те ще се използват в регресионното уравнение *вместо* изходната променлива ethnos. Ако респондентът е българин оригиналната променлива ethnos има стойност 1, а новите три фиктивни променливи ethnos(1), ethnos(2) и ethnos(3) имат стойностите: 1, 0, 0. Ако респондентът е турчин променливата ethnos има стойност 2, а фиктивните

променливи ethnos(1), ethnos(2) и ethnos(3) имат стойности, съответно, 0, 1, 0. Ако респондентът е ром променливата ethnos има стойност 3, а фиктивните променливи ethnos(1), ethnos(2) и ethnos(3) имат стойности 0, 0, 1.

- Ако е необходимо да се ограничи анализът за част от извадката в кутията *Selection Variable* (Променлива за селекция) се поставя името на променливата, а с бутона **Rule** (Правило) се задава правилото за селектиране на част от извадката за анализ. Ако нищо не се напише в този прозорец, по подразбиране ще се анализират всички наблюдения, т. е. цялата извадка.
- Ако е необходимо да се запише изходната информация от регресионния анализ като нови променливи в матрицата на изследването трябва да се кликне на бутона **Save** (Запиши) и да се селектира необходимата информация. Това се прави само ако е необходимо да се проведе допълнителен статистически анализ.
- Кликва се на бутона **Options** (Опции), който се намира в дясно и се получава новата диалогова кутия от Фигура 22.2.



Фигура 22.2 Диалогова кутия *Options* (Опции) на командата *Binary Logistic* (Бинарна Логистична) за логистична регресия

- В раздела *Statistics and Plots* (Статистики и Графики) се селектират: **Classification plots** (Класификационна графика). В нея е показано всяко наблюдение във вероятностната прогноза на базата на полученото регресионно уравнение. По този начин се онагледява адекватността от изчисленото регресионно уравнение; **Hosmer-Lemeshow goodness-of-fit** (Тест за съгласуваност на Хосмер-Лемешоу); **Casewise listing of residuals** (Диагностика на остатъчните членове), а в **Outliers outside** (Анормални наблюдения) и **CI for exp(B)** (Доверителен интервал за *exp*(β)) се оставят стойностите по подразбиране 2 и 95.

  Ако се използва постъпков метод за анализ от раздела *Probability for Stepwise* (Вероятност за стъпките) се задават стойностите за включване и изключване на независимата променлива от регресионното уравнение. В примера се използва методът за анализ, когато се включват всички независими променливи и затова се оставят тези стойностите по подразбиране: в полето **Entry** (Включване) 0.05, което е критерият за включване на независимата променлива в регресионното уравнение, а в полето **Removal** (Изключване) 0.10, което е критерия за изключване на независимата променлива от регресионното уравнение.

  Стойностите за **Classification cutoff** (Класификационно спиране) и **Maximum iterations** (Максимален брой итерации) остават както са зададени по подразбиране: 0.5 и 20.
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 22.1.
- Кликва се на бутона **OK** на диалоговата кутия, показана на Фигура 22.1 и се получава следният резултат от изпълнението на командата.

22.5 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
LOGISTIC REGRESSION VARIABLES  statistica
  /METHOD = ENTER Research_methods Theory_of_Education gender age
  /CLASSPLOT /CASEWISE OUTLIER(2)
  /PRINT = GOODFIT CI(95)
  /CRITERIA = PIN(.05) POUT(.10) ITERATE(20) CUT(.5) .
```

22.6 ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

Logistic Regression

Case Processing Summary

Unweighted Cases[a]		N	Percent
Selected Cases	Included in Analysis	74	100.0
	Missing Cases	0	.0
	Total	74	100.0
Unselected Cases		0	.0
Total		74	100.0

a. If weight is in effect, see classification table for the total number of cases.

няма респонденти с липсващи данни

Dependent Variable Encodin

Original Value	Internal Value
not taken	0
taken	1

зависимата променлива е кодирана с 0 и 1

Block 0: Beginning Block

Classification Table [a,b]

			Predicted		
			statistica course		Percentage Correct
	Observed		not taken	taken	
Step 0	statistica course	not taken	39	0	100.0
		taken	35	0	.0
	Overall Percentage				52.7

a. Constant is included in the model.

b. The cut value is .500

52.7% от студентите не са избрали *статистика*

39 студенти не са избрали *статистика*, а 35 са я избрали

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 0	Constant	-.108	.233	.216	1	.642	.897

само константата е включена в уравнението

Variables not in the Equation

			Score	df	Sig.
Step 0	Variables	Research_methods	.425	1	.515
		Theory_of_Education	11.089	1	.001
		gender	5.282	1	.022
		age	15.763	1	.000
	Overall Statistics		25.493	4	.000

теория на възпитанието*, *пол* и *възраст* са <u>поотделно</u> статистически значимо ($p \le 0.05$) свързани със *статистиката

Block 1: Method = Enter

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	28.579	4	.000
	Block	28.579	4	.000
	Model	28.579	4	.000

регресионният модел е статистически значим ($p \le 0.05$), когато всички четири независими променливи са включени в него

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	73.790[a]	.320	.428

a. Estimation terminated at iteration number 5 because parameter estimates changed by less than .001.

това са подобни на R^2 и дават груба оценка на дисперсията, която се прогнозира чрез комбинацията на четирите променливи

Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	11.471	8	.176

тестът трябва да <u>не</u> е статистически значим, $p > 0.05$

Classification Table [a]

			Predicted		
			statistica course		Percentage
	Observed		not taken	taken	Correct
Step 1	statistica course	not taken	31	8	79.5
		taken	10	25	71.4
	Overall Percentage				75.7

a. The cut value is .500

отбелязва се, че 31/39≈79.5% от студентите, които не са избрали *статистика* и 25/35≈71.4%, от които са я избрали са прогнозирани правилно

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95.0% C.I.for EXP(B) Lower	Upper
Step 1[a]	Research_methods	-.426	.485	.771	1	.380	.653	.253	1.690
	Theory_of_Education	.816	.298	7.526	1	.006	2.262	1.262	4.053
	gender	-.239	.614	.151	1	.698	.788	.236	2.625
	age	.491	.148	10.953	1	.001	1.635	1.222	2.187
	Constant	-11.541	3.866	8.910	1	.003	.000		

a. Variable(s) entered on step 1: Research_methods, Theory_of_Education, gender, age.

регресионните коефициенти, които са статистически значими

теория на възпитанието* и *възрастта* без *пола* и *изследователските методи* са статистически значимо свързани със *статистиката*, когато всички четири променливи <u>заедно</u> са включени в регресионното уравнение и са <u>поотделно</u> статистически значимо свързани със *статистиката

```
Step number: 1

Observed Groups and Predicted Probabilities

        8 +                                                          +
          |                                                          |
          |                                                          |
F         |                                                          |
R       6 +                                                          +
E         |                                                          |
Q         |                 n                                        |
U         |                 n                                        |
E       4 +       n n t n                                       t    +
N         |       n n t n                                       t    |
C         |       n n t nt   n                            t     tt   |
Y         |       n n t nt   n                            t     tt   |
        2 +     ntn n nnnt   n          tn           ttt t   t ttt   +
          |     ntn n nnnt   n          tn           ttt t   t ttt   |
          |  n  nnnnntnnnn  nntn n n t tnntn  t    nnttn tttttnntttt |
          |  n  nnnnntnnnn  nntn n n t tnntn  t    nnttn tttttnntttt |
Predicted ---------------------------------------------------------
  Prob:   0            .25            .5            .75            1
  Group:  nnnnnnnnnnnnnnnnnnnnnnnnnnnnnnttttttttttttttttttttttttttttt

        Predicted Probability is of Membership for taken
        The Cut Value is .50
        Symbols: n - not taken
                 t - taken
        Each Symbol Represents .5 Cases.
```

Casewise List[b]

Case	Selected Status[a]	Observed statistica	Predicted	Predicted Group	Temporary Variable Resid	ZResid
17	S	n**	.882	t	-.882	-2.730
65	S	t**	.110	n	.890	2.850
73	S	n**	.863	t	-.863	-2.508

a. S = Selected, U = Unselected cases, and ** = Misclassified cases.

b. Cases with studentized residuals greater than 2.000 are listed.

22.7 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Изходната информация се състои от три главни части. Първата част включва първите две таблици, които представят дескриптивната статистика за изследваната извадка. Втората част **Block 0** се състои от три таблици, в които се съдържа информация за изходните данни, когато само константата се използва регресионното уравнение. Това позволява да се оцени доколко може да се прогнозира стойността на зависимата променлива *statistica* без да се използват независимите променливи *Research_methods*, *Theory_of_Education*, *gender* и *age*. Последната трета част от изходните таблици **Block 1** съдържа информация, когато всички четири независими променливи се включени едновременно в регресионното уравнение.

Част първа: дескриптивна статистика.

Първата таблица **Case Processing Summary** (Обобщение на обработените наблюдения) дава информация за размера на извадката $N = 74$.

Следващата таблица **Dependent Variable Encoding** (Кодиране на зависимата променлива) показва по какъв начин статистическият пакет IBM SPSS Statistics е разглеждал кодовете на зависимата променлива. IBM SPSS Statistics има изискване променливите да бъдат кодирани с 0 и 1. Ако изследователят е кодирал по друг начин, например: 1 и 2, то IBM SPSS Statistics автоматично ще смени кодовете на 0 и 1. Таблицата показва какви кодове са използвани при анализа като ако съществува дадена характеристика тя се кодира с 1, а ако тя липсва се кодира с 0. Например: 1 – да, 0 – не; 1 – болен, 0 – здрав. В примера са кодирани с 1 *избирането на курса по статистика*, затова целта на логистичната регресия е да се прогнозира вероятността студента да се запише в курса по статистика (т. е. за кода $1, Y = 1$).

Ако някоя от независимите променливи е категорийна, то тогава има още една таблица, която показва как тя е кодирана.

В част втора: **Block 0** са дадени резултатите от анализа без да се използват четирите независими променливи в регресионното уравнение. Тази информация служи по-късно при сравняване на резултатите от регресионното уравнение с включени независими променливи.

В Таблица **Classification Table** (Класификационна таблица) в раздел **Predicted** (Прогнозирани) са дадени прогнозираните резултатите от принадлежността на всяко от наблюденията за двете групи: групата на записалите се в курса по статистика: колона **taken** (записани) и за групата на незаписалите се студенти: **not taken** (не записани). В последната колона **Percentage Correct** (Процент на верни прогнози) е даден процентът на верните прогнози. В раздела **Observed** (Наблюдавани) са дадени истинските стойности за наблюденията като в реда *taken* (записани) е посочен броят на записалите се студенти, а на реда *not taken* (не записани) са тези, които не са се записали. По диагонала са верните прогнози (39 и 0), а останалите две стойности са грешните прогнози (35 и 0). В последния ред *Overall Percentage* (Общ процент) е показан процентът на правилната прогноза 52.7% ако всички студенти са прогнозирани в по-голямата група (*курса по статистика* не е избран). Изследователят очаква, че когато в регресионното уравнение са включени четирите независими променливи този процент (52.7%) се увеличава, т. е. се увеличава точността на регресията. Размерът на най-малката извадка за категориите на зависимата променлива е $N=35$, което надхвърля броя на независимите променливи 4. Това е изискване според седмата предпоставка за логистична регресия.

Таблицата **Variables in the Equation** (Променливите в уравнението) показва *шанса* ако е прогнозирано, че всички студенти няма да изберат курса по статистика няма да е статистически значимо различен от 50:50 (т. е. не по-добър от случаен шанс).

Таблицата **Variables not in the Equation** (Променливите не са в уравнението) показва, че три от четирите независими променливи *Theory_of_Education* ($p = 0.001 < 0.05$), *gender* ($p = 0.022 < 0.05$) и *age* ($p < 0.001$) са самостоятелно статистически значими променливи които прогнозират дали студентът ще избере или няма да избере *курса по статистика*

(колона **Sig.** (Значимост)). В прогнозата независимата променлива *Research_methods* не е статистически значима ($p = 0.515 > 0.05$).

В част трета: **Block 1** са дадени резултатите от анализа, когато са включени всички четири независими променливи.

Таблицата **Omnibus Tests of Model Coefficients** (Универсални тестове за коефициентите на модела) дава обща оценка доколко новият регресионен модел е по-добър от този от **Block 0**, в който не са включени нито една от четирите независими променливи. Това може да се третира като тест за съгласуваност с помощта на който се отговаря на въпроса дали всичките четири независими променливи, взети заедно, могат да прогнозират "успешен" изход, т. е. $Y = 1$. Тъй като тестът е статистически значим (колона **Sig.** (Значимост) 0.000, което се докладва като $p < 0.001$), то моделът (регресионното уравнение с включени четири независими променливи) е по-добър от този от **Block 0** (регресионното уравнение без включени четири независими променливи). Това означава, че моделът (регресионното уравнение) с четирите независими променливи е статистически значим. Получените резултати се докладват по следния начин: $\chi^2 = 28.579$, $df = 4$, $p < 0.001$.

В Таблицата **Model Summary** (Обобщена таблица за модела) в първата колона **-2 Log likelihood** (-2 логаритъм на правдоподобие) е дадена степента на правдоподобието, която е оценена като удвоената отрицателна стойност на логаритъма на функцията на правдоподобието (-2LL) и която в примера е равна на 73.79 (първата колона). Стойността се използва, когато е необходимо да се сравнят два различни регресионни модела (с различни независими променливи). Другите два показателя, които са докладвани в таблицата са резултатите от два различни способа за оценка на R^2, подобно на това както се изчислява е линейната регресия (виж Таблица Model Summary (Обобщена таблица на модела), Глава 11, Раздели 11.3.5, 11.4.4 и 11.4.5): това са колоните **Cox & Snell R Square** (R-квадрат на Кокс & Снел) и **R Square Nadelkerkes** (R-квадрат на Неделкъркъс). Те показват частта от дисперсията в зависимата променлива, която може да се обясни чрез логистична регресия. Тези **псевдо** R^2 оценки (0.320 и 0.428) показват, че приблизително 32% или 42.8% от дисперсията в дали студентите избират курса по *статистика* може да се прогнозира с помощта на линейната комбинация на четирите независими променливи. Оценката на Cox & Snell ($R^2 = 0.320$) винаги е занижена, защото винаги е по-малка от 1 (само на теория може да е равна на 1). Оценката на Nadelkerkes ($R^2 = 0.428$) няма този недостатък и затова тя се анализира най-често.

Стойностите за -2LL (Cox & Snell & Nadelkerkes) се използват също и при конструиране на регресионния модел. Нека се допусне, че от разглеждания модел с четири независими променливи отпада една от тях (например: възраст *age*). Тогава ако отново се проведе логистичен регресионен анализ на намаления регресионен модел (защото сме махнали една независима променлива) трябва да се сравни какви са новите стойности за -2LL (Cox & Snell & Nadelkerkes). Според правилото: **(1)** колкото е по-малка стойността на -2LL, толкова по-добре е конструиран регресионният модел; **(2)** колкото са по-големи стойностите на за R^2 (Cox & Snell & Nadelkerkes), толкова е по-добър регресионният модел. По този начин се проверява кой от двата модела (големият или намаленият) е по-адекватен и той се анализира.

Таблицата **Hosmer and Lemeshow Test** (Тест на Хосмер и Лемешоу) служи за проверка на съгласуваността на регресионното уравнение. При този тест лошата съгласуваност се индикира, когато тестът е статистически значим ($p \le 0.05$). За да се смята, че регресионният модел е съгласуван е необходимо тестът да не е статистически значим ($p > 0.05$). В дадения пример тестът на Hosmer-Lemeshow е равен на $\chi^2 = 11.471$ с ниво на статистическа значимост $p = 0.176$. Тъй като стойността е по-голяма от 0.05 това показва, че моделът е съгласуван.

Таблицата **Classification Table** (Класификационна таблица) е подобна на тази от **Block 0** и показва колко добре комбинацията на независимите променливи прогнозират зависимата променлива *статистика*. Вместо да се използва тест за съгласуваност в случая се гледа пропорцията на наблюденията, които подлежат на класифициране правилно с регресионния модел и която се съдържа в тази класификационна таблица. Колоните на таблицата **taken** (избрали) и **not taken** (неизбрали) са прогнозираните стойности на

зависимата променлива, а редовете *taken* (записани) и *not taken* (не записани) – истинските стойности на зависимата променлива. В един перфектен модел всички наблюдения ще са разположени по диагонала и процентът на правилната диагноза (редът *Overall Percentage* (Общ процент) ще е 100%. В примера 79.5% са правилно класифицирани за групата *не избират статистика* и 71.4% за групата *избират статистика*. Общата правилна класификация (редът *Overall Percentage*) е 75.7%. Той е значително по-голям от модела, който съдържа само константа (**Block 0**): 52.7%.

Таблицата **Variables in the Equation** (Променливи в уравнението) има няколко важни елемента. Статистиката на **Wald** (Валд) има χ^2 разпределение и нейната статистическа значимост (колона **Sig.** (Значимост)) показват дали дадена независима променлива има (при $p \le 0.05$) или няма (при $p > 0.05$) статистически значимо участие в регресионното уравнение. От таблицата се вижда, че само две от четирите независими променливи са статистически значими *Theory_of_Education* ($p = 0.006 < 0.05$) и *age* ($p = 0.001 < 0.05$). Другите две независими променливи не са статистически значими: *Research_methods* ($p = 0.380 > 0.05$) и *gender* ($p = 0.698 > 0.05$). Колоната **Exp(B)** (Експонента на регресионния коефициент) показва *шанса* зависимата променлива да попадне в една от двете категории, когато стойността на независимата променлива се увеличава с единица. Стойностите се интерпретират по следния начин: ако стойността е по-голяма от 1 всяко увеличаване на стойността на независимата променлива ще увеличава шанса зависимата променлива да има стойност 1 (т. е. $Y = 1$, студента да се запише в курса по статистика) и обратно: ако стойността на Exp(B) е по-малка от 1, всяко увеличаване на стойността на независимата променлива ще води до намаляване на шанса зависимата променлива да има стойност 1 (т. е. $Y = 1$, студента да се запише в курса по статистика). За разгледания пример Exp(B) независимата променлива *Theory_of_Education* е равна на 2.262 (т. е. тя е по-голяма от 1). Това означава, че увеличаването на оценката от изпита по *теория на възпитанието* с 1 (например: от 4 на 5 или от 5 на 6) води до 2.262 пъти увеличаване на *шанса* студентът да се запише в курса по статистика.

Първата колона **B** (Коефициент на регресията) съдържа коефициентите на логистичната регресия, които служат за прогнозиране на стойността на зависимата променлива съгласно Уравнение 22.5:

$$logit(p) = \ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = -11.541 + 0.816 \times (Theory\_of\_Education) + 0.491 \times (age) \qquad \textbf{22.5}$$

Това обаче е вярно само и единствено ако всички регресионни коефициенти са статистически значими. Тъй като в примера има два статистически незначими коефициента за променливите *изследователски методи* (Research_methods) и *пол* (gender) в случая те не само трябва да не се включат в регресионното Уравнение 22.5, което е направено по-горе, но е необходимо да се построи нов редуциран регресионен модел, в който "незначимите" променливи да не се включват. За целта отново се повтаря процедурата за логистичен регресионен анализ като този път не се селектират двете независими променливи (виж Фигура 22.1). По този начин новият редуциран логистичен регресионен модел има една зависима променлива *статистика* (statistica) и две, а не четири независими променливи: (1) *теория на възпитанието* (Theory_of Education) и (2) *възраст* (age):

```
LOGISTIC REGRESSION VARIABLES  statistica
  /METHOD = ENTER Theory_of_Education age
  /CLASSPLOT /CASEWISE OUTLIER(2)
  /PRINT = GOODFIT CI(95)
  /CRITERIA = PIN(.05) POUT(.10) ITERATE(20) CUT(.5) .
```

Новите изходни таблица за редуцираната регресия са следните:

Част първа: дескриптивна статистика. Таблиците са аналогични на пълния регресионен модел, защото представят дескриптивната статистика за извадката.

Част втора: **Block 0**. Таблиците: **Classification Table** (Класификационна таблица) и **Variables in the Equation** (Променливи в уравнението) са същите, а таблицата **Variables not in the Equation** (Променливите не са в уравнението) е нова:

Variables not in the Equation

			Score	df	Sig.
Step 0	Variables	Theory_of_Education	11.089	1	.001
		age	15.763	1	.000
	Overall Statistics		24.709	2	.000

Таблицата **Variables not in the Equation** (Променливите не са в уравнението) показва, че и двете независими променливи от редуцирания регресионен модел са самостоятелно статистически значими при прогнозата дали студента ще се запише ($Y=1$) в курса по *статистика*.

В <u>част трета</u>: **Block 1** са дадени резултатите от анализа, когато са включени само две независими променливи. Поради тази причина всички таблици са нови:

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	27.601	2	.000
	Block	27.601	2	.000
	Model	27.601	2	.000

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	74.768[a]	.311	.416

a. Estimation terminated at iteration number 5 because parameter estimates changed by less than .001.

Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	8.011	8	.432

Classification Table [a]

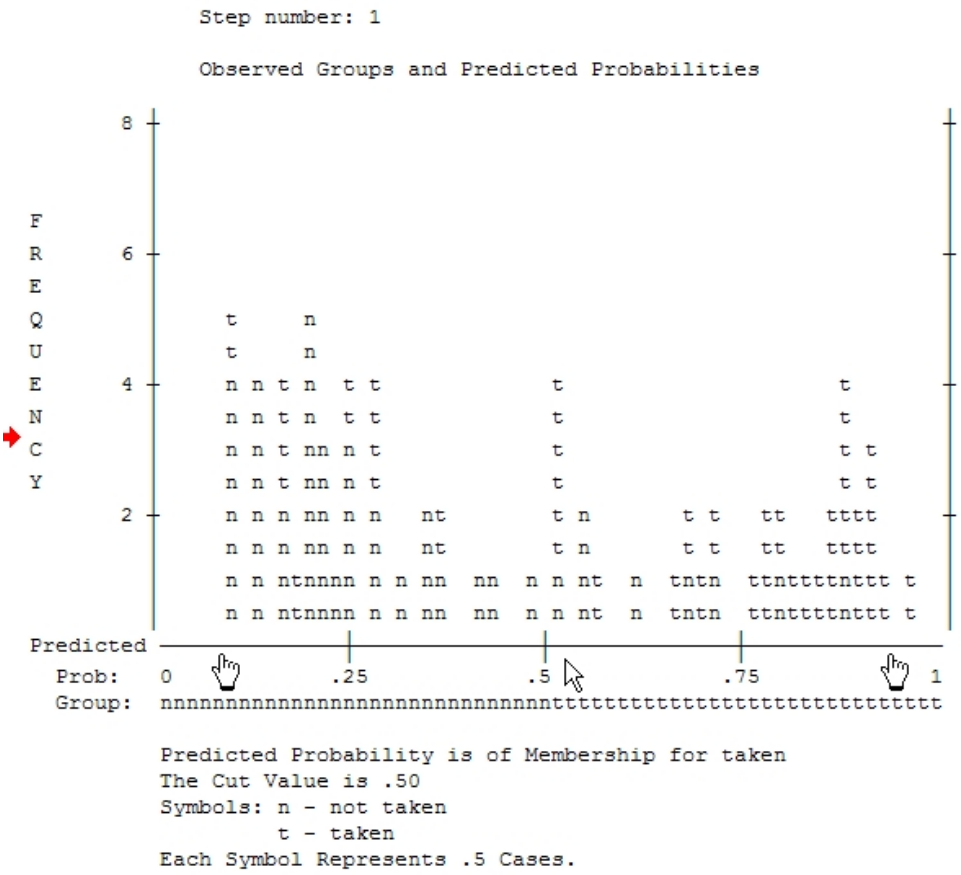
			Predicted		
			statistica course		Percentage Correct
	Observed		not taken	taken	
Step 1	statistica course	not taken	31	8	79.5
		taken	8	27	77.1
	Overall Percentage				78.4

a. The cut value is .500

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95.0% C.I.for EXP(B)	
								Lower	Upper
Step 1[a]	Theory_of_Education	.843	.285	8.755	1	.003	2.322	1.329	4.058
	age	.500	.145	11.921	1	.001	1.648	1.241	2.189
	Constant	-13.670	3.309	17.064	1	.000	.000		

a. Variable(s) entered on step 1: Theory_of_Education, age.



Casewise List[b]

Case	Selected Status[a]	Observed statistica	Predicted	Predicted Group	Temporary Variable Resid	Temporary Variable ZResid
17	S	n**	.872	t	-.872	-2.605
65	S	t**	.096	n	.904	3.062

a. S = Selected, U = Unselected cases, and ** = Misclassified cases.

b. Cases with studentized residuals greater than 2.000 are listed.

Редуцираният регресионен модел е статистически значим ($\chi^2 = 27.601, df = 2, p < 0.01$) с Cox & Snell $R^2 = 0.311$ и Nadelkerkes $R^2 = 0.416$ като тестът на Хосмер-Лемешоу (Hosmer-Lemeshow) не е статистически значим ($\chi^2 = 8.011, df = 8, p = 0.432$).

В модела са правилно класифицирани: за групата *не избират статистика* – 79.5%, за групата *избират статистика* – 77.1%, а общата правилна класификация е 78.4%, която е по-голяма от общата правилна класификация за пълния регресионен модел (75.7%) и много по-голяма от модела, който съдържа само константа (**Block 0**): 52.7%.

От новата таблица **Variables in the Equation** (Променливи в уравнението) следва, че всички независими променливи, а също и регресионната константа са статистически значими (колона **Sig.** (Значимост)), което позволява правилно да се построи регресионното уравнение. Ако отново коефициентът не е статистически значим, то независимата променлива или регресионната константа трябва да се изключи от регресионното уравнение и регресионният анализ отново да се проведе. Първата колона **B** съдържа стойностите на константата и на коефициентите на логистичната регресия: $\beta_0 = -13.670$, $\beta_1 = 0.843$ и $\beta_2 = 0.500$. Коефициентите се използват, за да се прогнозира стойността на зависимата променлива съгласно Уравнение 22.3:

$$logit(p) = \ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = -13.670 + 0.843 \times (Theory\_of\_Education) + 0.500 \times (age) \qquad \textbf{22.6}$$

Разликата е очевидна между регресионното уравнение за редуцирания модел (22.6) и за пълния модел (22.5). Ако се използва пълният модел (22.5) прогнозата няма да е вярна. Само при използване на редуцирания модел (22.6) може правилно да се прогнозира вероятността p студентът да се запише в курса по статистика (т. е. $Y = 1$). За целта Уравнение 22.6 се преобразува аналогично на Уравнение 22.4 по следния начин:

$$p = \frac{e^{-13.670+0.843X_1+0.500X_2}}{1+e^{-13.670+0.843X_1+0.500X_2}} = \frac{e^{-13.670+0.843(Theory\_of\_Education)+0.500(age)}}{1+e^{-13.670+0.843(Theory\_of\_Education)+0.500(age)}} \qquad \textbf{22.7}$$

Например изследователският въпрос е: "Каква е вероятността даден студент да се запише в *курса по статистика* (statistica) ако той има отличен 6 на изпита по *теория на възпитанието* (Theory_of_Education) и е на 29 *години* (age)?"

Решение: за да се изчисли вероятността е необходимо в регресионното Уравнение 22.7 да се поставят следните стойности за двете независими променливи: $age = 29$ и $Theory\_of\_Education = 6$ и да се изчисли търсената стойност на p :

$$p = \frac{e^{-13.670+0.843\times6+0.500\times29}}{1+e^{-13.670+0.843\times6+0.500\times29}} = \frac{e^{5.888}}{1+e^{5.888}} \approx 0.997$$

Това означава, че вероятността студент на 29 *години*, който е получил 6 на изпита по *теория на възпитанието* да се запише в *курса по статистика* е 99.7% или че 99.7% от такива студенти се очаква да се запишат в *курса по статистика*.

Тъй като обаче променливата *пол* (gender) не е статистически значима, горният извод се отнася както за момчетата, така и за момичетата. Същото се отнася и до оценката на студента по *изследователски методи* (Research_methods), а именно, че тя не оказва влияние (защото не е статистически значима) върху това дали той ще се запише или няма да се запише в *курса по статистика*.

Графиката **Classification Plot** (Класификационна графика) представлява хистограма на прогнозираната вероятност и дава визуална представа за правилните и неправилните прогнози. В нея се гледат и анализират визуално две характеристики: **(1)** графиката трябва да е с **U** форма (в двата края да има повече наблюдения (виж ръчичките) от колкото в средата (виж курсора), а не да прилича на нормалното разпределение (наблюденията в средата са повече от колкото в края); **(2)** 't' в лявата (виж ръчичката в лявата страна) и '*n*' в дясната страна на графиката (виж ръчичката в дясната страна) са грешните прогнози. В средата на графиката (виж курсора) при $p = 0.50$ 't' и '*n*' трябва да се приблизително равни по брой както при хвърлянето на монета. Буквата 't' е съкращение на "записал се в курса по *статистика* (taken)", а буквата '*n*' е съкращението на "не се записал в курса по *статистика* (not taken)".

Таблицата **Casewise List** (Списък на анормалните наблюдения) представлява списък на **анормални наблюдения**, които не пасват добре на регресионното уравнение. Ако техният брой е голям означава, че е необходимо да се добави нова независима променлива. В пълния регресионен модел има три анормални наблюдения: 17, 65 и 73, а в редуцирания регресионен модел (който се докладва) те са само две: 17, 65 и затова може да се допусне, че той е подходящ за анализ. Не е реално абсолютно всички наблюдения да пасват абсолютно на всеки регресионен модел, който е необходимо да се построи и анализира.

22.8 ПРЕДСТАВЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Получените резултати от логлинейния анализ се представят в раздели **Метод** и **Резултати** (виж Глава 2) по следния начин:

- В раздел **Метод**:

> За да се изследва ефектът на пола, възрастта и на оценките от изпитите по теория на възпитанието и по изследователски методи върху избора на студентите на учебната дисциплина статистика е използвана логистична регресия.

- В раздел **Резултати**:

> Логистичната регресия е конструирана с цел да се оцени дали четирите независими променливи *пол*, *възраст*, *теория на възпитанието* и *изследователски методи* статистически значимо прогнозират дали ще се избере или няма да се избере студентът в курса по *статистика*. Когато всички четири независими променливи се отчитат едновременно, те статистически значимо прогнозират дали студентът ще се запише в курса по *статистика*: $\chi^2 = 28.579$, $df = 4$, $p < 0.01$.
>
> Тъй като две от независимите променливи не са статистически значими съгласно критерия на Валд, *изследователски методи* ($p = 0.380$) и *пол* ($p = 0.698$), то те са изключени от регресионния модел и е конструиран редуциран регресионен модел, в който са включени две независими променливи: *теория на възпитанието* и *възрастта*.
>
> Редуцираният регресионен модел е статистически значим: $\chi^2 = 27.601$, $df = 2$, $p < 0.01$. Моделът обяснява между 31.1% (Cox & Snell R^2) и 41.6% (Nadelkerkes R^2) от дисперсията в *статистиката* и коректно класифицира 78.4% от наблюденията (79.5% за записалите се в курса по статистика и 77.1% за незаписалите се студенти). Критерият на Валд показва, че и двете независими променливи *теория на възпитанието* ($p = 0.003$) и *възраст* ($p = 0.001$), влияят съществено на прогнозата на избора на курса по *статистика* като стойностите на техните регресионни коефициенти са съответно 0.843 и 0.500, а стойността на регресионната константа е -13.670.
>
> Експонента на регресионния коефициент Exp(B) показва, че увеличаването на оценката от изпита по *теория на възпитаното* с 1 (например от 3 на 4) води до увеличаване на *шанса* студентът да се запише в курса по *статистика* с 2.322 пъти, а увеличаването на *възрастта* на студента с 1 (една година) води до увеличаване на *шанса* с 1.648 пъти.

22.9 ОБОБЩЕНИЕ

В бинарната логистична регресия зависимата променлива е дихотомна, а независимите променливи са от произволен вид.

Целта на логистичната регресия е да се изчисли набор от коефициенти, който позволява при използване на регресионното уравнение наблюденията, които принадлежат към дадена категория да имат много висока вероятност, че ще се асоциират именно с тази категория. Това позволява новите наблюдения да са правилно класифицирани с достатъчно висока вероятност.

Успешната прогноза на логистичната регресия може да се оцени чрез класификационната таблица, показваща правилните и неправилните класификации на наблюденията, χ^2 на модела (логистична регресия) е добър индикатор дали той е подходящ, а статистиката на Валд (Wald) служи за проверка за значимостта на независимите променливи в модела.

Стойността на експонента на регресионния коефициент Exp(B) показва увеличаването на шанса, породен от увеличаването на избраната независима променлива с единица.

Преговор: ***Ключови думи и термини*** по азбучен ред, *виж*: Тълковния речник

p-стойност	изследователски въпрос	нулева хипотеза H_0
алтернативна хипотеза H_1	категорийна променлива	прогноза
анормални наблюдения	константа	променлива
вероятност	корелация	регресионен анализ
дескриптивна статистика	липсващи стойности	регресионен коефициент
дихотомна променлива	логистична регресия	регресионна константа
доверителен интервал	множествена линейна регресия	свободен член
доверителна вероятност		степени на свобода
ефект на взаимодействие	мултиколинеарност	уравнение
зависима променлива	независима променлива	фиктивна променлива
зависима променлива в регресионното уравнение	независима променлива в регресионното уравнение	

22.10 УПРАЖНЕНИЯ

I. Изберете правилния отговор:

1. Защо в логистичното регресионно уравнение *p* стойността се трансформира в логаритъм?
   а) защото *p* стойността е много малка;
   б) защото *p* стойността няма нормално разпределение;
   в) защото *p* стойността е винаги между 0 и 1.
2. Статистиката на Валд (Wald) е:
   а) еквивалент на R^2;
   б) мярка за измерване увеличението на шанса;
   в) мярка за измерване на степента на правдоподобие.
3. Логистичната регресия се базира на:
   а) нормалното разпределение;
   б) χ^2 разпределение;
   в) биноминалното разпределение.
4. Логистичната регресия е необходимо да се използва, когато:
   а) зависимите и независимите променливи са интервални;
   б) независимата променлива е интервална, а всички зависими променливи са категорийни
   в) когато има само една категорийна зависима променлива независимо от броя и вида на независимите променливи.

II. Ако формулираният в Раздел 22.4 изследователки въпрос звучи по следния начин: "Каква е тежестта на четирите фактора: *пол*, *възраст*, *резултат от изпита по изследователски методи* и *резултат от изпита по теория на възпитанието* върху респондентите на прогнозата за оценката (между 2 и 6) от изпита *по статистика*?"

5. Какъв статистически анализ е необходимо да се проведе?
   а) логистична регресия;
   б) множествена линейна регресия;
   в) нелинейна регресия.
6. В какво се състои съществената разлика между двата изследователски въпроса?

23 ДИСКРИМИНАНТЕН АНАЛИЗ

23.1	Въведение	541
23.2	Предпоставки за дискриминантен анализ	544
23.3	Статистически хипотези за дискриминантен анализ	544
23.4	Процедура за команда *Discriminant* (Дискриминантен анализ)	545
23.5	Синтаксис на командата	548
23.6	Изходни таблици от статистическия анализ	548
23.7	Интерпретация на статистическите резултати	550
23.8	Представяне на статистическите резултати	554
23.9	Обобщение	555
23.10	Упражнения	555

23.1 Въведение

"Да бъдеш или да не бъдеш – това е въпросът!" Хамлетовският въпрос е вълнувал и вълнува хиляди хора. Ако в предишната глава е направен опит да се отговори на този въпрос с помощта на логистичната регресия, то в тази глава се търси отговор на същия въпрос с помощта на дискриминантния анализ и е направен сравнителен анализ между двата статистически анализа.

Дискриминантният анализ има същата задача както и регресионният анализ: да прогнозира[14] стойностите на зависимата променлива. Той е подходящ да се използва, когато изследователят желае да прогнозира към коя група дадено наблюдение ще се отнесе (класифицира). Докато: **(а)** многомерната линейна регресия (Глава 11) е ограничена до наблюдения, при които зависимата променлива Y трябва да е интервална, за да се прогнозира средноаритметичната ѝ стойност като претеглена комбинация на независимите променливи X_i с помощта на регресионното уравнение; **(б)** при логистичната регресия (Глава 22) зависимата променлива трябва да е категорийна с две групи, при дискриминантния анализ групите на зависимата променлива могат да са повече от две. Като ограничение на дискриминантния анализ е изискването към независимите променливи да са интервални, докато при многомерната линейна регресия и при логистичната регресия няма такова ограничение, т. е. независимите

[14] виж забележка 9 (Глава 11)

променливи могат да са както интервални, така и категорийни. Дискриминантният анализ може да се разглежда като алтернатива на множественния регресионен анализ (Глава 16) в случаите, когато зависимата променлива не е интервална, а категорийна.

Целта на дискриминантния анализ е на базата на няколко независими променливи дадено наблюдение да се причисли към една от две или повече предварително зададени групи на зависимата променлива. Тази задача при две групи съвпада с целта на логистичната регресия.

В основата на дискриминантния анализ стои построяването на **дискриминантна функция** или **уравнение** с чиято помощ се прогнозира дадено наблюдение към коя група принадлежи. Дискриминантната функция има следния вид,

$$D = a + b_1 X_1 + b_2 X_2 + ... + b_k X_k \qquad \textbf{23.1}$$

където D е дискриминантната функция, b_i са дискриминантите коефициенти за независимите променливи, X_i ($i = 1, k$) са стойностите за независимите променливи; a е константа, а k е броят на независимите променливи. Дискриминантната функция е сходна с уравненията на множествената линейна регресия (Уравнение 22.1) и на логистичната регресия (Уравнение 22.3).

Целта на дискриминантния анализ е да се изчислят такива стойности на дискриминантите коефициенти b_i и на константата a, които максимизират разстоянието между средноаритметичните стойности на зависимата променлива за всички групи, т. е. дискриминантната сила на дискриминантната функция да е максимална. Тъй като понятието средноаритметично съществува само интервални данни (виж Глава 7, Раздел 7.2.4), това води до ограничението независимите променливи да са интервални.

След като на базата на наличните данни е изчислена дискриминантната функция (23.1), т. е. са изчислени стойностите на b_i и на a, всяко ново наблюдение може да се класифицира с нейна помощ. За целта се изчислява **дискриминантната стойност** за новото наблюдение съгласно дискриминантната функция 23.1 и в зависимост от неговата стойност се взима решение към кой клас да се отнесе новото наблюдение. Броят на дискриминантите функции, които е необходимо да се изчислят за класифицирането на новото наблюдение е равен на броя на групите на зависимата променлива минус едно. Когато зависимата променлива има само две групи е необходимо да се построи само една функция ($2 - 1 = 1$). В главата се разглежда само този случай.

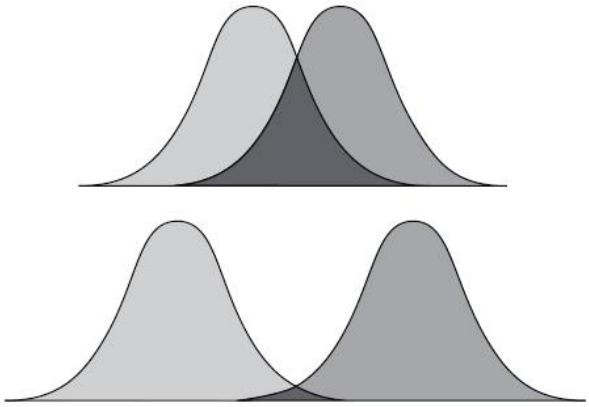
- **Дискриминантният анализ** конструира уравнение, което минимизира възможността от грешна класификация на наблюденията в съответни групи или категории.
- **Дискриминантна стойност** е стойността, която се получава за дадено наблюдение чрез поставянето на стойностите на неговите променливи в дискриминантната функция.

При дискриминантния анализ за всяка група (категория) на зависимата променлива се изчислява нейната дискриминантна стойност за тези наблюдения, които принадлежат към нея като се предполага, че дискриминантните стойности са с нормално разпределение и имат формата, показана на Фигури 1.2 и 7.14. Степента на препокриване (застъпване) на функциите на разпределението на дискриминантните стойности за различните групи на зависимата променлива служи за мярка за успешно конструиране на дискриминантната функция. На Фигура 23.1 са показани два случая на препокриване на две дискриминантни разпределения, когато зависимата променлива има две групи.

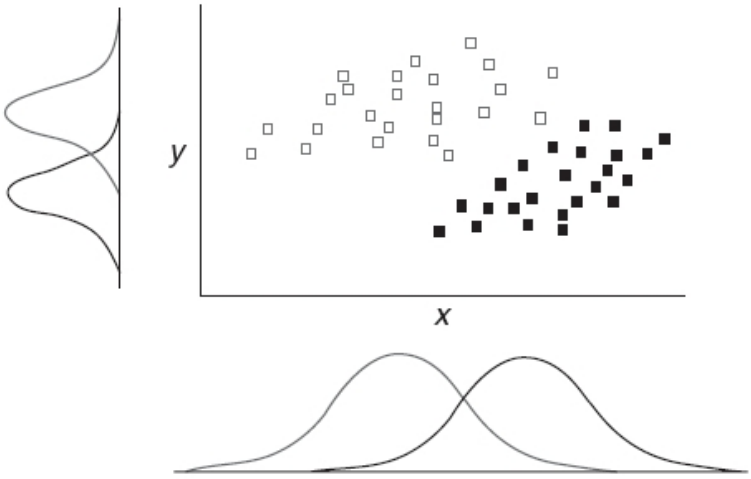
В горния случай на Фигура 23.1 двете разпределения се препокриват (застъпват) прекалено много и затова групите не са дискриминирани толкова добре колкото в долния случай на фигурата. Грешната класификация на долния случай е по-малка от тази в горния случай.

Представена е графиката на разсейването на две променливи x и y за две групи: едната е със светли квадратчета, а другата – с тъмни квадратчета (Фигура 23.2). Видно е, че наблюденията формират две групи. Отстрани на графиката на разсейването са построени две графики на дискриминантното разпределение по координатните оси x и y. От тях се вижда, че и в двата случая има огромно препокриване (застъпване) по всяка

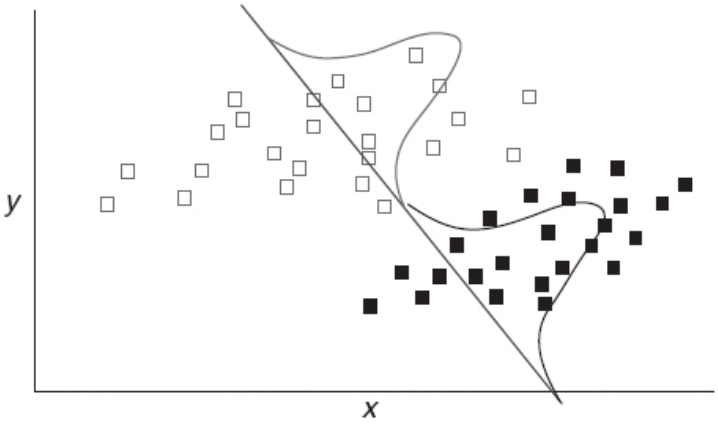
от двете оси. (По оста *y* препокриването е по-малко, т. е. променливата *y* е по-добра дискриминантна променлива от променливата *x*).



Фигура 23.1 Дискриминантно разпределение на две групи (категории)



Фигура 23.2 Дискриминантно разпределение на променливи за две групи (категории)



Фигура 23.3 Дискриминантна функция

Целта на дискриминантния анализ е да се построи такава дискриминантна функция, при която препокриването да е минимално. Задачата се решава като се конструира нова координатна ос, която да минава през *центовете на тежестта* за всяка група. В случая препокриването (застъпването) между групите ще е минимално по отношение на новата координатна ос. *Центърът на тежестта* за всяка група се нарича още и групов центроид или просто *центроид* от английската дума centroids. На Фигура 23.3 са показани същите две променливи *x* и *y* и двете групи като е добавена нова променлива (координатна

осова линия). Тя е линейна комбинация от двете променливи x и y и минимизира препокриването (застъпването) на двете променливи x и y. Новата променлива може да се третира като *дискриминантна функция*.

След като се изчисли дискриминантната функция (23.1), т. е. след като се оценят коефициентите b_i и a, тя служи, за да се направи прогнозата за ново наблюдение. При две групи на зависимата променлива, когато има само една дискриминантна функция, това става по следния начин:

1. Изчисляват се дискриминантната стойности D за всяко наблюдение като се използва дискриминантната функция (Уравнение 23.1).
2. Наблюденията, за които стойността на D е по-малка от предварително зададената стойност, наречена стойност на *отсичане* се класифицират към едната група, а наблюденията, за които дискриминантната стойност е по-голяма от стойността за *отсичане* се класифицират към другата група. Статистическият пакет IBM SPSS Statistics съхранява резултатите както за прогнозираната група, така и стойностите за D като две нови променливи, които при необходимост могат да се използват за допълнителни статистически анализи.

Центърът на тежестта (груповият центроид) се изчислява като средноаритметична стойност за дискриминантната функция за дадена група (категория) на зависимата променлива. Следователно има толкова центрове на тежестта, колкото са групите на зависимата променлива. Стойността за *отсичане* се изчислява като средноаритметично на два центъра на тежест. Тогава при прогнозата на новото наблюдение ако за него стойността на дискриминантната функция (Уравнение 23.1) е по-малка или равна на изчислената стойност за *отсичане,* то наблюдението се класифицира като 0 (групата с код 0), а в противен случай се класифицира като 1 (групата с код 1).

23.2 ПРЕДПОСТАВКИ ЗА ДИСКРИМИНАНТЕН АНАЛИЗ

Основните предпоставки за дискриминантен анализ са следните:

1. **Независимост на извадката** или всяко наблюдение да е събрано независимо от другите наблюдения.
2. **Зависимата променлива** е категорийна с минимум две категории (групи). Всяко наблюдение може да принадлежи само към една от тези взаимно изключващи се категории (групи). Кодовете за всяка от групите трябва да са цели числа.
3. Всяка **независима променлива** трябва да е интервална (с нормално разпределение) или фиктивна.

   За предпочитане е да не се използват дихотомни променливи с изключение, когато зависимата променлива има близо до 50:50 наблюдения за всяка от двете групи. Подобен пример е разгледан в упражненията в края на главата.
4. **Хомогенност на дисперсията/ковариацията** за всички групи. Както и при многомерния дисперсионен анализ (Глава 16) това се проверява с теста на Бокс (Box's M Test).

23.3 СТАТИСТИЧЕСКИ ХИПОТЕЗИ ЗА ДИСКРИМИНАНТЕН АНАЛИЗ

В дискриминантния анализ се тестват следните k хипотези:

$H_0 : b_i = 0$ независимата променлива X_i не е свързана с дискриминацията между групите на зависимата променлива

$H_1 : b_i \neq 0$ независимата променлива X_i е свързана с дискриминацията между групите на зависимата променлива

Ролята на всеки коефициент b_i е дефинирана в Уравнение 23.1.

23.4 ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДА *Discriminant* (Дискриминантен анализ)

Направен е сравнителен анализ между логистичната регресия (Глава 22) и дискриминантния анализ със същия пример от логистичната регресия. Разгледани са следните четири интервални променливи, а в упражненията е разгледан пример с всички 5 променливи:

1. Променливата *курс по статистика* е номинална, дихотомна (виж Глава 1, Раздел 1.6.1) и приема две стойности: 1 – "избран", 0 – "неизбран". В матрицата на изследването тя се нарича *statistica* и е зависима променлива Y.
2. Променливата резултат от изпита по *изследователски методи* е интервална (виж Глава 1, Раздел 1.6.3) и приема стойности от 2 (слаб) до 6 (отличен). В матрицата на изследването тя се нарича *Research_methods* и е първата независима променлива X_1.
3. Променливата резултат от изпита по *теория на възпитанието* е интервална (виж Глава 1, Раздел 1.6.3) и приема стойности от 2 (слаб) до 6 (отличен). В матрицата на изследването тя се нарича *Theory_of_Education* и е втората независима променлива X_2.
4. Променливата *възраст* е пропорционална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.4) и в примера приема стойности от 19 (години) до 27 (години). Тя е третата независима променлива X_3.

При дихотомната променлива Y са използвани кодовете 0 и 1 според изискването към нея (виж предпоставките).

Извадката в разгледания пример е $N = 74$.

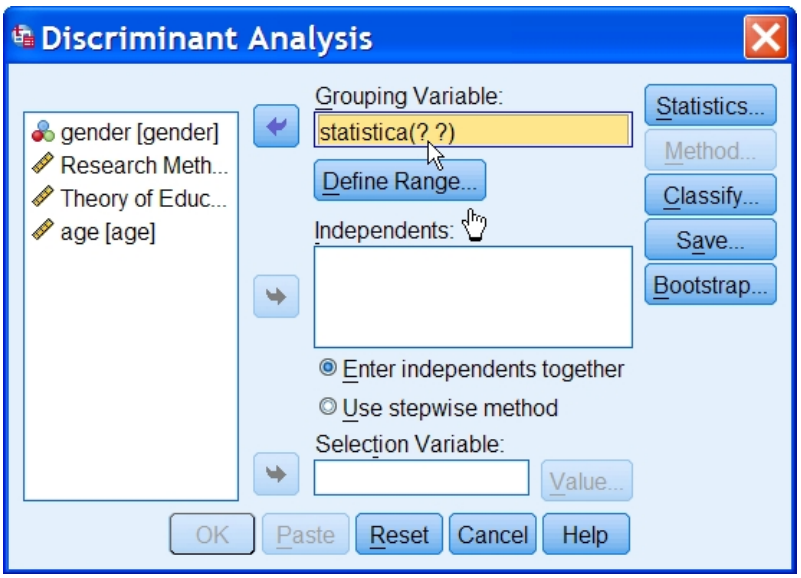
Изследователският въпрос е: "Каква е тежестта на трите фактора: *възраст*, резултат от изпита по *изследователски методи* и резултат от изпита по *теория на възпитанието* върху респондентите при тяхното разделяне на групата на избралите курса по *статистика* от тези на групата на неизбралите курса по *статистика*?"

Процедурата за провеждане на дискриминантния анализ с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- Избира се **Analyze** ⇒ **Classify** ⇒ **Discriminant** (Анализ ⇒ Класифицирай ⇒ Дискриминантен анализ) (Фигура 3.21) и се получава диалоговата кутия от Фигура 23.4.
- С горната стрелката (виж курсора) се премества променливата *statistica* в кутията **Grouping Variable:** (Групираща променлива). Тя представлява единствената зависима променлива. До нея автоматично се появяват два въпросителни знака (виж курсора). Тъй като не е дефиниран диапазонът ѝ на измерване, той се задава в следващата стъпка.
- Кликва се на бутона **Define Range** (Задаване на диапазон) (виж ръчичката) и се получава новата диалогова кутия от Фигура 23.5.
- Променливата *statistica* има две стойности 0 и 1. Ето защо в полето **Minimum** (Минимум) се въвежда 0, а в полето **Maximum** (Максимум) 1.
- Кликва на бутона **Continue** (Продължи) и се получава новата диалогова кутия от Фигура 23.6. Вече вместо двата въпросителни от Фигура 23.4 се виждат стойностите за диапазона на изменение на променливата *statistica* (виж курсора).
- Със средната стрелка променливите *Research_methods*, *Theory_of_Education* и *age* се преместват в кутията **Independents:** (Независими променливи).
- Селектира се **Enter independents together** (Едновременно въвеждане на независимите променливи). Другата възможност за избор на метод за дискриминантен анализ е **Use stepwise method** (Използване на постъпков метод).
- Ако изследователят желае да ограничи анализа за част от извадката е необходимо в прозореца *Selection Variable* (Селектирана променлива) да се поставя името на променливата, а с бутона **Value** (Стойност) да се зададе начинът за селектиране на

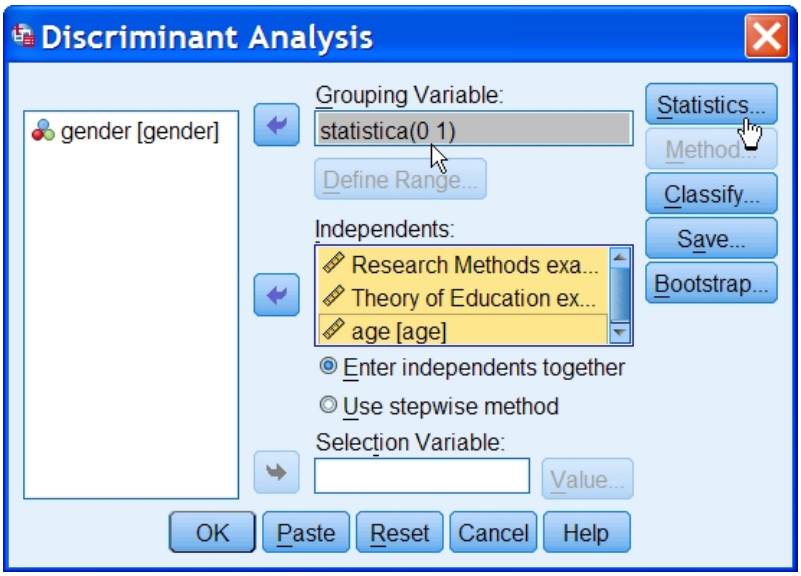
извадката за анализ. Ако нищо не се напише в прозореца по подразбиране ще се анализират всички наблюдения, т. е. цялата извадка.

- Кликва се на бутона **Statistics** (Статистики) (виж ръчичката) и се получава новата диалогова кутия от Фигура 23.7.



Фигура 23.4 Диалогова кутия на командата *Discriminant* (Дискриминантен анализ)

Фигура 23.5 Диалогова кутия *Define Range* (Задаване на диапазон) на командата *Discriminant* (Дискриминантен анализ)



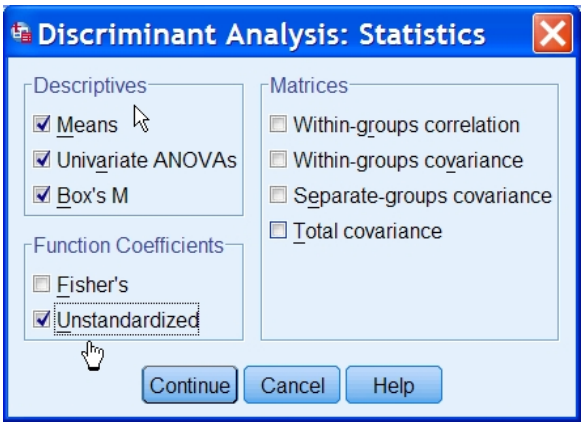
Фигура 23.6 Диалогова кутия на командата *Discriminant* (Дискриминантен анализ) със зададен диапазон на групиращата променлива

- В раздела *Descriptives* (Дескриптивни статистики) (виж курсора) се селектират: **Means** (Средноаритметични). Това позволява да се получат резултати както за средноаритметичното, така и за стандартните отклонения за всяка независима променлива, както и за всяка група на зависимата променлива (в примера са две групи), така и за цялата извадка; **Univariate ANOVAs** (Еднофакторни дисперсионни анализи) позволява да се сравнят средните за всяка група на зависимата променлива като при две групи (както е в примера) това е *t*-тест; и **Box's M** (М на Бокс), който служи за проверка на предпоставката за многомерното нормално разпределение на изходните данни.

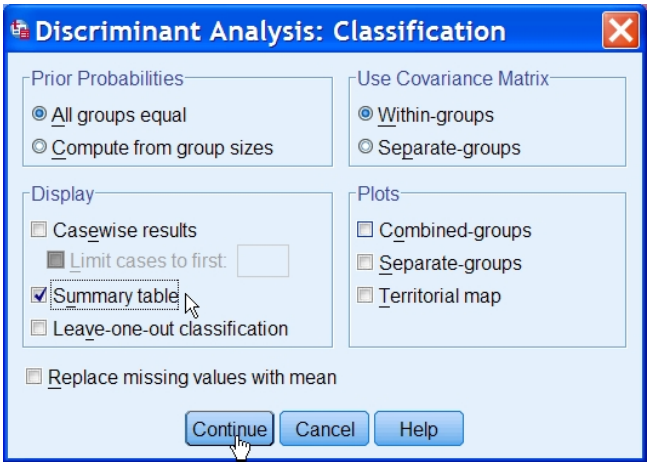
В раздела *Function Coefficients* (Коефициенти на функцията) се селектира **Unstandardized** (Нестандартизирани) нестандартизираните коефициенти на дискриминантното уравнение (виж ръчичката). Ако се селектира **Fisher's** (Фишер) се получава информация за каноническите коефициенти на дискриминантното уравнение.

От раздела *Matrices* (Матрици) могат да се зададат: **Within-groups correlation** (Корелация в групите) е корелационна матрица с елементи средните значения на корелациите за всяка стойност на зависимата променлива; **Within-groups covariance** (Ковариация в групите) е ковариационната матрица с елементи средните значения на ковариацията за всяка стойност на зависимата променлива; **Separate-groups covariance** (Ковариация на отделните групи) представлява набор от ковариационни матрици, по една за всяко ниво на зависимата променлива; **Total covariance** (Пълна ковариация) е ковариационната матрица за цялата извадка.

- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 23.6.



Фигура 23.7 Диалогова кутия *Statistics* (Статистики) на командата *Discriminant* (Дискриминантен анализ)



Фигура 23.8 Диалогова кутия *Classification* (Класификация) на командата *Discriminant* (Дискриминантен анализ)

- Кликва се на бутона **Classify** (Класифицирай) и се получава новата диалогова кутия от Фигура 23.8.
- В раздел *Prior Probabilities* (Априорни вероятности) се селектират: **All groups equal** (Равна вероятност за всички групи), което предполага, че вероятността за принадлежност на всяко наблюдение към всяка от групите на зависимата променлива (в случая те са две) е равна.

  Другият възможен подход при оценка на вероятността е тя да се задава според размера на извадката за съответната група. В този случай трябва да се селектира **Compute from group sizes** (Пропорционални според размера на групата).
- В раздела *Display* (Покажи) се задават резултатите, които изследователят желае да се включат в изходните таблици. Селектира се **Summary table** (Обобщаваща таблица) (виж курсора), което позволява да се получи броят и процентът на коректните и на некоректните класификации за всяка от групите.
- В раздела *Use Covariance Matrix* (Използване на ковариационната матрица) се селектира **Within-groups** (Вътре в групата). В този случай класификацията на наблюденията става с помощта на общата вътрешногрупова ковариационна матрица.

  Ако се селектира **Separate-groups** (За отделните групи) класификацията се осъществява на базата на ковариационните матрица за всяка група (в примера те са две).
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) (виж ръчичката) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 23.6.
- Кликва се на бутона **OK** на диалоговата кутия, показана на Фигура 23.6 и се получава следният резултат от изпълнението на командата.

23.5 СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
DISCRIMINANT
  /GROUPS=statistica(0 1)
  /VARIABLES=Research_methods Theory_of_Education age
  /ANALYSIS ALL
  /PRIORS  EQUAL
  /STATISTICS=MEAN STDDEV UNIVF BOXM RAW TABLE
  /CLASSIFY=NONMISSING POOLED .
```

23.6 ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

Analysis Case Processing Summary

Unweighted Cases		N	Percent
Valid		74	100.0
Excluded	Missing or out-of-range group codes	0	.0
	At least one missing discriminating variable	0	.0
	Both missing or out-of-range group codes and at least one missing discriminating variable	0	.0
	Total	0	.0
Total		74	100.0

Group Statistics

statistica		Mean	Std. Deviation	Valid N (listwise) Unweighted	Weighted
not taken	Research_methods	4.1368	.81200	39	39.000
	Theory_of_Education	3.0751	.89943	39	39.000
	age	20.3462	1.33847	39	39.000
taken	Research_methods	4.0400	.37806	35	35.000
	Theory_of_Education	3.8795	1.04276	35	35.000
	age	22.4000	2.54026	35	35.000
Total	Research_methods	4.0910	.64199	74	74.000
	Theory_of_Education	3.4556	1.04453	74	74.000
	age	21.3176	2.23695	74	74.000

Tests of Equality of Group Means

	Wilks' Lambda	F	df1	df2	Sig.
Research_methods	.994	.416	1	72	.521
Theory_of_Education	.850	12.691	1	72	.001
age	.787	19.488	1	72	.000

теория на възпитанието и *възраст*, но не и *изследователски методи* са статистически значимо свързани със *статистиката*

Analysis 1
Box's Test of Equality of Covariance Matrices

Log Determinants

statistica	Rank	Log Determinant
not taken	3	-.054
taken	3	-.286
Pooled within-groups	3	.423

The ranks and natural logarithms of determinants printed are those of the group covariance matrices.

Test Results

Box's M		42.268
F	Approx.	6.724
	df1	6
	df2	36350.951
	Sig.	.000

Tests null hypothesis of equal population covariance matrices

това означава, че предпоставката за хомогенност на ковариационната матрица не е изпълнена

двете стойности трябва да са приблизително равни

Summary of Canonical Discriminant Functions

Eigenvalues

Function	Eigenvalue	% of Variance	Cumulative %	Canonical Correlation
1	.522[a]	100.0	100.0	.586

a. First 1 canonical discriminant functions were used in the analysis.

квадратът на *каноническата корелация* се използва при изчисляване на *големината на ефекта* за дискриминантната функция

Wilks' Lambda

Test of Function(s)	Wilks' Lambda	Chi-square	df	Sig.
1	.657	29.608	3	.000

това показва, че независимите променливи статистически значимо дискриминират групите

Wilks' Lambda* се използва при определяне на общата *големина на ефекта

Standardized Canonical Discriminant Function Coefficients

	Function
	1
Research_methods	-.200
Theory_of_Education	.682
age	.809

таблицата показва каква е тежестта на всяка от независимите променливи при максимизацията на дискриминацията на групите

Structure Matrix

	Function
	1
age	.720
Theory_of_Education	.581
Research_methods	-.105

Pooled within-groups correlations between discriminating variables and standardized canonical discriminant functions
Variables ordered by absolute size of correlation within function.

това са корелациите на всяка от независимите променливи със стандартизираната дискриминационна функция

Functions at Group Centroids

statistica	Function
	1
not taken	-.675
taken	.752

Unstandardized canonical discriminant functions evaluated at group means

Canonical Discriminant Function Coefficien

	Function
	1
Research_methods	-.310
Theory_of_Education	.704
age	.405
(Constant)	-9.792

Unstandardized coefficients

това са коефициентите на дискриминантната функция

Classification Statistics

Classification Processing Summary

Processed		74
Excluded	Missing or out-of-range group codes	0
	At least one missing discriminating variable	0
Used in Output		74

Prior Probabilities for Groups

		Cases Used in Analysis	
statistica	Prior	Unweighted	Weighted
not taken	.500	39	39.000
taken	.500	35	35.000
Total	1.000	74	74.000

Classification Results [a]

			Predicted Group Membership		
		statistica	not taken	taken	Total
Original	Count	not taken	31	8	39
		taken	8	27	35
	%	not taken	79.5	20.5	100.0
		taken	22.9	77.1	100.0

a. 78.4% of original grouped cases correctly classified.

таблицата показва колко добре дискриминантния модел прогнозира студентите които ще се запишат в курса по *статистика*

23.7 ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Първата таблица **Analysis Case Processing Summary** (Анализ на обработените наблюдения) съдържа обобщена информация за извадката както за броя на наблюденията (колона ***N***) така и в проценти (колона **Percent**). На първия ред *Valid* (Валидни) е даден броят на действителните наблюдения ($N = 74$). На следващите 4 реда е дадена информация за липсващите наблюдения: на реда *Missing or out-of-range group codes* (Липсващи или намиращи се извън обсега на кодиране за групата), *At least one missing discriminating variables* (Липсваща поне една дискриминантна променлива), *Both missing or out-of-range group codes and at least one missing discriminating variable* (Едновременно има липсващи или намиращи се извън обсега на кодиране за групата и липсваща поне една дискриминантна променлива), *Total* (Общо), където е дадена обобщена информация за липсващите наблюдения. В последния ред *Total* (Общо) е дадена информация за цялата извадка ($N = 74$, защото няма липсващи данни).

Целта на дискриминантния анализ е да прогнозира новото наблюдение към една от две или повече групи. Ето защо първата задача пред изследователя е да провери дали тези групи на зависимата променлива са статистически значимо различни за всяка от независимите променливи като за целта се използва средноаритметичното за групите (Mean) и дисперсионния анализ (ANOVA). Тази информация се съдържа в следващите две таблици. Ако няма статистическо различие между групите (в примера това са групата на: (1) избралите курса по статистика и (2) неизбралите курса по статистика) е безсмислен всякакъв по-нататъшен анализ на данните.

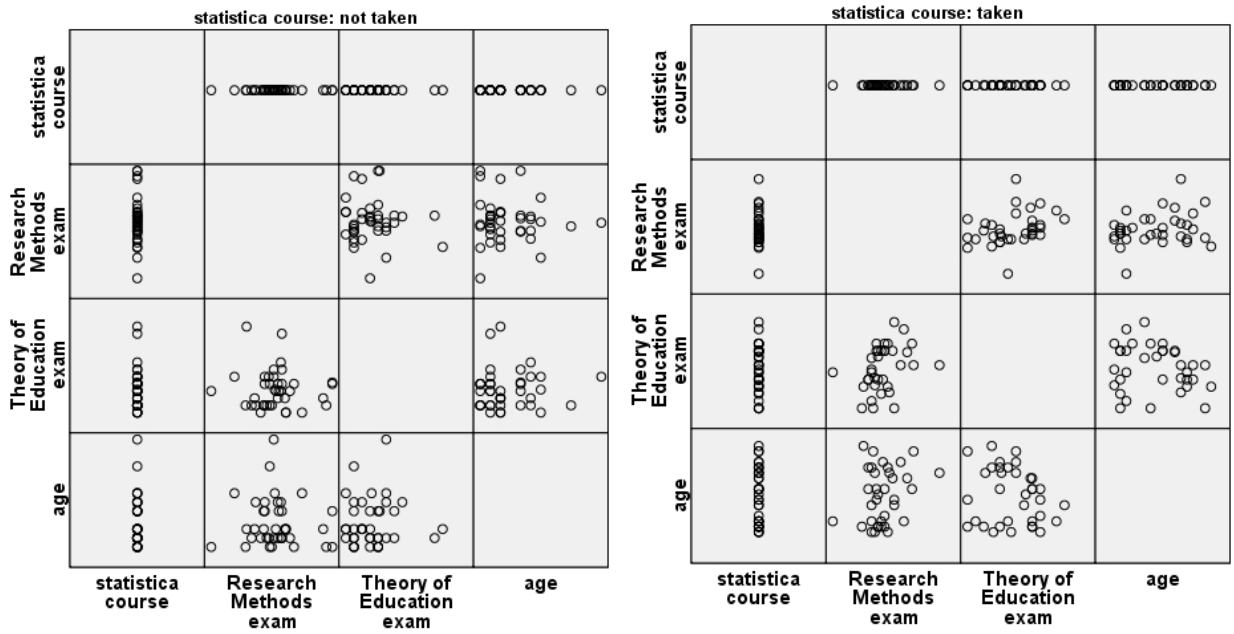
Втората таблица **Group Statistics** (Статистика за групите) дава дескриптивна статистика (колона **Mean** (Средноаритметично) и **Std. Deviation** (Стандартно отклонение)) за всяка от независимите променливи (*Reserch_methods* (Изследователски методи), *Theory_of_Education* (Теория на възпитанието) и *age* (възраст)) както за всяка от двете групи на зависимата променлива (редовете *not taken* (неизбрали) и *taken* (избрали)), така и за цялата извадка (ред *Total* (Общо)).

Таблицата **Tests of Equality of Group Means** (Тестове за равенство на средноаритметичните за групите) показва кои независими променливи са статистически значими за прогнозата на зависимата променлива, т. е. показва дали променливата дава статистически значимо различие между тези, които са избрали курса по статистика и тези, които не са избрали. В примера променливите *Theory_of_Education* ($p = 0.001 < 0.05$) и *age* ($p < 0.001$) са статистически значими, а независимата променлива *Research_methods*

не е статистически значима ($p = 0.521 > 0.05$). Тези резултати са аналогични на резултатите от логистичната регресия (Глава 22), които са дадени в таблица **Variables not in the Equation** (Променливите не са в уравнението).

Една от предпоставките за дисперсионен анализ е за равенство на дисперсиите за всяка група (Глава 14, Раздел 14.3), а при дискриминантния анализ предпоставката е за равенство на ковариационните матрици. В следващите две таблици се съдържа информация за изпълнението на тази предпоставка при дискриминантния анализ. В таблица **Log determinants** (Логаритмични детерминанти) са дадени стойностите на логаритмичния детерминант: колона **Log determinant** (Логаритмичен детерминант) за двете групи на зависимата променлива – редовете *not taken* (неизбрали) и *taken* (избрали) трябва да са с приблизително равни стойности (-0.054 и -0.286). В следващата таблица **Test results** (Резултати от теста) са дадени резултатите от тест на Бокс (Box's M), който проверява нулевата хипотеза H_0, че ковариационните матрици не са различни между групите на зависимата променлива. Този тест не трябва да е статистически значим ($p > 0.05$), за да е изпълнена предпоставката за дискриминантният анализ. В примера той обаче е статистически значим (виж ред *Sig.* (Значимост): $p < 0.001$). Тест на Бокс (Box's M) се влия силно от това дали независимите променливи имат нормално разпределение и затова не винаги може да се смята за надежден и затова следователно не винаги трябва да се анализира. Освен това при по-голяма извадка резултатите от дискриминантния анализ са статистически значими независимо от това дали е статистически значим теста на Бокс (Box's M). При три и повече групи ако тестът на Бокс (Box's M) е статистически значим, групата с най-малка стойност на логаритмичния детерминант се изключва от анализ. Съществува и графичен начин за проверка на изпълнението на тази предпоставка, който се прилага, когато тестът на Бокс (Box's M) е статистически значим. Това става като се построят графиките на разсейването за двете групи на зависимата променлива и визуално те се сравнят дали са приблизително еднакви. Винаги, когато се смята, че тестът е статистически значим може да се приложи логистична регресия (Глава 22) вместо дискриминантен анализ.

Тъй като в примера тестът на Бокс (Box's M) е статистически значим проверката на предпоставката на дискриминантния анализ за равенство на ковариационните матрици ще се направи визуално с помощта на графиката на разсейването (Глава 6, Раздел 6.5).



Синтаксисът на командата за IBM SPSS Statistics за получаването на тези графики на разсейване е следния:

```
SORT CASES BY statistica .
SPLIT FILE
  LAYERED BY statistica .
GRAPH
  /SCATTERPLOT(MATRIX)=statistica Research_methods
Theory_of_Education age
  /MISSING=LISTWISE .
SPLIT FILE
  OFF.
```

Лявата графика представлява групата на *not taken* (неизбрали), а дясната за *taken* (избрали). Като се сравняват съответните графики за двете групи на зависимата променлива може да се каже, че те са приблизително еднакви за съответните стойности на независимите променливи. Това предполага, че предпоставката за хомогенност на ковариационната матрица е изпълнена, въпреки че тестът на Бокс (Box's M) е статистически значим и може да се премине към анализ на останалите таблици от дискриминантния анализ.

В следващата таблица **Eigenvalues** (Собствени значения) се съдържа информация за стойностите на дискриминантната функция (Уравнение 23.1). Максималният брой от дискриминантни функции, които се изчисляват в дискриминантния анализ е равен на броя на групите на зависимата променлива минус 1. В случая с две групи има само една дискриминантна функция ($2-1=1$). В колоната **Canonical Correlation** (Каноническа корелация) се съдържа информация за каноническата корелация. Тя представлява многомерната корелация между независимите променливи и дискриминантната функция. При една дискриминантна функция тя е индекс за адекватност на общия модел и се интерпретира като пропорция на обяснената дисперсия (R^2) (виж Таблица Model Summary (Обобщена таблица на модела), Глава 11, Раздели 11.3.5, 11.4.4, 11.4.5 и Глава 22, Раздел 22.7). В разгледания пример каноническата корелация е равна на 0.586, което означава, че предлаганият дискриминантен модел може да обясни 34.3% ($0.586^2 = 0.343 \approx 34.3\%$) от дисперсията в зависимата променлива.

Следващата таблица **Wilks' Lambda** (Ламбда на Уилкс) показва дали е статистически значима дискриминантната функция. Гледа се колона **Sig.** (Значимост). В примера дискриминантната функция е статистически значима: $p < 0.001$, защото тази стойност е по-малка от критичната стойност $p \leq 0.05$. Тестът проверява дали има различие между средноаритметичните за двете групи.

В таблицата **Standardized Canonical Discriminant Function Coefficients** (Стандартизирани канонически коефициенти на дискриминантната функция) се съдържа информация за дискриминационните коефициенти, които се интерпретират подобно на коефициентите в множествената регресия. Стандартизираните коефициенти представляват индекс на важността на всяка независима променлива като знакът показва посоката на взаимовръзката. Коефициентите с по-големи стойности имат по-голяма тежест от тези с по-малка стойност при дискриминацията на новото наблюдение. В разгледания пример най-важна е независимата променлива *age* (възраст) 0.809, а най-маловажна е независимата променлива Research_methods (изследователски методи) -0.200.

Таблицата **Structure Matrix** (Структурна матрица) съдържа информация за корелациите между дискриминантната функция и всяка от независимите променливи като те са ранжирани по абсолютна стойност. Много изследователи предпочитат да анализират тази, а не предишната таблица. Корелационните коефициенти на Пирсън (Глава 10) са собствените значения за дискриминантната функция и са аналогични на собствените значения при факторния анализ (Глава 12). Обикновено се смята, че променливите със стойности над 0.30 са важни, а тези със стойности под 0.30 не са важни.

Таблицата **Functions at Group Centroids** (Функции за центроида за групите) дава информация за стойностите на дискриминантната функция за средните значения за

двете групи. За всяко наблюдение се изчислява стойността на дискриминантната функция и наблюдението се класифицира към групата с най-близка стойност за центъра на тежестта. В примера стойността на дискриминантната функция за центъра на тежестта за групата на *taken* (избрали) е $D_t = 0.752$, а за групата на *not taken* (неизбрали) е $D_{nt} = -0.675$. При две групи стойностите на дискриминантната функция за центровете на тежестта им трябва да имат почти равни по абсолютна стойности значения, но да са с различен знак, защото граница за двете групи е нулата. От таблицата следва, че, когато дискриминантната функция е положителна, наблюдението се отнася към групата на *taken* (избрали), а когато тя има отрицателни стойности – към групата на *not taken* (неизбрали).

В таблицата **Canonical Discriminant Function Coefficients** (Коефициенти на каноническата дискриминантна функция) са дадени коефициентите на дискриминантната функция (Уравнение 23.1). То е подобно на уравнението на линейната множествена регресия (22.1). Като се има предвид, че независимата променлива *Research_methods* (Изследователски методи) не е статистически значима ($p = 0.521$, виж Таблица **Tests of Equality of Group Means** (Тестове за равенство на средноаритметичните за групите)), дискриминантната функция е следната:

$$D = -9.792 + (0.704 \times Theory\_of\_Education) + (0.405 \times age)$$

Нека с дискриминантната функция се изчисли дискриминантната стойност за дадено наблюдение чрез следния пример (Глава 22, Раздел 22.7).

Изследователският въпрос е: "Към коя от двете групи: избрали и неизбрали курса по *статистика* се отнася студент, който има 6 (отличен) на изпита по *теория на възпитанието* (Theory_of_Education) и е на 29 *години* (age)?"

Като се поставят стойностите в горното уравнение за дискриминантна функция се получава:

$$D = -9.792 + (0.704 \times 6) + (0.405 \times 29) = -9.792 + 4.44 + 11.745 = 6.393.$$

Тъй като стойността на дискриминантната функция е положителна ($D = 6.393 > 0$), а от таблицата **Functions at Group Centroids** (Функции за центроида за групите) следва, че наблюденията с положителни стойности на дискриминантната функция D се отнасят към групата на избралите (*taken*) курса по статистика се прави заключението, че студентът на 29 години, получил отличен 6 на изпита по теория на възпитанието ще се запише на курса по статистика.

Ето как се изчислява най-близкият център на тежестта при три и повече групи. Стойността на дискриминантната функция за новото наблюдение е $D = 6.393$. Необходимо е да се изчисли дали числото 6.393 е по-близо до числото за групата на *taken* (избрали) $D_t = 0.752$ или до числото за групата на *not taken* (неизбрали) $D_{nt} = -0.675$. За целта се изчислява разликата, която за групата на *taken* (избрали) е равна на $6.393 - 0.752 = 5.641$, а за групата на *not taken* (неизбрали) е равна на $6.393 - (-0.675) = 6.393 + 0.675 = 7.068$. Оттук следва, че новото наблюдение принадлежи към групата на *taken* (избрали), защото то е по-близо до центъра на тази група ($5.641 < 7.068$).

Следва сравнение на получения резултат с резултата от същата задача, но когато е приложена логистичната регресия (Глава 22, Раздел 22.7). Вижда се, че двата резултата съвпадат или използването на логистичната регресия и на дискриминантния анализ дават едни и същи резултати.

Последната таблица **Classification Results** (Класификационни резултати), показва доколко добре комбинацията от независимите променливи класифицира (или прогнозира) кой ще се запише в курса по статистика. В нея редовете *not taken* (неизбрали) и *taken* (избрали) са наблюдаваните (истинските) стойности на зависимата променлива, а колоните **not taken** (неизбрали) и **taken** (избрали) са прогнозираните стойности на зависимата променлива за двете категории. При една идеална, перфектна прогноза всички наблюдения в матрицата ще са разположени по диагонала. В примера 31 наблюдения (или 79.5%) са правилно класифицирани за групата *неизбрали статистика* и 27 наблюдения (77.1%) за групата *избрали статистика*. Под таблицата е дадена общата достоверност от класификацията, която се смята за по-точна оценка за

силата на дискриминантната функция и затова по-често се анализира. В примера е равна на 78.4%.

При логистичната регресия (Глава 22) правилните класификации са 79.5% групата *неизбрали статистика* и 71.4% за групата *избрали статистика* като общата правилна класификация е 75.7%. Това показва, че в примера дискриминантният анализ дава по-добра прогноза от тази на логистичната регресия.

Големината на ефекта за дискриминантния анализ се изчислява като се използва коефициентът *ета* η по следната формула:

$$\eta = \sqrt{1-\Lambda^{1/3}} \qquad \textbf{23.2}$$

където Λ е символ за ламбда на Уилкс (Wilks' Lambda), чиято стойност се намери в таблицата **Wilks' Lambda** (Ламбда на Уилкс). В примера е равна на $\Lambda = 0.657$. В този случай се получава следната големина на ефекта:

$$\eta = \sqrt{1-\Lambda^{1/3}} = \sqrt{1-0.657^{1/3}} = \sqrt{1-0.869} = \sqrt{0.131} \approx 0.36$$

Интерпретацията на *ета*, направена от Коен (Cohen, 1988) (виж Таблица 9.8) показва че за стойностите $0.24 \le \eta < 0.37$ се наблюдава *средна, типична* големина на ефекта.

(За изчисляване на големината на ефекта за дискриминантната функция се използва квадрата на каноническа корелация, чиято стойност е дадена в таблица **Eigenvalues** (Собствени значения) в колоната **Canonical Correlation** (Каноническа корелация). В примера е равна на $0.586^2 = 0.343$).

23.8 ПРЕДСТАВЯНЕ НА СТАТИСТИЧЕСКИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Получените резултати от дискриминантния анализ се представят в раздели **Метод** и **Резултати** (виж Глава 2) по следния начин:

- В раздел **Метод**:

За да се изследва дали *възрастта* и оценките от изпитите по *теория на възпитанието* и по *изследователски методи* разграничават избралите студенти курса по статистика от тези на неизбралите е използван дискриминантен анализ.

- В раздел **Резултати**:

С цел да се прогнозира дали даден студент ще се запише или няма да се запише в курса по статистика е проведен дискриминантен анализ. Независимите променлива са *възрастта*, оценката от изпитите по *теория на възпитанието* и *изследователски методи*. Ламбда на Уилкс (Wilks' Lambda) е статистически значима: $\lambda = 0.657$, $\chi^2 = 29.608$, $p < 0.001$, $\eta = 0.36$, което показва, че моделът с тези три независими променливи е бил способен статистически значимо да дискриминира двете групи студенти.

Дискриминантният модел обяснява 34.3% от от дисперсията в зависимата променлива.

Дискриминантната функция е:

$$D = -9.792 + (0.704 \times \textit{Теория\_на\_възпитанието}) + (0.405 \times \textit{възраст}).$$

Резултатите от класификацията показват, че моделът успешно прогнозира 79.5% от студентите, които не са избрали курса по статистика и 77.1% от тези, които са избрали. Общата достоверност от класификацията е 78.4%.

23.9 ОБОБЩЕНИЕ

Дискриминантният анализ е подходящ да се използва, когато изследователят желае да прогнозира към коя група (в разгледания пример в главата това е групата на избралите и на неизбралите студенти курса по статистика) даден респондент (студент) може да се отнесе. Процедурата на дискриминантният анализ включва съставяне на базата на линейната комбинация на независимите променливи на такава дискриминантна функция. В случаите на повече от две групи на зависимата променлива се съставят няколко дискриминантни функции, които осигурява най-добрата дискриминация между групите. Дискриминантният анализ използва набор от интервални променливи, за да прогнозира категорийна променлива, която може да е както дихотомна, така и да има повече от две стойности (категории), които трябва да се кодират с цели числа.

Преговор: ***Ключови думи и термини*** по азбучен ред, *виж*: Тълковния речник

p-стойност	категорийна променлива	променлива
алтернативна хипотеза H_1	константа	регресионен анализ
графика на разсейване	корелация	регресионен коефициент
дескриптивна статистика	ламбда на Уилкс	регресионна константа
дискриминантен анализ	липсващи стойности	свободен член
дисперсионен анализ	множествена линейна регресия	степени на свобода
дихотомна променлива	независима променлива	тест на Бокс
ефект на взаимодействие	независима променлива в регресионното уравнение	уравнение
зависима променлива	нулева хипотеза H_0	фиктивна променлива
зависима променлива в регресионното уравнение	прогноза	хомогенност на дисперсиите
изследователски въпроси		

23.10 УПРАЖНЕНИЯ

Нека формулираният в Раздел 23.4 изследователки въпрос звучи по следния начин: "Каква е тежестта на четирите фактора: *пол* (34 момчета и 40 момичета), *възраст*, *резултат от изпита по изследователски методи* и *резултат от изпита по теория на възпитанието* върху респондентите при тяхното разделяне на група на *избралите курса по статистика* и група на *неизбралите курса по статистика*?" и да се проведе дискриминантен анализ:

```
DISCRIMINANT
  /GROUPS=statistica(0 1)
  /VARIABLES=Research_methods Theory_of_Education age gender
  /ANALYSIS ALL
  /PRIORS  EQUAL
  /STATISTICS=MEAN STDDEV UNIVF BOXM RAW TABLE
  /CLASSIFY=NONMISSING POOLED .
```

Изходните таблици са следните:

Tests of Equality of Group Means

	Wilks' Lambda	F	df1	df2	Sig.
Research_methods	.994	.416	1	72	.521
Theory_of_Education	.850	12.691	1	72	.001
age	.787	19.488	1	72	.000
gender	.929	5.534	1	72	.021

Wilks' Lambda

Test of Function(s)	Wilks' Lambda	Chi-square	df	Sig.
1	.656	29.565	4	.000

Canonical Discriminant Function Coefficients

	Function 1
Research_methods	-.307
Theory_of_Education	.680
age	.393
gender	-.179
(Constant)	-9.382

Unstandardized coefficients

Functions at Group Centroids

statistica	Function 1
not taken	-.677
taken	.755

Unstandardized canonical discriminant functions evaluated at group means

Classification Results [a]

		statistica	Predicted Group Membership: not taken	Predicted Group Membership: taken	Total
Original	Count	not taken	30	9	39
		taken	9	26	35
	%	not taken	76.9	23.1	100.0
		taken	25.7	74.3	100.0

a. 75.7% of original grouped cases correctly classified.

Отговорете на следните въпроси:

1. Съгласно предпоставките за дискриминантен анализ, независимите променливи трябва да са интервални. Променливата *gender* (пол) обаче не е интервална, а дихотомна. Имаме ли право тя да се включи като независима променлива?
2. Кои независими променливи са статистически значимо свързани с прогнозата на зависимата променлива (виж таблица Tests of Equality of Group Means (Тестове за равенство на средноаритметичните за групите))?
3. Статистически значима ли е дискриминантната функция (виж таблица Wilks' Lambda (Ламбда на Уилкс))?
4. Да се построи дискриминантната функция (виж таблица Canonical Discriminant Function Coefficients (Коефициенти на каноническата дискриминантна функция)).
5. Отговорете на следния изследователски въпрос: "Към коя от двете групи: *избрали* и *неизбрали* курса по *статистика* се отнася студент ако той има отличен 6 на изпита от *теория на възпитанието* (*Theory_of_Education*) и е на 29 *години* (*age)*?" Отговорете както за студент от мъжки пол ($gender = 0$), така и за студент от женски пол ($gender = 1$), т. е. да се изчислят две дискриминантни стойност по една за съответния пол като се използва вече построената дискриминантната функция.
6. Каква е *големината на ефекта* за дискриминантен анализ като се използва коефициентът *ета* η, Уравнение 23.2 и таблица Wilks' Lambda (Ламбда на Уилкс)?
7. Каква е интерпретацията на *големината на ефекта* (виж Таблица 9.8, колоната $\eta(eta)$)?
8. Какъв е процентът на правилните класификации за групата на студентите, които не избират статистика (*not taken*) и на тази, които избират статистика (*taken*) (виж таблица Classification Results (Класификационни резултати))?
9. Каква е общата достоверност от класификацията за дискриминантния модел (виж таблица Classification Results (Класификационни резултати))?

24 КЛАСТЕРЕН АНАЛИЗ

23.1 Въведение 557
23.2 Процедура за команда *Cluster* (Йерархична кластеризация) 563
23.3 Представяне на резултатите 571
23.4 Обобщение 572
23.5 Упражнения 572

24.1 ВЪВЕДЕНИЕ

Кластерният анализ позволява на изследователя да класифицира огромно количество "сурова първична" информация в групи наречени **кластери** (от английската дума cluster ['klʌstə] - група). Той е техника за намаляване на обема на данните като за целта се конструират групи. Наблюденията в една и съща група са *хомогенни (еднородни)*, а наблюденията между групите са *хетерогенни (разнородни)*. Тези групи се наричат **кластери**. Подобно на факторния (Глава 12) кластерният анализ разглежда корелационните връзки между променливите. Аналогично на дискриминантния анализ (Глава 23) неговата цел е да се класифицират наблюденията. При кластерния анализ не е необходимо предварително да се знае всяко наблюдение към коя група (кластер) принадлежи, а групирането (кластеризацията) за наблюденията става в процеса на анализа на данните.

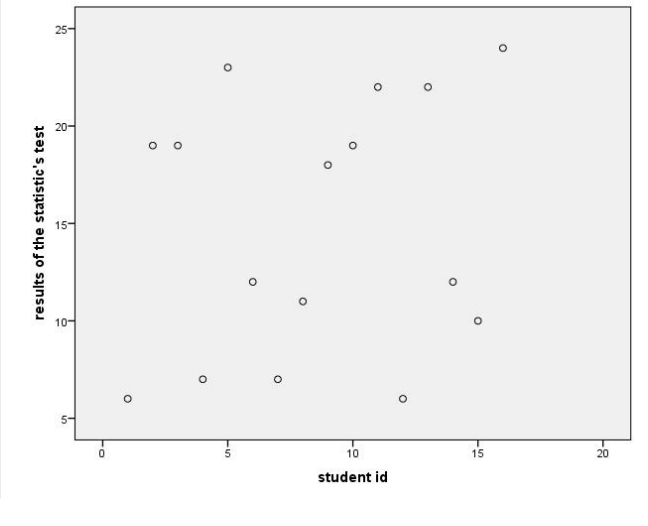
Кластерният анализ служи за изследване на данните и за организиране на наблюденията в смислови групи, наречени кластери на базата на максимизиране на сходството на наблюденията вътре в кластера от една страна, а от друга на максимизиране на различието между групите (кластерите). Кластерите не са известни предварително, в този смисъл кластерният анализ ги създава без да разполага с информация за тях. За разлика от него дискриминантният анализ класифицира наблюденията и променливите в предварително известни групи. Кластерният анализ не дава обяснение защо съществуват кластерите и как те да се интерпретират. В този смисъл всеки кластер се дефинира в термините на конкретна извадка като наблюденията, които включва са сходни по определена характеристика за всеки кластер и са различни по отношение на наблюденията от другите кластери. При анализиране на друга извадка кластери логично се формират различни.

- **Кластерът** е група от относително хомогенни (еднородни) наблюдения или променливи.
- **Кластерният анализ** е метод за разбиване на извадката на хомогенни кластери с цел да се проведе практическа класификация на наблюденията.
- Разликата между кластерния и дискриминантния анализи са, че за обучаващата извадка при кластерния анализ не се знае кое наблюдение към коя група (кластер) се отнася.

Кластерният анализ, подобно на факторния анализ, ***не*** е създаден за проверка на статистически тестове. При него *не* се формулират статистически хипотези (нулева H_0 и алтернативна H_1) и затова *няма* проверка на статистическа и на практическа значимост (големина на ефекта). Все още *не* е разработена процедура за оценка на надеждността и валидността на кластеризацията.

Пример 24.1. Визуална кластеризация. Нека даден преподавател води лекции по статистика в Софийски университет „Св. Климент Охридски". Той се интересува дали неговите студенти формират групи (кластери) в зависимост от резултатите от теста по статистика (минимум 0 точки, максимум – 25 точки). За целта изследва 16 студента (респондента).

студент N	*1*	*12*	*7*	*4*	*15*	*8*	*14*	*6*	*9*	*10*	*3*	*2*	*13*	*11*	*5*	*16*
резултат от теста	6	6	7	7	10	11	12	12	18	19	19	19	22	22	23	24



Той ранжира наблюденията по стойността на резултата от теста по статистика като започва от най-малките (в ляво) и завършва с най-големите (в дясно). Построява също така и графика на разсейването. Тъй като преподавателят няма предварително информация за броя на кластерите и за това кое наблюдение (кой студент) към кой кластер принадлежи, той решава визуално да формира възможните групи (кластери).

Вариант А: наблюденията могат да формират 4 групи (кластера): **(1)** за резултати от теста по статистика <10 (кластер A); **(2)** за резултати от теста >20 (кластер D); **(3)** и **(4)** резултатите от теста между 10 и 20 се разделят по средата (кластер B и C):

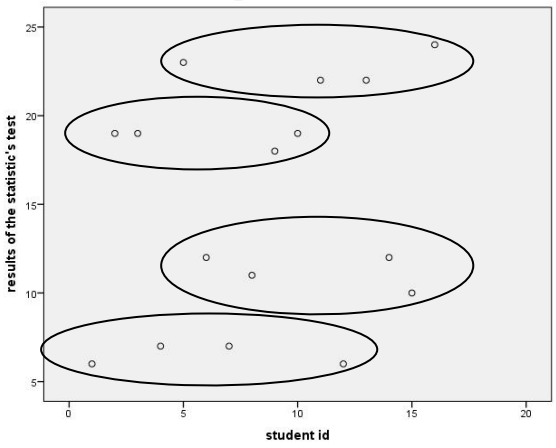
студент N	*1*	*12*	*7*	*4*	*15*	*8*	*14*	*6*	*9*	*10*	*3*	*2*	*13*	*11*	*5*	*16*
резултат от теста	6	6	7	7	10	11	12	12	18	19	19	19	22	22	23	24
	кластер A				кластер B				кластер C				кластер D			

Вариант Б: същите 16 наблюдения могат да се разделят визуално в две групи (кластери): **(1)** обхваща наблюдения с резултат от теста по статистика <15 (кластер A) и **(2)** включва резултати от теста ≥ 15 (кластер B):

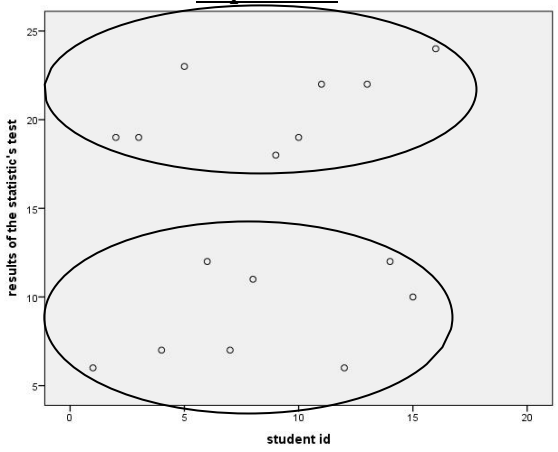
студент N	*1*	*12*	*7*	*4*	*15*	*8*	*14*	*6*	*9*	*10*	*3*	*2*	*13*	*11*	*5*	*16*
резултат от теста	6	6	7	7	10	11	12	12	18	19	19	19	22	22	23	24
	кластер A								кластер B							

Графиките на разсейването за Вариант А и Вариант Б са:

Вариант А



Вариант Б



На практика всяка извадка може да се раздели на различен брой групи (кластери). Задачата на кластерния анализ е да се установи *оптималният* брой кластери.

В Пример 24.2 е показано как тя е била решена на практика, т. е. дали *оптималният* брой кластери е 4 (Вариант А) или 2 (Вариант Б).

Ако в двумерното пространство (Пример 24.1) е възможно визуално изследователят да формира кластери, то в многомерното пространство това физически не е възможно. Именно в тези случаи кластерният анализ служи като инструмент за откриване на асоциации и структури в данните без да разполага с предварителна информация за тях. Освен това той позволява всяко *ново* наблюдение да се асоциира с вече открит клас (кластер).

Например с помощта на кластерния анализ преподавател може да установи колко са хомогенните групи от студенти в неговия курс, да определи кой студент към коя група (кластер) принадлежи и след това да приложи индивидуален педагогически подход към всяка група (кластер) от студенти.

Всеки път, когато изследователката задача може да бъде трансформирана в класификационна задача може да бъде приложен кластерния анализ. Например: (а) при идентифицирането на типа на потребителите които харесват даден продукт; (б) диагностирането на болестта на пациента от лекаря; (в) ще е слънчево ли днес и т.н.

В кластерния анализ, подобно на факторния анализ не се прави разлика между зависима и независими променливи и затова се изследва цялото множество от наблюдения. Докато факторният анализ намалява броя само на *променливите* като ги групира в малък на брой фактори (скрити променливи), кластерният анализ намалява броя на *наблюденията* като ги групира в по-малък на брой кластери т. е. броят на кластерите винаги е по-малък от броя на наблюденията. По принцип е възможно кластерният анализ да се използва и за намаляване на броя на *променливите* както е при факторния анализ. Статистическият пакет IBM SPSS Statistics позволява кластерният анализ да се използва както за намаляване на броя на *наблюденията*, така и за намаляване на броя на *променливите*.

Методи за кластерен анализ

Съществуват различни **методи за кластерен анализ** като най-често се прилага *йерархичният кластерен анализ* и *кластерния анализ по метода на k-средните*. Основна разлика между двата метода е, че при първия не е задължително да са известни броят на кластерите, а при втория трябва да е известен броят на кластерите, който е равен на k, откъдето произтича и името на метода. Другата разлика между двата метода за кластеризация се състои в това, че методът на k-средните изисква провеждане на по-малко изчисления и затова е по-бърз. Именно поради тази причина при големи извадки ($N > 1000$) и когато броят на променливите е няколко десетки някои изследователи го предпочитат пред йерархичния кластерен анализ. Статистическият пакет IBM SPSS

Statistics позволява провеждането и на двата анализа. В тази глава е разгледан само по-често използваният в социалните науки йерархичен кластерен анализ.

Измерване на разстоянието

Понятието **разстояние** е едно от основните при кластерния анализ и се дефинира по различен начин. По-принцип под *разстояние* се разбира колко далеч са разположени два обекта, а под термина *сходство* се разбира до колко са подобни. Най-често в ежедневието се използва евклидовото *разстояние,* което е предложено от гръцкия математик **Евклид** (Euclid, 3 век преди Христа), но има разстояния, които се дефинират на основата на сходство между обектите. Например в термините на километри (т. е. евклидово *разстояние*) Русе е по-близо до Букурещ отколкото до Видин. Ако обаче разстоянието се измерва в термините на *сходство* между тях (т. е. градски характеристики) Русе е по-близо до Видин отколкото до Букурещ, защото и двата града са на една и съща страна (дясната), на една и съща река (Дунав) и жителите и на двата говорят един и същ език (български) и т. н. Ето защо изследователските въпроси дефинират вида разстояние, което е най-подходящо да се използва в кластерния анализ. В него двете понятия, *разстояние* и *сходство*, са обединени под термина *разстояние* или когато се говори за *разстояние* се включва и терминът *сходство*.

Най-често в кластерния анализ се използва *квадрата на евклидовото разстояние* като многомерно разстояние. То представлява разширението на Питагоровата теорема (Питагор, гръцки математик и философ, Pythagoras, 580-500 преди Христа). В едномерното пространство най-късото разстояние между две точки е аритметичната разлика между техните стойности. В двумерното пространство минималното разстояние, съгласно Питагоровата теорема, е хипотенузата на триъгълника. По аналогия за n-мерното пространство се използва квадратът на Евклидовото разстояние между точките x и y:

$$\sum_{i=1}^{n}(x_i - y_i)^2$$

Методика на кластерен анализ

Тъй като обикновено не е известен броят на групите или кластерите, които се формират от конкретната анализирана извадка, а изследователят търси оптимално решение, това налага да се използва двустъпков алгоритъм (методика) при провеждането на кластерния анализ.

Ако се прилага само *йерархичен кластерен анализ* то:

1. **Първо** се намира броят на кластерите за анализираната извадка. За целта се провежда *йерархичен кластерен анализ* по метода на Вард (Ward), който използва квадрата на Евклидовото разстояние като мярка за сходство или разстояние между наблюденията.
2. **Второ**, за да се класифицира всяко наблюдение към даден кластер е необходимо отново да се използва *йерархичен кластерен анализ*, но този път със зададен брой на кластерите.

Ако ще бъде приложен *методът на k-средните* то:

1. **Първо** се установява броят на кластерите за анализираната извадка. За целта се използва *йерархичен кластерен анализ* по метода на Вард (Ward), който използва квадрата на Евклидовото разстояние като мярка за сходство или разстояние между наблюденията.
2. **Второ**, за да се класифицира всяко наблюдение към даден кластер се прилага метода на k-средните.

При *йерархичен кластерен анализ* не може да се прогнозира ново наблюдение към кой кластер може да се отнесе, докато при *методът на k-средните* това е възможно на базата на кластерната формула, но винаги е за предпочитане за прогнозиране на нови наблюдения да бъде използван дискриминантният анализ (Глава 23).

В тази глава е разгледан по-подробно първият вариант, когато се използва само йерархичен кластерен анализ.

Йерархичен кластерен анализ

Йерархичният кластерен анализ е един от главните методи за намиране на сравнително хомогенни кластери, които се базират на измерените характеристики на наблюденията. Като първата стъпка на йерархичния кластерен анализ всяко наблюдение се счита за отделен кластер или има толкова кластера колкото е размерът на анализираната извадка. След това на всяка следваща стъпка се намалява броят на кластерите с единица и така докато на последната стъпка остане само един кластер. Този метод за кластеризация използва *различието* или *разстоянието* между обектите (наблюденията) при формиране на кластерите. За целта се изчислява "разстоянието" между наблюденията в термините на селектираните за анализ променливи.

☐ При йерархичния кластерен анализ изследователят трябва да:

1. дефинира понятието *разстояние*. В зависимост от типа на данните се използват следните разстояния:
   - за *интервални данни*: (а) квадратът на Евклидовото разстояние; (б) Евклидово разстояние; (в) корелационният коефициент на Пирсън; (г) Чебещев.
   - за *дихотомни данни*: (а) квадратът на Евклидовото разстояние; (б) Евклидово разстояние; (в) ламбда на Крушкал (Kruskal's lambda).
   - за *броими данни*: варианти на (а) хи-квадрат и на (б) фи-квадрат.

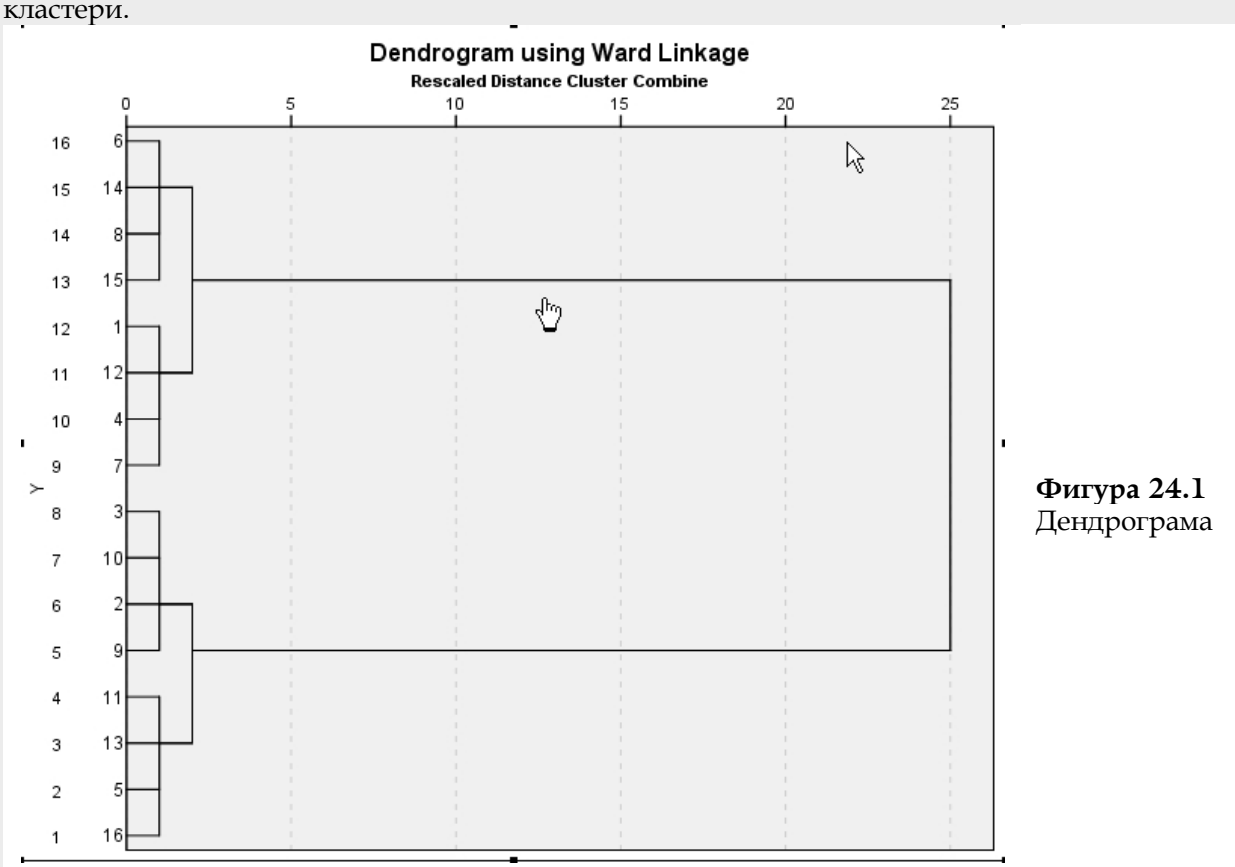
2. избере алгоритъма за *кластеризация*. Изборът на алгоритъм за кластеризация е субективен процес най-често се използват:
   - *методът на Вард (Ward)* се прилага както при дисперсионния анализ, така и при анализа на дисперсията при определяне на минималното разстояние между наблюденията. Той максимизира междугруповото различие и минимизира вътрешногруповото разстояние, за да оптимизира F -статистиката и затова е предпочитан от повечето изследователи.
   - *двата вида на верижния метод (linkage method)*: 1) междугрупов (between-groups linkage): разстоянието между два кластера се изчислява като средно между всички вътрешнокластерни двойки наблюдения; 2) вътрешногрупов (within-groups linkage): осигурява най-голяма хомогенност в кластера.
   - при *метода на центроида (centroid method)* кластерът се обединява с кластера, за който е най-малка сумата на разстоянията между техните центроиди. Ако този метод е избран за предпочитане е да се използва квадратът на Евклидовото разстояние.

Изходната информация от йерархичния кластерен анализ се съдържа в графиката на йерархичното дърво, т. нар. **дендрограма** (от английската дума dendrogram – диаграма във формата на йерархично дърво) и се използва, за да се види как е проведена кластеризацията. Тя дава информация за *оптималния* брой на кластерите. Прието е да се счита, че един кластер трябва да съдържа поне 4 наблюдения.

☐ За да се проведе кластерният анализ не е необходимо да са изпълнени специални предпоставки, но е добра идея преди да се премине към процедурата за кластеризация изследователят да обърне внимание на следните условия:

- данните могат да бъдат количествени, двоични или броими.
- мярката за разстояние или за сходство трябва да е подходяща за данните които се анализират.
- при кластеризацията се включват всички релевантни променливи, защото пропускането на влиянието на значима променлива би довело до неправилна кластеризация.
- тъй като йерархичният кластерен анализ е изследователски метод, получените резултати са предварителни докато не се проведе потвърждаващ изследователски анализ с друга извадка, който да ги потвърди.
- квадратът на Евклидовото разстояние се използва при приложение на метода на Вард (Ward).

Пример 24.2. Дендрограма: определяне на *оптималния* брой кластери. Нека да се върнем на пример 24.1 за двете възможни визуални класификация на 16 наблюдения (студенти) според техните резултати от теста им по статистика: на 4 или на 2 кластера. Ще бъде показано как с помощта на дендрограмата (Фигура 24.1) се определя *оптималният* брой кластери.



Фигура 24.1
Дендрограма

В най-горната част на дендрограмата (виж курсора) са дадени разстоянията за обединяване на два кластера в условни единици (в примера те са между 0 и 25), които се изчисляват от IBM SPSS Statistics, а в лявата част на графиката са номерата на наблюденията (в случая факултетният номер: от 1 до 16).

Алгоритмът започва (стъпка 1) с брой на кластерите да е равен на броя на наблюденията (16). Целта на алгоритъма е на всяка следваща стъпка (т. е. стъпка 2, стъпка 3, т. н.) да се намалява броят на кластерите чрез обединяване на "сходните" наблюдения в един кластер. За целта се измерва сходството или разстоянието между наблюденията. На последната стъпка от алгоритъма всички наблюдения се обединяват в един кластер.

Изследователят решава какъв е *оптималният* брой кластери, който винаги ще варира между броя на наблюденията (стъпка 1, в примера те са 16) и 1 (последна стъпка). Изборът на оптималния брой кластери е субективен и решението за него се взима от изследователя.

Още на първата стъпка се формират 4 кластера, които съвпадат с визуалната кластеризация (Пример 24.1, Вариант А): първият кластер включва наблюдения 6, 14, 8 и 15, вторият – 1, 12, 4 и 7, третият – 3, 10, 2 и 9 и последният – 11, 13, 5 и 16.

На втората стъпка от алгоритъма за кластеризация се формират само два кластера като първият и вторият от първата стъпка се обединяват (6, 14, 8, 15, 1, 12, 4 и 7) и третият и четвъртият също се обединяват (3, 10, 2, 9, 11, 13, 5 и 16). Двата кластера съвпадат с двата кластера от визуалната кластеризация (Пример 24.1, Вариант Б).

На третата стъпка алгоритмът обединява двата кластера от втората стъпка и така се получава един кластер, което е и крайната цел на алгоритъма.

Колкото е по-голямо разстоянието преди два кластера да се обединят, толкова е по-голямо различието между тях. Ето защо, за да се установи *оптималният* брой на кластери е необходимо да се прецени (субективно, визуално) най-голямото разстояние. В примера то е показано с ръчичката. Това разстояние е преди двата кластера да се обединят в един кластер и затова *оптималният* брой кластери е 2 (Пример 24.1, Вариант Б).

Чрез двустъпкова методика кластерният анализ може да се приложи за намаляване на броя на *наблюденията*:
1. стъпка 1: намира се броят на кластерите и
2. стъпка 2: всяко наблюдение се класифицира към даден кластер.

Обикновено след като се направи класификацията на наблюденията се провежда допълнително статистически анализ с цел да се установи кои от променливите са статистически значимо различни между кластерите или на базата на кои променливи се извършва кластеризацията.

24.2 ПРОЦЕДУРА ЗА КОМАНДА *Cluster* (ЙЕРАРХИЧНА КЛАСТЕРИЗАЦИЯ)

Йерархичният кластерен анализ се илюстрира и интерпретира чрез същият пример за логистична регресия (Глава 22) и дискриминантен анализ (Глава 23) със следните 5 променливи:

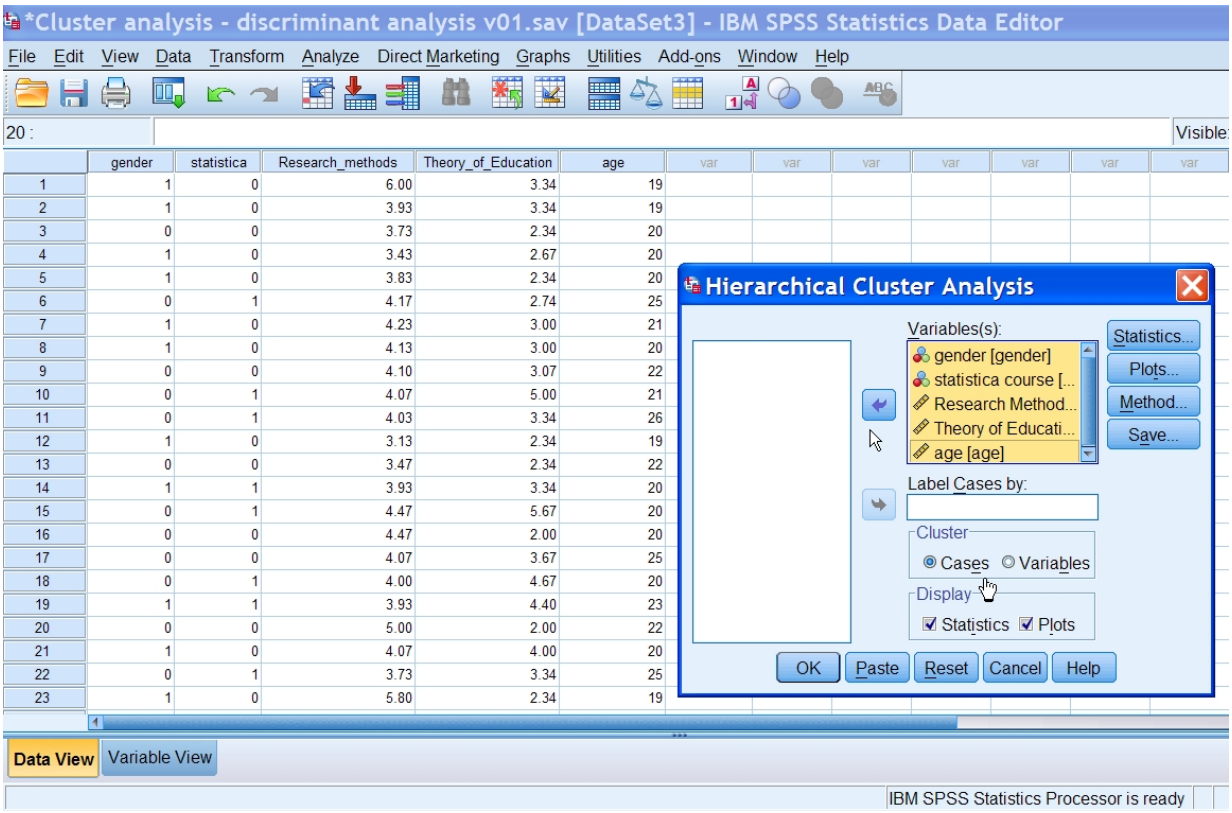
1. Променливата *курс по статистика* е номинална, дихотомна (виж Глава 1, Раздел 1.6.1) и приема две стойности: 1 – "записан", 0 – "незаписан". В матрицата на изследването тя се нарича *statistica*.
2. Променливата резултат от изпита по *изследователски методи* е интервална (виж Глава 1, Раздел 1.6.3) и приема стойности от 2 (слаб) до 6 (отличен). В матрицата на изследването променливата се нарича *Research_methods*.
3. Променливата резултат от изпита по *теория на възпитанието* е интервална (виж Глава 1, Раздел 1.6.3) и приема стойности от 2 (слаб) до 6 (отличен). В матрицата на изследването тя се нарича *Theory_of_Education*.
4. Променливата *възраст* е пропорционална (виж Глава 1, Раздел 1.6.4), която в примера приема стойности от 19 (години) до 27 (години). В матрицата на изследването тя се нарича *age*.
5. Променливата *пол* е дихотомна номинална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.1) и приема две стойности: 0 – "момче" и 1 – "момиче". В матрицата на изследването тя се нарича *gender*.

Извадката за разгледания пример е $N = 74$.

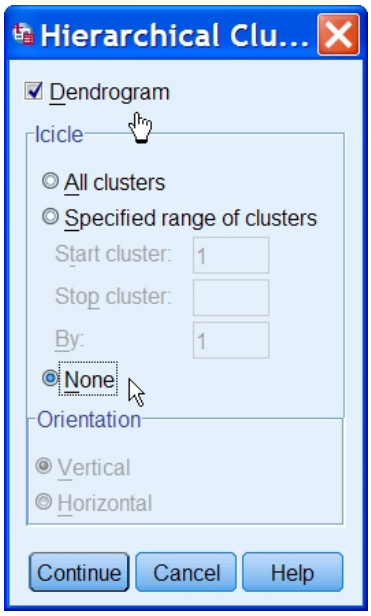
24.2.1 СТЪПКА 1: ОПРЕДЕЛЯНЕ НА БРОЯ НА КЛАСТЕРИТЕ

Стъпка 1: Процедурата за провеждане на *йерархичен кластерен анализ* за определяне на броя на кластерите с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

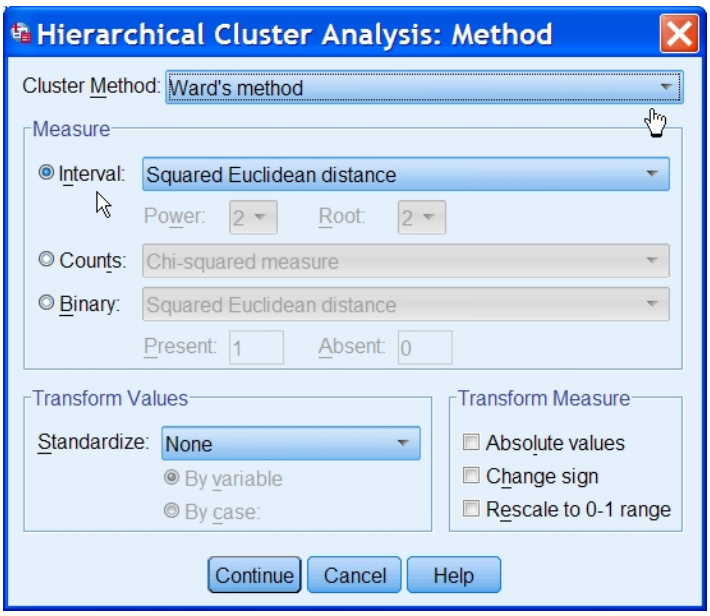
- Избира се **Analyze** ⇒ **Classify** ⇒ **Heirarchical Cluster** (Анализ ⇒ Класифицирай ⇒ Йерархична кластеризация) (Фигура 3.21) и се получава диалоговата кутия вътре във Фигура 24.2.
- Селектират се променливите за анализ (в примера това са всички променливи) и с горната стрелка (виж курсора) се преместват в кутията **Variables:** (Променливи) (те вече са преместени).
- В раздел *Cluster* (Кластеризация) се селектира **Cases** (Наблюдения) (виж ръчичката). Другата възможност е **Variables** (Променливи), която се задава когато кластерният анализ се използва за намаляване на броя на променливите, както е при факторния анализ.
- Ако изследователят желае ролята на идентификатор да се изпълнява от конкретна променлива, то тя се въвежда в кутията **Label Cases by** (Разграничаване на наблюденията по).
- В раздел *Display* (Покажи) се оставят селектираните по подразбиране **Statistics** (Статистики) и **Plots** (Графики).
- Кликва се на бутона **Plots** (Графики), който е горе в дясно и се получава новата диалогова кутия от Фигура 24.3.



Фигура 24.2 Диалогова кутия на командата *Heirarchical Cluster* (Йерархична кластеризация)



Фигура 24.3. Диалогова кутия *Plots* (Графики) на командата *Heirarchical Cluster* (Йерархична кластеризация)



Фигура 24.4 Диалогова кутия *Method* (Метод) на командата *Heirarchical Cluster* (Йерархична кластеризация)

- Селектира се **Dendrogram** (Дендрограма) (виж ръчичката), която дава по-подходяща графична информация от предлаганата по подразбиране графика на складиране (Icicle).

- От раздела *Icicle* (Графика на складиране) се селектира **None** (Никакъв) (виж курсора).
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 24.2.
- Кликва се на бутона **Method** (Метод), който е горе в дясно и се получава новата диалогова кутия от Фигура 24.4.
- От падащото меню (виж ръчичката) на раздела *Cluster Method* (Метод за кластеризация) се селектира **Ward's method** (Метод на Вард).
- От раздела *Measure* (Измерване) се оставя избраният по подразбиране **Square Euclidean distance** (Квадрат на евклидовото разстояние) (виж курсора).
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 24.2.
- Кликва се на бутона **OK** на диалоговата кутия, показана на Фигура 24.2 и се получава следният резултат от изпълнението на командата.

СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
CLUSTER   gender statistica Research_methods Theory_of_Education
          age
  /METHOD WARD
  /MEASURE=SEUCLID
  /PRINT SCHEDULE
  /PLOT DENDRO.
```

ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ КЛАСТЕРНИЯ АНАЛИЗ

Case Processing Summary[a,b]

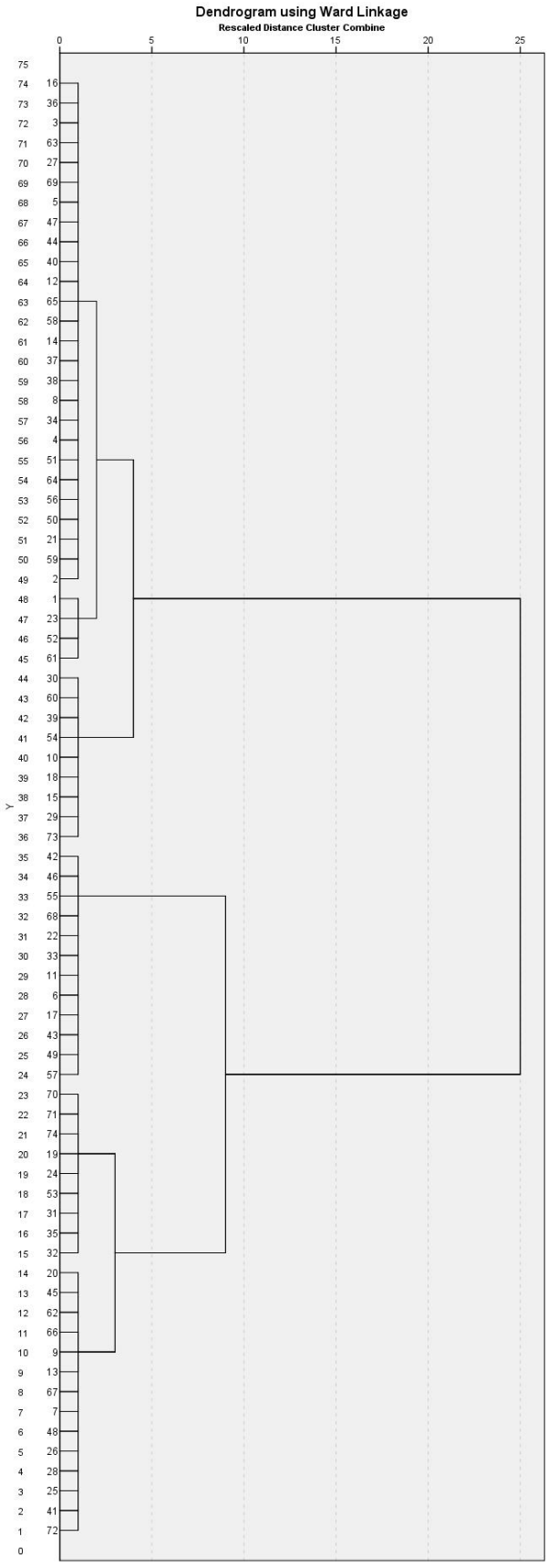
Cases					
Valid		Missing		Total	
N	Percent	N	Percent	N	Percent
74	100.0	0	.0	74	100.0

a. Squared Euclidean Distance Undefined error #14704 - Cannot open tex

b. Ward Linkage

Agglomeration Schedule

Stage	Cluster Combined		Coefficients	Stage Cluster First Appears		Next Stage
	Cluster 1	Cluster 2		Cluster 1	Cluster 2	
1	16	36	.000	0	0	25
2	51	64	.009	0	0	10
3	30	60	.018	0	0	46
4	31	35	.065	0	0	37
5	22	33	.123	0	0	16
6	21	59	.192	0	0	21
7	5	47	.268	0	0	9
8	8	34	.368	0	0	27
9	5	44	.494	7	0	20
10	51	56	.642	2	0	19
11	14	37	.804	0	0	42
12	7	48	.969	0	0	28
13	19	24	1.138	0	0	26
14	10	18	1.321	0	0	32
15	27	69	1.522	0	0	50
16	11	22	1.754	0	5	36
17	43	49	1.995	0	0	49
18	26	28	2.284	0	0	28
19	50	51	2.576	0	10	33
20	5	40	2.893	9	0	24
21	2	21	3.228	0	6	33
22	25	41	3.569	0	0	39
23	70	71	3.921	0	0	47
24	5	12	4.296	20	0	40
25	3	16	4.728	0	1	35
26	19	53	5.183	13	0	55
27	4	8	5.683	0	8	52
28	7	26	6.191	12	18	57
29	1	23	6.711	0	0	54
30	55	68	7.247	0	0	61
31	9	13	7.841	0	0	48
32	10	15	8.471	14	0	53
33	2	50	9.200	21	19	52
34	39	54	9.975	0	0	46
35	3	63	10.760	25	0	50
36	6	11	11.545	0	16	41
37	31	32	12.368	4	0	55
38	29	73	13.230	0	0	53
39	25	72	14.146	22	0	57
40	5	65	15.072	24	0	58
41	6	17	16.015	36	0	56
42	14	38	17.075	11	0	60
43	42	46	18.220	0	0	66
44	20	45	19.489	0	0	59
45	52	61	20.803	0	0	54
46	30	39	22.125	3	34	63
47	70	74	23.467	23	0	64
48	9	67	24.821	31	0	62
49	43	57	26.249	17	0	56
50	3	27	27.796	35	15	65
51	62	66	29.441	0	0	59
52	2	4	31.332	33	27	60
53	10	29	33.586	32	38	63
54	1	52	36.129	29	45	69
55	19	31	38.673	26	37	64
56	6	43	41.222	41	49	61
57	7	25	43.859	28	39	62
58	5	58	46.660	40	0	65
59	20	62	49.557	44	51	67
60	2	14	52.672	52	42	68
61	6	55	55.806	56	30	66
62	7	9	59.121	57	48	67
63	10	30	62.953	53	46	71
64	19	70	68.965	55	47	70
65	3	5	75.187	50	58	68
66	6	42	81.893	61	43	72
67	7	20	89.244	62	59	70
68	2	3	96.624	60	65	69
69	1	2	110.822	54	68	71
70	7	19	138.441	67	64	72
71	1	10	176.175	69	63	73
72	6	7	262.006	66	70	73
73	1	6	511.846	71	72	0



ИНТЕРПРЕТАЦИЯ НА ПОЛУЧЕНИТЕ РЕЗУЛТАТИ

Първата таблица **Case Processing Summary** (Обобщение на обработените наблюдения) дава информация за размера на извадката $N = 74$ и за липсващи данни (в примера няма такива).

Следващата таблица **Agglomeration Schedule** (Последователни сливания) съдържа информация за всички сливания на наблюденията в кластери за всяка стъпка. Първата колона *Stage* (Стъпка) представлява номера на стъпката, която започва от 1 и свършва до броя на наблюденията минус 1 (в примера това е: $74-1=73$), защото в последната стъпка всички наблюдения се обединяват в един кластер. Втората колона *Cluster Combined* (Обединени кластери) има две подколони *Cluster 1* (Кластер 1) и *Cluster 2* (Кластер 2) в които е дадена информация за номерата на кластерите, обединени на дадена стъпка. След обединението на два кластера в нов кластер се поставя номерът на съответния кластер *Cluster 1* (Кластер 1). Например на първата стъпка се обединяват кластери 16 и 36 и новият кластер носи номер 16, на втората стъпка се обединяват кластери 51 и 64 и новият кластер е с номер 51 и т. н.

Следващата колона *Coefficients* (Коефициенти) показва разстоянието между кластерите, които са обединени в тази стъпка. Това е най-важната информация, която показва оптималния брой кластери.

Колоната *Stage Cluster First Appears* (Предишна стъпка на появяването на кластера) дава информация на коя предишна стъпка са се появили за първи път Кластер 1 (подколона *Cluster 1*) и Кластер 2 (подколона *Cluster 2*). Последната колона на таблицата *Next Stage* (Следваща стъпка) показва на коя стъпка се появява отново новообразуваният кластер. Например на първа стъпка след като са обединени 16 и 36 и новият кластер е с номер 16, то на стъпка 25 новият кластер 16 се обединява с друг кластер. Аналогично на втората стъпка след като се обединяват кластери 51 и 64 и на новият кластер е присвоен номер 51, то той отново се появява за анализ на стъпка 10 и т. н.

За да се оцени оптималният брой на кластери за разглежданата извадка е необходимо да се анализира информацията за разстоянието между кластерите преди те да се обединят. Тя се съдържа в колоната *Coefficients* (Коефициенти). За целта трябва да се проследи динамиката на намаляването на коефициентите и да се намери стъпката, на която тя рязко се променя. За съжаление това е субективен процес и зависи от визията на изследователя. За разгледания пример динамиката се изчислява по следния начин. Процесът започва от последната стъпка в края на таблицата:

За последната 73 стъпка (Stage) има 1 кластер и стойността на коефициента (Coefficients) е 511.846. За стъпка 72 има 2 кластера. Коефициентът е 262.006. Разликата между двата коефициента е равна на $511.846-262.006=249.84$. За улеснение разликите са показани за последните 6 стъпки в таблична форма (Таблица 24.1):

Таблица 24.1 Преформатирана таблица на последователните сливания (Agglomeration Schedule) с информация за разстоянието (коефициентите) между кластерите, които са слети на дадена стъпка

стъпка номер	*брой на кластерите*	*коефициент от предишната стъпка*	*коефициент от тази стъпка*	*разликата между коефициентите*	*динамика на разликата*
73	1	-	511.846	-	-
72	2	511.846	262.006	**249.840**	**163.994**
71	3	262.006	176.175	85.846	48.112
70	4	176.175	138.441	37.734	10.175
69	5	138.441	110.882	27.559	13.301
68	6	110.882	96.624	14.258	-

От Таблица 24.1 се анализират последните две колони. В предпоследната колона (*разлика между коефициентите*) се търси точката на разделяне на тенденциите, т. е на промяната в динамиката. Очевидно това е точката **249.846**, за която съгласно втората колона (*брой на кластерите*) има два кластера. В последната колона на таблицата (*динамика на разликата*) е дадена динамиката, която се изчислява за стъпка 72 като: $249.840-85.846=163.994$. От колоната се вижда, че най-голяма промяна в динамиката се наблюдава на стъпка 72, която съответства за 2 кластера (втора колона – *брой на кластерите*).

Следващият изход от йерархичния кластерен анализ е дендрограмата. Графиката **Dendrogram using Ward Linkage** (Дендрограма, използваща метода на Вард) показва процеса на кластеризация не в табличен вид, а под формата на дървовидна структура. Тя също се прилага, за да се установи оптималният брой от кластери. В Пример 24.2 е

показано подробно как да се разчита дендрограмата. Целта е да се изчисли най-голямото разстояние преди два кластера да се слеят. Скалата за разстояния е дадена горе в дендрограмата и е в условни единици от 0 до 25. Очевидно това разстояние е за 2 кластера, което потвърждава получения резултат от анализа на таблицата на последователните сливания (Agglomeration Schedule).

И така, след като е установен броят на кластерите – 2, може да се премине към следващата стъпка на кластерния анализ.

24.2.2 СТЪПКА 2: КЛАСТЕРИЗАЦИЯ НА НАБЛЮДЕНИЯТА

☐ **Стъпка 2:** Процедурата за провеждане на *йерархичен кластерен анализ* за кластеризация на извадката с помощта на IBM SPSS Statistics е следната:

- Избира се **Analyze** ⇒ **Classify** ⇒ **Heirarchical Cluster** (Анализ ⇒ Класифицирай ⇒ Йерархична кластеризация) (Фигура 3.21) и се получава диалоговата кутия вътре във Фигура 24.2.
- Селектират се променливите за анализ (в примера това са всички променливи) и с горната стрелка (виж курсора) се преместват в кутията **Variables:** (Променливи) (На Фигура 24.2 те вече са преместени).
- В раздел *Cluster* (Кластеризация) се селектира **Cases** (Наблюдения).
- В раздел *Display* (Покажи) се деселектират **Statistics** (Статистики) и **Plots** (Графики).
- Кликва се на бутона **Method** (Метод), който е горе в дясно и се получава новата диалогова кутия от Фигура 24.4.
- От падащото меню (виж ръчичката) на раздела *Cluster Method* (Метод за кластеризация) се селектира **Ward's method** (Метод на Вард).
- От раздела *Measure* (Измерване) се оставя избрания по подразбиране **Square Euclidean distance** (Квадрат на евклидовото разстояние) (виж курсора).
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 24.2.
- Кликва се на бутона **Save** (Запиши), който е последният от четирите бутона горе в дясно и се получава новата диалогова кутия от Фигура 24.5.

Фигура 24.5 Диалогова кутия *Save* (Запиши) на командата *Heirarchical Cluster* (Йерархична кластеризация)

- Селектира се **Single solution** (Единично решение) (виж ръчичката) и в полето **Number of clusters** (Брой на кластери) се въвежда **2** (виж курсора) (това е броят на кластерите, който е установен в Стъпка 1).
- Кликва се на бутона **Continue** (Продължи) за връщане към диалоговата кутия от Фигура 24.2.
- Кликва се на бутона **OK** на диалоговата кутия, показана на Фигура 24.2 и се получава следният резултат от изпълнението на командата.

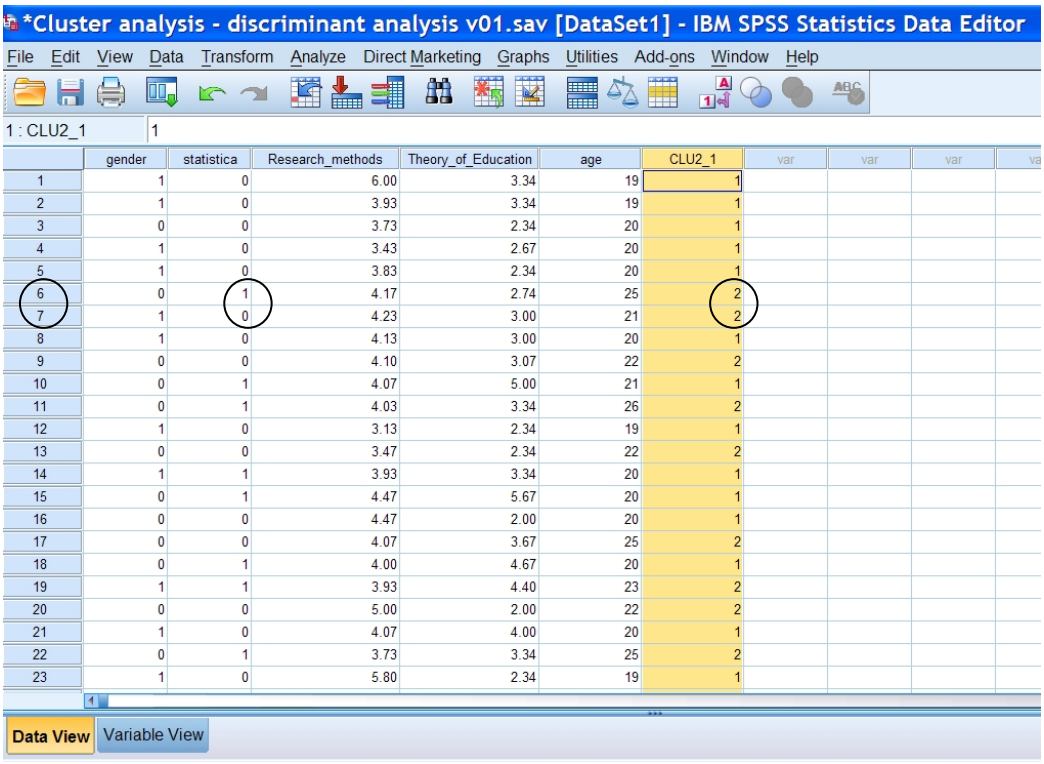
СИНТАКСИС НА КОМАНДАТА

```
CLUSTER   gender statistica Research_methods Theory_of_Education
          age
  /METHOD WARD
```

```
/MEASURE=SEUCLID
/PLOT NONE
/PRINT NONE
/SAVE CLUSTER(2).
```

ИЗХОДНИ ТАБЛИЦИ ОТ СТАТИСТИЧЕСКИЯ АНАЛИЗ

Изходната информация от командата е нова променлива *CLU2_1* с етикет *Ward method*, която е генерирана от IBM SPSS Statistics и е записана в матрицата на изследването (виж Фигура 24.6). Променливата съдържа информация кое наблюдение към кой кластер принадлежи съгласно избрания метод за кластеризация. Например първите пет наблюдения са класифицирани към кластер 1, а наблюдения 6 и 7 – към кластер 2 и т. н.



	gender	statistica	Research_methods	Theory_of_Education	age	CLU2_1	var	var	var	va
1	1	0	6.00	3.34	19	1				
2	1	0	3.93	3.34	19	1				
3	0	0	3.73	2.34	20	1				
4	1	0	3.43	2.67	20	1				
5	1	0	3.83	2.34	20	1				
6	0	1	4.17	2.74	25	2				
7	1	0	4.23	3.00	21	2				
8	1	0	4.13	3.00	20	1				
9	0	0	4.10	3.07	22	2				
10	0	1	4.07	5.00	21	1				
11	0	1	4.03	3.34	26	2				
12	1	0	3.13	2.34	19	1				
13	0	0	3.47	2.34	22	2				
14	1	1	3.93	3.34	20	1				
15	0	1	4.47	5.67	20	1				
16	0	0	4.47	2.00	20	1				
17	0	0	4.07	3.67	25	2				
18	0	1	4.00	4.67	20	1				
19	1	1	3.93	4.40	23	2				
20	0	0	5.00	2.00	22	2				
21	1	0	4.07	4.00	20	1				
22	0	1	3.73	3.34	25	2				
23	1	0	5.80	2.34	19	1				

Фигура 24.6 Матрицата на изследването с добавена нова променлива *CLU2_1* отворен с Изгледа на данните (Data View) на Редактора на данни (Data Editor)

Общата картина как всичките 74 наблюдения са класифицирани в 2 кластера се получава чрез командата *Frequencies* (Честоти) (Глава 7, Раздел 7.5.1):

```
FREQUENCIES
  VARIABLES=CLU2_1
  /ORDER=ANALYSIS .
```

CLU2_1

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1	39	52.7	52.7	52.7
	2	35	47.3	47.3	100.0
	Total	74	100.0	100.0	

На горната таблица се вижда, че 39 наблюдения са класифицирани към кластер 1 и 35 наблюдения – към кластер 2.

24.2.3 АНАЛИЗ НА ПРОМЕНЛИВИТЕ, КОИТО ФОРМИРАТ КЛАСТЕРИ

Обикновено след като се направи класификация на *наблюденията* се провежда статистически анализ с цел да се определи кои от *променливите* от процеса на

класификация са статистически значимо различни между кластерите. Независимата променлива в този случай е новата класификационна променлива *CLU2_1*, която в примера има две стойности (два кластера).

В случаите, когато зависимата променлива е:

1. интервална, например *age* (възраст), се използва еднофакторен дисперсионен анализ (Глава 14). При повече от 2 кластера е необходимо да се проведе и *пост хок* анализ.
2. номинална, например *gender* (пол) се използва кростабулация (Глава 18, Раздел 18.3).

В примера са разгледани две номинални променливи: *statistica*, *gender* и три интервални променливи: *Research_methods*, *Theory_of_Education*, *age* и затова се провеждат и двата анализа.

1. Синтаксисът и най-важните изходни таблици от еднофакторния дисперсионен анализ за зависимите интервални променливи *Research_methods*, *Theory_of_Education*, *age* и номиналната независима променлива *CLU2_1* е следният (Глава 14, Раздел 14.5.2):

```
ONEWAY Research_methods Theory_of_Education age BY CLU2_1
      /STATISTICS DESCRIPTIVES HOMOGENEITY BROWNFORSYTHE WELCH
      /MISSING ANALYSIS.
```

Descriptives

		N	Mean	Std. Deviation	Std. Error	95% Confidence Interval for Mean		Minimum	Maximum
						Lower Bound	Upper Bound		
Research_methods	1	39	4.1111	.78663	.12596	3.8561	4.3661	2.0	6.0
	2	35	4.0686	.43858	.07413	3.9179	4.2192	2.8	5.2
	Total	74	4.0910	.64199	.07463	3.9423	4.2397	2.0	6.0
Theory_of_Education	1	39	3.3350	1.10241	.17653	2.9776	3.6923	2.0	6.0
	2	35	3.5900	.97415	.16466	3.2554	3.9246	2.0	6.0
	Total	74	3.4556	1.04453	.12142	3.2136	3.6976	2.0	6.0
age	1	39	19.59	.471	.075	19.44	19.74	19	21
	2	35	23.24	1.804	.305	22.62	23.86	21	27
	Total	74	21.32	2.237	.260	20.80	21.84	19	27

ANOVA

		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Research_methods	Between Groups	.033	1	.033	.080	.778
	Within Groups	30.054	72	.417		
	Total	30.087	73			
Theory_of_Education	Between Groups	1.200	1	1.200	1.101	.298
	Within Groups	78.447	72	1.090		
	Total	79.647	73			
age	Between Groups	246.166	1	246.166	148.788	.000
	Within Groups	119.122	72	1.654		
	Total	365.287	73			

Изходната таблица **Descriptives** (Дескриптивни статистики) дава дескриптивна информация за средноаритметичните за трите променливи като само за *age* (възраст) изглежда разликата да е голяма. И наистина, от следващата таблица **ANOVA** (Дисперсионен анализ) се вижда, че само това различие е статистически значимо ($F(1,72)=148.788$, $p<0.001$). Това означава, че променливата *age* (възраст) надеждно намира различието между двата кластера, а другите две променливи – *Research_methods* (Изследователски методи) и *Theory_of_Education* (Теория на възпитанието) не могат да установят различие между двата кластера (те не са статистически значими).

2. Синтаксисът на кростабулацията (команда Crosstabs) между номиналните променливи *statistica* и *CLU2_1* и между номиналните променливи *gender* и *CLU2_1* е следният (Глава 18, Раздел 18.3.4):

```
CROSSTABS
   /TABLES=statistica gender BY CLU2_1
   /FORMAT=AVALUE TABLES
   /STATISTICS=CHISQ CC PHI
   /CELLS=COUNT EXPECTED COLUMN RESID
   /COUNT ROUND CELL.
```

Изходната таблица за *statistica* и *CLU2_1* и за *gender* и *CLU2_1* са:

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)	Exact Sig. (2-sided)	Exact Sig. (1-sided)
Pearson Chi-Square	6.450[b]	1	.011		
Continuity Correction[a]	5.320	1	.021		
Likelihood Ratio	6.542	1	.011		
Fisher's Exact Test				.019	.010
Linear-by-Linear Association	6.363	1	.012		
N of Valid Cases	74				

a. Computed only for a 2x2 table

b. 0 cells (.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 16.55.

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)	Exact Sig. (2-sided)	Exact Sig. (1-sided)
Pearson Chi-Square	3.352[b]	1	.067		
Continuity Correction[a]	2.552	1	.110		
Likelihood Ratio	3.375	1	.066		
Fisher's Exact Test				.102	.055
Linear-by-Linear Association	3.307	1	.069		
N of Valid Cases	74				

a. Computed only for a 2x2 table

b. 0 cells (.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 16.08.

От таблиците следва, че променливата *statistica* установява различието между двата кластера, а променливата *gender* не установява различие.

Статистически значимото различие на променливите за различните кластери показва начина по който кластерите се различават един от друг и в примера:

- респондентите от кластер 1 са: на по-малка възраст и не се записват в курса по статистика;
- респондентите от кластер 2 са: на по-голяма възраст и се записват в курса по статистика.

Нека изследователския въпрос е същият от Глва 22 и Глава 23: "Към коя от двете групи (кластери): избрали и неизбрали курса по *статистика* ще се отнася студент, който има 6 (отличен) на изпита по *теория на възпитанието* и е на 29 *години*?"

Йерархичният кластерен анализ *не* може да даде отговор на този въпрос, за разлика от дискриминантната функция (Глава 23) и логистичната регресия (Глава 22) които могат да прогнозират към коя група (кластер) това наблюдение може да се отнесе.

При кластерния анализ трябва да се помни, че той винаги ще формира някакви групи (кластери), които не винаги имат смисъл.

24.3 ПРЕДСТАВЯНЕ НА РЕЗУЛТАТИТЕ

Проведен е кластерен анализ на 74 наблюдения като за всеки респондент има информация за неговия *пол*, *възраст*, резултати от изпитите по *изследователски методи* и

теория на възпитанието и информация дали се е записал в курса по статистика или не. Йерархичният кластерен анализ, в който е приложен методът на Валд показва два кластера, между които са статистически значими само две от петте променливи, а именно записване в кура по *статистика* и *възраст*. Първият кластер включва респонденти на по-малка възраст, в които не са записани в курса по статистика. Вторият кластер се характеризира със студенти на по-голяма възраст и които са записани в курса по статистика.

24.4 ОБОБЩЕНИЕ

Кластерният анализ показва колко "естествени" групи се формират в дадена извадка и позволява да се определи кой респондент към коя група принадлежи. Той представлява сбор от различни алгоритми, които позволяват да се разпределят обектите в кластери (групи) в съответствие с добре дефинирано понятие за *разстояние* или *сходство* (*подобие*). Целта на кластерния анализ е (1) да се минимизира различието между обектите **в** кластерите и (2) да се максимизира различието между кластерите. Най-често използваният подход е йерархичният кластерен анализ и метода на Валд.

За разлика от другите статистически анализи, кластерният анализ най-често се използва, когато изследователят няма априори научни хипотези. След като се определи броят на кластерите в извадката се провежда отново кластерен анализ, но единствено с формираните кластери, за да се идентифицира принадлежността на всяко наблюдение (или променлива) към дефинираните кластери. Това води до създаване на нова променлива от IBM SPSS Statistics в матрицата на изследването, която позволява да се класифицират *наличните* в извадката наблюдения/променливи. Статистически значимото различие между кластерите може да се провери с помощта на дисперсионен анализ или с непараметрични методи.

Преговор: ***Ключови думи и термини*** по азбучен ред, *виж*: Тълковния речник

алтернативна хипотеза H_1	изглед на данни	номинална променлива
големина на ефекта	интервална променлива	нулева хипотеза H_0
дискриминантен анализ	категорийна променлива	променлива
дисперсионен анализ	кластерен анализ	факторен анализ
дихотомна променлива	наблюдение	
зависима променлива	независима променлива	

24.5 УПРАЖНЕНИЯ

I. Отговорете на следните въпроси с "вярно" или "невярно":

1. Кластерният анализ, както и дискриминантният анализ, имат една зависима променлива и една или няколко независими променливи.
2. Нулевата хипотеза H_0 в кластерния анализ е за липса на различие между кластерите.
3. След като всяко наблюдение се класифицира в даден кластер с помощта на кластерния анализ е необходимо да се проведе допълнителен дисперсионен или непараметричен анализ, за да се установи кои променливи имат статистически значимо различие между кластерите.
4. Кластерният анализ, както и факторният анализ, намират приложение за намаляване на размера на *променливите*.
5. Факторният анализ, както и кластерният анализ, намират приложение за намаляване на размера на *наблюденията*.
6. Йерархичният кластерен анализ се провежда само ако *не* е известен броят на кластерите.
7. Кластерен анализ по метода на k -средните се провежда само ако *е* известен броят на кластерите.

25 Конструиране и анализ на скала за измерване

25.1	Въведение	573
25.2	Конструиране на скала за измерване – основни стъпки	576
25.3	Основни етапи на анализа на скала за измерване	595
25.4	Мета-анализ	610
25.5	Обобщение	615

25.1 Въведение

Измерването е основен процес в науката. На практика всички знания за хората, обектите и процесите са получени чрез наблюдение. За да се анализират извършените наблюдения често се налага те да намерят количествен израз. Историята на цивилизацията показва, че човечеството е започнало да брои много преди да започне да пише. Още в дълбока древност хората са се опитвали да измерят обектите чрез техни характеристики, например: размер, цвят. В днешния свят човекът е заобиколен от поток от числа: стойности на характеристики, бройки, оценки, средни стойности. Икономистите са създали различни икономически показатели и индекси, психолозите – скали за измерване на личностови характеристики, социолозите – социометрика и т. н. Причината за измерването на огромното количество характеристики е фактът, че ако дадена характеристика не се измери, тя не може да се анализира.

Основната **цел** на измерването е то да се анализира.

Обикновено терминът „измерване" се асоциира с конкретни мерки като дължина - колко е високо това дърво или количество – какво е количеството вода в това шише. В социалните науки обаче характеристиките, които изследователят желае да измери и анализира следват от теориите, на които те се основават. Всъщност теорията играе ключова роля в това какво и как да се измери. Поради тази причина може да се каже, че теорията играе ключова роля в развитието на теорията на измерването. Теориите в социалните науки, за разлика от тези в точните науки (например във физиката), се основават на по-голямо количество теоретични модели.

Явлението, което се изследва се описва с променливи. Променливите, които подлежат на директно измерване се наричат (непосредствено) *наблюдавани променливи*.

Например променливите *пол* и *възраст* могат да се измерят директно като респондентите сами отговорят на поставените въпроси. Това обаче са само някои от аспектите на термина „измерване". Съществуват и променливи, които не подлежат на непосредствено измерване, т. е. които не са (непосредствено) наблюдавани и се наричат *скрити променливи*. За съжаление повечето от променливите в социалните науки, които представляват научен интерес ***не*** подлежат на директно измерване като например дължината на стаята, т. е те не са (непосредствено) наблюдавани, а са скрити променливи. Пример за скрити променливи са мненията, мотивацията, очакванията, потребностите, емоциите и т. н. Някои от тях обаче могат да се изчислят чрез други променливи, които могат да се измерят директно, т. е. за да се измери дадена скрита променлива понякога могат се използват няколко непосредствено наблюдавани променливи.

Инструментът за измерване, при който няколко непосредствено наблюдавани променливи формират наблюдение, което се предполага, че е стойността на теоретична скрита променлива, неподлежаща на директно наблюдение и съответно измерване често се нарича **скала за измерване**.

С други думи, инструментариумът за измерване, **(а)** който се състои от набор от въпроси, обединени в общ комбиниран резултат и **(б)** който цели установяване на стойността на теоретичната променлива, неподлежаща на директно наблюдение, се нарича скала за измерване.

Изследовател **разработва скала за измерване**, когато той желае да измери дадена характеристика като се опира на теория, която я разглежда и не подлежи на директно измерване. Колкото повече знания притежава изследователят за изследваната от него характеристика (променлива), за връзката ѝ с други характеристики и за количествените инструменти за анализа ѝ, толкова той е по-добре подготвен да разработи надеждна, валидна и приложима скала за измерване.

Целта на скалата за измерване е да се основава на съществуващите теории за да измери характеристика (променлива) за изследвания обект, която не подлежи на директно измерване.

Резултатът от всяко измерване е число, т. е. измерването по същество е процес на присвояване на число за всяко наблюдение в съответствие с дадено правило. Начинът, по който числата се присвояват към наблюдението дефинира **с**калата за измерване, която е приложена. Ето защо дефиниране на правило за присвояване на числата е ключово в процеса на избор каква скала се използва.

Традиционната за статистиците и за социалните науки класификационна система за видовете скали за измерване за първи път е предложена от американския психолог Стенли Стивънс (Stanley Stevens, 1906–1973) през 1946 г. Той дефинира следните четири типа скали за измерване: "*номинална*", "*ординална (рангова)*", "*интервална*" и "*пропорционална*". Дадена променлива (наблюдаема или скрита) се нарича: **(а)** *номинална* ако е измерена с номинална скала; **(б)** *ординална (рангова)* ако е измерена с ординална (рангова) скала; **(в)** *интервална* ако е измерена с интервална скала или **(г)** *пропорционална* ако е измерена с пропорционална скала (Глава 1).

☐ В тази глава са разгледани: **(а)** основните стъпки при конструиране на нова скала за измерване; **(б)** основните етапи за анализ на вече конструирана скала за измерване и **(в)** мета-анализът или "анализ на анализа" на скали, чрез който се сравняват резултатите от няколко изследвания с цел да се определи дали в тези изследвания има някакви важни общи тенденции.

Всяко изследване се провежда, за да даде отговор на научни хипотези и изследователски въпроси. Имено поради тази причина базовите знания, необходими за всеки изследовател обхващат уменията му да анализира вече конструирана скала, а не в нейната разработка. Повечето учени провеждат приложни научни изследвания без да им се налага да конструират нова скала за измерване. Обратното обаче е невъзможно – не е възможно изследователят да смята, че ще разработи нова скала за измерване без да е провел редица успешни изследвания с утвърдена скала и да е обосновал защо се налага конструирането на нова скала. Затова изследователите, предлагащи на научното общество нови скали, са световно известни учени с проведени множество изследвания, които в съвършенство владеят техниката за анализ на разработени скали.

Ето защо учебникът е посветен на анализа на съществуващи скали за измерване, а единствено в тази глава са представени основните стъпки от процеса на конструиране на нова скала.

Конструиране на скала за измерване. Тъй като скалата за измерване не е механичен сбор от въпроси, които я формират, те трябва да имат обща причинно-следствена връзка по между си и да следват от дадена научна теория, да се достига до изводи за теорията чрез интерпретация на резултати от измерването. За съжаление не всеки сбор от въпроси формира скала за измерване на теоретична скрита променлива. В социалните науки теориите играят значима роля в разработването на скали за измерване. В редица научни публикации, посветени на конструирането на скали за измерване (например: Kaplan & Saccuzzo, 2012; Anastasi & Urbina, 1997; DeVellis, 2012), са обобщени основните стратегии за това: **(1)** теоретична основа, **(2)** емпиричен критерий за проверка и **(3)** факторен анализ и вътрешна съгласуваност, които осигуряват *конструктивната валидност* на скалата.

Под **конструктивна валидност** се разбира степента на съгласуваност между резултатите от изследването и теоретичната основа, на която стъпва. Понятието е въведено от Кронбах и Михл (Cronbach & Meehl, 1955), според които то включва три стъпки: **(1)** описание на теоретичния модел, в който са включени една или повече хипотетични скали (конструкции) и връзката им по между и с наблюдаем критерии, **(2)** конструиране на измерване на скалите, които следват от теориите и **(3)** емпирична проверка на хипотетичните отношения между скалите и наблюдаван критерий, който следва от теоретичния модел. Процесът на анализ на конструктивната валидност не е статична, а по-скоро динамична оценка на скалата (или теста), която Кронбах и Михл (Cronbach & Meehl, 1955) са на мнение, че: "Наивно е да се изследва "дали тестът е валиден." Изследователят не проверява валидността на теста, а само принципите за достигане до изводите. Ако тестът поражда различни видове изводи някои от тях може да са валидни, а други невалидни" (стр. 297). Ето защо, когато новата скала започва да се проверява по отношение на наблюдаем (емпиричен) критерии някои аспекти от теорията, съгласно която е конструирана скалата се предполага, че подкрепят скалата, а други опровергават резултатите от скалата. В този случай изследователят е необходимо да установи къде е проблемът: в скалата или в теорията.

Лоевингер (Loevinger, 1957) за първи път въвежда три основни аспекта на конструктивната валидност като разграничава: **(1)** *самостоятелна* валидност, **(2)** *структурна* валидност и **(3)** *външна* валидност. Според нея "тези три аспекта са близки до трите етапа на процеса на конструиране на скала: **(i)** съставяне на първоначалния набор от въпроси, **(ii)** анализ на вътрешната структура на набора от въпроси и логическа селекция на въпросите, които формират количествената оценка на скалата и **(iii)** корелация на резултатите от скалата с даден критерии и с други променливи (стр. 654)."

Съвременното приложение на принципите за конструиране на скала са разгледани в Watson (2006), Clark and Watson (1995).

Конструирането на нова скала за измерване е творчески процес, който условно обхваща следните основни стъпки:

- Стъпка 1: Определяне на какво ще се измерва
- Стъпка 2: Съставяне на изходния набор от въпроси
- Стъпка 3: Конструиране на въпросник
- Стъпка 4: Определяне на размера на извадката
- Стъпка 5: Оценка на въпросите чрез пътеков анализ
- Стъпка 6: Оценка на въпросите чрез корелационен анализ
- Стъпка 7: Оценка на въпросите чрез теория за трудността на въпросите
- Стъпка 8: Оценка на въпросите чрез изследователски факторен анализ
- Стъпка 9: Надеждност на скалата за измерване
- Стъпка 10: Валидност на скалата за измерване
- Стъпка 11: Оптимизиране на броя на въпросите от скалата

В Раздел 25.2 подробно са разгледани всяка една от основните стъпки при конструиране на скалата за измерване. Те са представени чрез примера за конструиране на *скала за измерване на етническа идентичност* (Phinney & Ong, 2007), която е разгледана в Кутия 5.3.

Анализ на скала за измерване. Целта на всяко научно изследване е да даде отговори на повдигнатите в него научни хипотези и изследователски въпроси. Това става след като се проведе статистически анализ на интересуващите изследователя характеристики (променливи). В повечето случаи те не подлежат на директно измерване, т. е. те са *скрити променливи* и затова му се налага да използва скала за тяхното измерване. В Глава 2 подробно е разгледан процесът на планиране на научно изследване, а в Раздел 25.3 са представени накратко основните етапи при анализ на скала за измерване:

- Етап 1: Формулиране на изследователски въпроси и научни хипотези относно скалата или коя характеристика се анализира
- Етап 2: Конструиране на въпросник за анализ на скалата или разработване на дизайн за изследване
- Етап 3: Изчисляване на надеждността на скалата за измерване
- Етап 4: Проверка на валидността на скалата за измерване или провеждане на потвърждаващ факторен анализ
- Етап 5: Анализ на скалата или даване на отговор на научните хипотези на изследването
- Етап 6: Докладване на резултатите от анализа на скалата или до какво води анализът на скалата

В Раздел 25.3 са разгледани основните етапи при анализ на скала за измерване като е даден пример за анализ на *скалата за измерване на етническата идентичност* (Phinney & Ong, 2007), разгледана в Кутия 5.3.

Мета-анализ. Понякога изследователят след като формулира научните си хипотези решава да не провежда собствено изследване, а вместо това да направи обзор на получените резултати от определен брой изследвания, в които се разглеждат сходни научни хипотези. При литературния обзор, който е важна част на всяко изследване (Глава 2), изследователят субективно сравнява резултатите от вече проведените изследвания, което обикновено води до систематични изкривявания в изводите и заключенията. За преодоляването на този проблем е била разработена методиката на мета-анализа. Мета-анализът представлява количествен анализ на резултатите от вече проведени изследвания. Въпреки това, че изследванията са проведени в различни места, с различни извадки, статистически тестове и скали за измерване на зависимите променливи, чрез **мета-анализ** изследователят може да обедини получените изводи чрез статистическо (а не чрез субективно, както е при литературният обзор) интегриране на различните резултати (Глава 1, Раздел 1.15).

25.2 КОНСТРУИРАНЕ НА СКАЛА ЗА ИЗМЕРВАНЕ – ОСНОВНИ СТЪПКИ

25.2.1. СТЪПКА 1: ОПРЕДЕЛЯНЕ КАКВО ЩЕ СЕ ИЗМЕРВА

Естествено възниква въпросът кога и при какви условия е необходимо да се конструира нова скала за измерване. Отговорът се намира в конструирането на дизайна на научното изследване (Глава 2). Всъщност изследователят първо формулира изследователските въпроси, след това прави литературен обзор на съществуващите скали за измерване с цел да установи дали има готов инструментариум (скали), който дава отговор на формулираните от него изследователски въпроси и *само* ако няма подходяща скала се налага конструирането на нова. Ето защо формулирането на научни въпроси, на които не може да се отговори с наличните скали за измерване са в основата на необходимостта от разработване на нови скали. Основната **научна цел** на всяко изследване е да се отговори на формулираните в него въпроси, а не конструиране на нова скала.

Като част от стъпка 1 от конструиране на нова скала за измерване изследователят трябва да:

1. Формулира примерни изследователски въпроси/хипотези, които произтичат от новата скала.

2. Провери дали има вече конструирани скали по темата и да обоснове необходимостта от конструиране на нова скала.
3. Избере каква научна теория ще използва, в чиито термини ще измерва и интерпретира получените резултати.
4. Избере общо или специфично ниво на измерване, скала и подскали.

Първо изследователят е необходимо да формулира изследователски въпроси и да дефинира чрез какви скали ще търси отговор.

След това той прави *литературен обзор* на научната литература по темата с цел да установи всички предишни опити за конструиране на необходимите му скали, да отговори на въпроса дали се налага разработване на нова скала и ако да – то по какви причини, защо. Единствено наличието на научни хипотези, на които не може да се отговори с помощта на наличните скали обосновават необходимостта от разработване от нова скала. Потвърждение на това е фактът, че в световен мащаб има утвърдени скали, които се използват често в търсене на отговора на научните хипотези (например: скала за *самооценка* (Rosenberg, 1965)(Кутия 5.1), за *усещане за контрол* (Pearlin & Schooler, 1978)(Кутия 13.2), за *степен на изпитвана самота* (Russell, 1996) (кутия 12.2), за *етническа идентичност* (Phinney & Ong, 2007) (Кутия 5.3), за *ориентация в живота* (Scheier, Carver & Bridges, 1994)(Кутия 5.2) и др.

След като изследователят реши, че ще разработва нова скала, е необходимо да уточни в термините на коя *научна теория* тя ще се разработва и анализира. Остава изследователят да реши дали скалата ще измерва една или няколко характеристики, т. е. дали скалата ще има подскали или не.

Като **пример** е разгледана скалата за *етническа идентичност* (Phinney & Ong, 2007), която мери както етническата идентичност на респондента, така и два от нейните елементи (подскали): *желанието за изследване на собствената етническа група* и *степента на обвързаност с етническата идентичност*.

25.2.2. СТЪПКА 2: СЪСТАВЯНЕ НА ИЗХОДЕН НАБОР ОТ ВЪПРОСИ

След като са формулирани целите на новата скала за измерване, изследователят е готов да премине към нейното конструиране. Първата стъпка от процеса е генериране (съставяне) на голям набор от въпроси, които след това ще се оценяват доколко са подходящи да съставят скалата.

В тази стъпка изследователят е необходимо да спази следните изисквания:

1. Всеки въпрос трябва да е свързан с характеристиката, която скалата измерва.
2. Въпросите трябва да са кратки, еднозначни и ясни.
3. Да се избере формат за измерване на скалата или формулировка на отговорите на въпросите.
4. Необходимо е да има директни, обратно-фразирани въпроси и дистрактори.
5. Да се определи броя на първоначалните въпроси.
6. Да дефинира как ще се изчислява скалата: брой, сума, средноаритметично.

Въпросите е необходимо да са разбираеми и съобразени с особеностите на изследваните лица. Многословието, претрупаността или излишното повтаряне затрудняват измерването на скритата променлива. Според Комрей (Comrey, 1988): ”не трябва да се надхвърля желанието на респондента да отговаря. Задаването на въпрос по тема, която той или тя не желае да обсъжда води до различни негативни резултати.” (стр. 757).

Изборът на *формат на отговорите* се свежда до следните два вида: **(1)** дихотомен формат от вида: истина-лъжа или да-не и **(2)** множествен формат като скалата на Търстон (Thurston scale), на Гутман (Guttman scale) и на Ликерт (Likert scale), която е най-често използвана (виж Глава 1, Раздел 1.6.6). При приложение на формат на Ликерт на отговорите въпросите се дефинират като декларативни твърдения (например: “чувствам, че имам доста добри качества”), а отговорите показват различната степен на съгласие или несъгласие с изказването (твърдението) например: (1) *напълно несъгласен*, (2) *несъгласен*, (3) *неутрално, нито съгласен нито несъгласен*, (4) *съгласен* и (5) *напълно съгласен* (виж Кутия 5.1).

Скалите, съставени от въпроси с дихотомни отговори често са с по-ниска надеждност отколкото тези с множествен формат на отговори. Поради тази причина скалите с дихотомни въпроси е необходимо да са по-дълги, за да се повиши надеждността им. Исторически дихотомните отговори са по-разпространени, защото са по-лесни за обработка, но с навлизането на компютрите множествените отговори започват все по-често да се прилагат. Необходимото обаче време за отговор на респондентите при избор на дихотомни отговори е значително по-малко от това при множествени отговори. Според Комрей (Comrey, 1988) "множествените отговори са по-надеждни, дават по-стабилни резултати и формират по-добра скала" (стр. 758) в сравнение с въпросите с дихотомен формат на отговори.

Въпросите с множествен отговор имат различен формат, който се определя от: **(1)** броя възможни отговори и **(2)** те как са формулирани. Не съществува "оптимален" брой възможните отговори. Според някои автори (например Comrey, 1988) по-големият брой възможни отговори води до по-голяма надеждност на скалата, а според други оптималният брой отговори зависи от способността на респондентите да правят разлика между тях (Kaplan & Saccuzzo, 2012). Например увеличаването на броя на отговорите от 3 на 5 увеличава надеждността и валидността на скалата, което едва ли може да се очаква при увеличаване на броя на възможните отговори от 7 на 9. Дори обратно, увеличението на броя на отговорите може да намали валидността ако респондентът не може да "улови" разликата между отговорите. Това води до елемент на случайност в избора на отговор.

Важен момент при избора на възможен брой отговори е дали изследователят ще избере те да са четен или нечетен брой. При нечетен брой отговори на респондента е предоставена възможност да не се съсредоточават върху даден въпрос като отговори *неутрално* или да избере среден възможен отговор. Някои изследователи предпочитат четния брой отговори пред нечетния (с неутрално мнение) като по този начин лишават респондента от възможността да даде неутрален отговор.

Отговорите на респондентите могат да се формулират като се приложи един от множеството "стандартни" набори от отговори като например: за *съгласие* (например: от *напълно несъгласен* до *напълно съгласен*), за *ниво* (например: от *много малко* до *достатъчно много*), за *честота* (например: от *никога* до *винаги*), за *степен* (например: от *никак* до *силно*). Обикновено се избират между 3 и 7 на брой отговори във формат на Ликерт като най-често се дават 4 или 5 отговора. Например в скалата за *самооценка* на Розенберг (Rosenberg, 1965) се използват 5-степенни отговори във формат на Ликерт за съгласие (виж Кутия 5.1), а в скала за *национална идентичност* на Барет (Barrett, 2007) се използват 7-степенни отговори във формат на Ликерт за степен (виж Кутия 11.1). В двата случая броят на отговорите е нечетен т. е. включват неутрално мнение.

Всеки въпрос може да се *формулира положително* или *негативно (обратно-фразиран)*. Класически пример за двата вида въпроси е скалата за самооценка на Розенберг (Rosenberg, 1965), разгледана в Кутия 5.1. Тя се състои от 10 въпроса, 5 от които са положителни а другите 5 са негативни (обратно-фразирани). В процеса на конструиране на скалите много изследователи включват негативни (обратно-фразирани) въпроси, защото те установяват ниската степен или дори липсата на дадено явление по-добре от колкото положително формулираните въпроси. Когато се цели да се конструира множество от въпроси, част от които да измерват високите стойности на скритата променлива, а друга част от въпросите да измерват ниските стойности на скритата променлива, когато тя де факто няма такива стойности се включва скала с положителни и с негативни (обратно-фразирани) въпроси. Например въпрос 2: "Чувствам, че имам доста добри качества" е положително формулиран и измерва висока самооценка, а въпрос 9: "Понякога се чувствам безполезен" е негативен (обратно-фразиран) и измерва ниска самооценка. Включването на положителни и негативни (обратно-фразирани) въпроси в една и съща скала обикновено е с цел избягване на систематичното изместване на резултатите от скалата, вследствие на тенденцията респондентът да се съгласява със зададените му въпроси или да отговаря по един и същи начин независимо от тяхното съдържание.

За съжаление включването на положителни и негативни (обратно-фразирани) въпроси в скалата има своята цена. Наличието на двата вида въпроси обикновено води до объркване на респондента, особено ако въпросникът е по-голям. Това може да доведе

до даване на неправилни отговори в следствие, на което валидността на скалата да се намали. Ето защо много изследователи смятат, че предимството от използването на негативни (обратно-фразирани) въпроси в скалата е подвеждащо и затова не ги включват.

Броят на изходния набор от въпроси е различен, но по принцип колкото те са повече, толкова е по-лесно да се изберат тези от тях, които формират скалата. Прието е тя да включва поне 4 въпроса, а всяка подскала поне 3 въпроса. Изходният набор от въпроси трябва да е поне 3 пъти по-голям от броя на въпросите след като изследователят е определил от колко въпроса ще се състои скалата. Например скала, която се предполага, че се състои от 4 подскали е необходимо да е конструирана минимум от 12 въпроса ($4 \times 3 = 12$), а изходният набор от въпроси е желателно да включва не по-малко от 36 въпроса ($12 \times 3 = 36$).

След като изследователя е дефинирал формата на въпросите и отговорите, той трябва да дефинира как ще бъде изчислявана скалата и подскалите, ако има такива. Най-често стойностите на скалата се изчислява като сума или средноаритметично.

В Глава 5, Раздел 5.4 подробно са разгледани най-често срещаните случаи на изчисляване на скала за измерване: (i) брой, (ii) сума, (iii) средноаритметична стойност и (iv) претеглена средноаритметична стойност.

Така например скалата за самооценка на Розенберг (Rosenberg, 1965), се състои от 10 въпроса, пет от които са обратно-фразирани (Глава 5, Кутия 5.1). Изследваните лица отговарят чрез 5 – степенна скала във формат на Ликерт от: 1 – силно несъгласен до 5 – силно съгласен с 3 – неутрално мнение. Резултатът от скалата представлява сума от десетте отговора като за въпроси: 3, 5, 8, 9 и 10 се анализират ревърсните по стойност променливи (отговори). Сборът, т.е. стойностите на скалата варира между 10 (минимум) и 50 (максимум). Ниските стойности (под 30) по скалата са индикатор за ниска самооценка. Резултати между 30 и 43 показват реална самооценка.

Скалата за измерване на *етническа идентичност* на Джейн Фини (Phinney & Ong, 2007), се състои от 6 въпроса (Глава 5, Кутия 5.3). Тя има две подскали, всяка от които се състои от 3 въпроса. Изследваните лица отговарят чрез 5-степенна скала във формат на Ликерт от: 1 – силно несъгласен до 5 – силно съгласен с 3 – неутрално мнение. Резултатът от скалата представлява средноаритметично на шестте отговора и варира между 1.00 (минимум) до 5.00 (максимум). Резултатът от всяка от двете подскали се изчислява като средноаритметична стойност на съответните три въпроса и варира също от 1.00 (минимум) до 5.00 (максимум).

В обобщение, съставянето на изходен набор от въпроси е необходимо адекватно да отразява изследваната скрита променлива. Обикновено конструирането на нова скала е итеративен процес на формулиране на въпросите към изследваните лица, последван от техния концептуален и психометричен анализ.

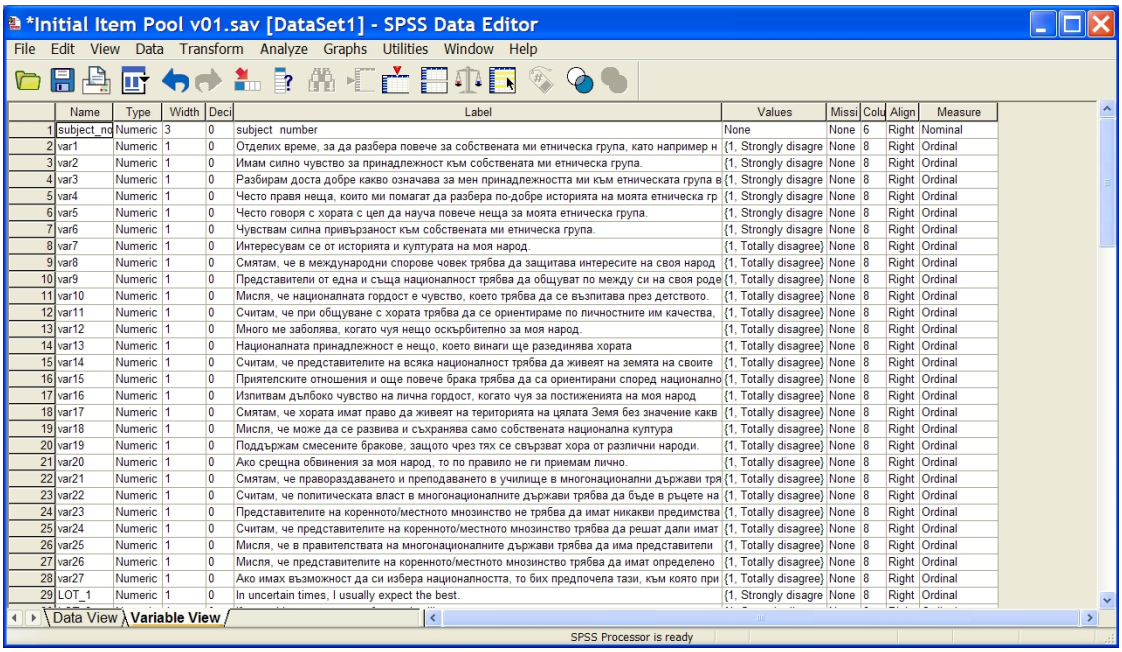
Пример. Всяка от двете подскали на скалата за *етническа идентичност* (Phinney & Ong, 2007) включва по 3 въпроса, следователно цялата скала се състои от 6 въпроса. В този случай минималното число на въпроси в изходния набор трябва да е 18 ($3 \times 6 = 18$). Изходният набор от въпроси се състои от следните 27 въпроса. Те са дадени заедно с името на променливата (*var1-var27*), която им съответства в матрицата на изследването:

var1	Отделих време, за да разбера повече за собствената ми етническа група, като например нейната история, традиции и обичаи.
var2	Имам силно чувство за принадлежност към собствената ми етническа група.
var3	Разбирам доста добре какво означава за мен принадлежността ми към етническата група в аспект как да се отнасям към хора от моята и другите етнически групи.
var4	Често правя неща, които ми помагат да разбера по-добре историята на моята етническа група.
var5	Често говоря с хората с цел да науча повече неща за моята етническа група.
var6	Чувствам силна привързаност към собствената ми етническа група.
var7	Интересувам се от историята и културата на моя етнос.
var8	Смятам, че в международни спорове човек трябва да защитава интересите на своя етнос.
var9	Представители от една и съща етническа група трябва да общуват по между си на своя роден език.

var10	Мисля, че етническата гордост е чувство, което трябва да се възпитава още от детството.
var11	Считам, че при общуване с хората трябва да се ориентираме по личностните им качества, а не по етническата им принадлежност.
var12	Много се обиждам, когато чуя нещо оскърбително за моя етнос.
var13	Етническата принадлежност е нещо, което винаги ще разединява хората.
var14	Считам, че представителите на всяка етническа група трябва да живеят на земята на своите предци.
var15	Приятелските отношения и още повече бракът трябва да са ориентирани според етническата принадлежност на партньора.
var16	Изпитвам дълбоко чувство на лична гордост, когато чуя да се говори за постиженията на моя етнос.
var17	Смятам, че хората имат право да живеят на територията на цялата Земя без значение каква е тяхната етническа принадлежност.
var18	Мисля, че може да се развива и съхранява само културата на собствената етническа група.
var19	Поддържам смесените бракове, защото чрез тях се свързват хора от различни етноси.
var20	Ако чуя обвинения за моя етнос, то по правило не ги приемам лично.
var21	Смятам, че правораздаването и преподаването в училище в мултиетнически държави трябва да бъде на езика на мнозинството.
var22	Считам, че политическата власт в мултиетническите държави трябва да бъде в ръцете на представители на мнозинството.
var23	Представителите на мнозинството не трябва да имат никакви предимства пред представителите на другите етноси, които обитават същата територия.
var24	Считам, че представителите на мнозинството трябва да решат дали имат право да живеят в тяхната страна хора от други етноси.
var25	Мисля, че в правителствата на мултиетническите държави трябва да има представители на всички етноси, които съжителстват на една и съща територия.
var26	Мисля, че представителите на мнозинството трябва да имат определено преимущество, тъй като те живеят на своята собствена територия
var27	Ако имах възможност да си избера етническата група, то бих предпочел(а) тази, към която принадлежа в момента

Отговорите са в множествен формат като се използват 5-степенни отговори във формат на Ликерт за съгласие, които се кодират съответно: *1 – "силно несъгласен", 3 – "неутрално мнение"* и *5 – "силно съгласен"*.

25.2.3. СТЪПКА 3: КОНСТРУИРАНЕ НА ВЪПРОСНИК



Фигура 25.1 Променливите от въпросника за конструиране на скала

Очевидно е, че основата част от въпросника (дизайна на изследване) включва въпроси от изходния набор от 27 въпроса (*var1-var27*). От тях се конструира новата скала за етническа идентичност. Към тях обаче е необходимо да се добавят и допълнителни въпроси в помощ на изследователя при проверка на валидността на конструираната скала.

За проверка на валидността на скала за етническа идентичност, съгласно Phinney & Ong (2007) се използват скалите: **(i)** за *ориентация в живота* (Scheier, Carver & Bridges, 1994), включва 10 въпроса (Кутия 5.2), **(ii)** за *самооценка* (Rosenberg, 1965), включва 10 въпроса (Кутия 5.1), **(iii)** за *усещане за контрол* (Pearlin & Schooler, 1978), включва 7 въпроса (Кутия 13.2), **(iv)** за *степен на изпитвана самота* (Russell, 1996), включва 10 въпроса (Кутия 12.2) и **(v)** за значението, което изследваните лица отдават на принадлежността към собствената национална група (Taylor, 1981), изразено чрез 1 въпрос: *"В каква степен е важно за Вас, че принадлежите към Вашата национална група?"* Възможните отговори варират между „1 – изобщо не е важно" до „4 – много е важно".

По този начин въпросникът вече е конструиран. Той се състои от 27 *основни въпроса*, от които се конструира скалата (*var1-var27*) и 38 *допълнителни въпроса*, които служат за проверка на валидността на конструираната скала или общо от 65 въпроса (27+38=65).

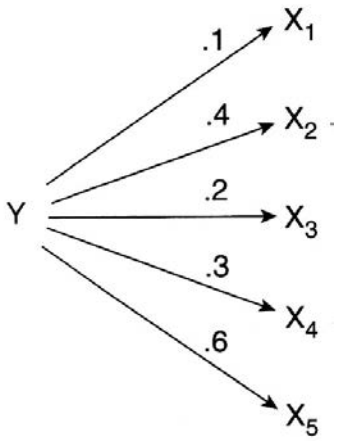
25.2.4. СТЪПКА 4: РАЗМЕР НА ИЗВАДКАТА

След като въпросникът е конструиран, преди да се пристъпи към събирането му трябва да се определи какъв е минималният размер на извадката. Например Нунали (Nunnally, 1994) препоръчва 300 респондента като адекватна извадка. При определяне на минималната извадка може да се следва изискването за решаване на същия въпрос при факторния анализ (Глава 12). При него отношението респондент към изследвани променливи трябва да е поне 1:10–15 или ако факторният анализ се прилага за 10 променливи, минималната извадка е необходимо да обхваща поне100–150 респондента.

☐ В **примера** за конструиране на скала за изследване на *етническа идентичност* се предполага, че тя включва 6 въпроса (които ще бъдат селектирани между *var1-var27*). Извадката е $N=239$, което надхвърля изискването за минималната извадка от 60-90 респондента.

25.2.5. СТЪПКА 5: ОЦЕНКА НА ВЪПРОСИТЕ ЧРЕЗ ПЪТЕКОВ АНАЛИЗ

След като въпросникът е конструиран, данните са събрани, въведени, проверени за грешки (Глава 4) и са създадени ревърсните на обратно-фразираните променливи (Глава 5) (в примера няма такива), се пристъпва към първоначален анализ на всеки от въпросите (*var1-var27*) поотделно с цел да се установи кои от тях са подходящи при конструиране на скалата и кои не трябва да се включват. Това се прави чрез **пътеков анализ** (стъпка 5), **корелационен анализ** (стъпка 6) и **теория за трудността на въпроса** (стъпка 7).

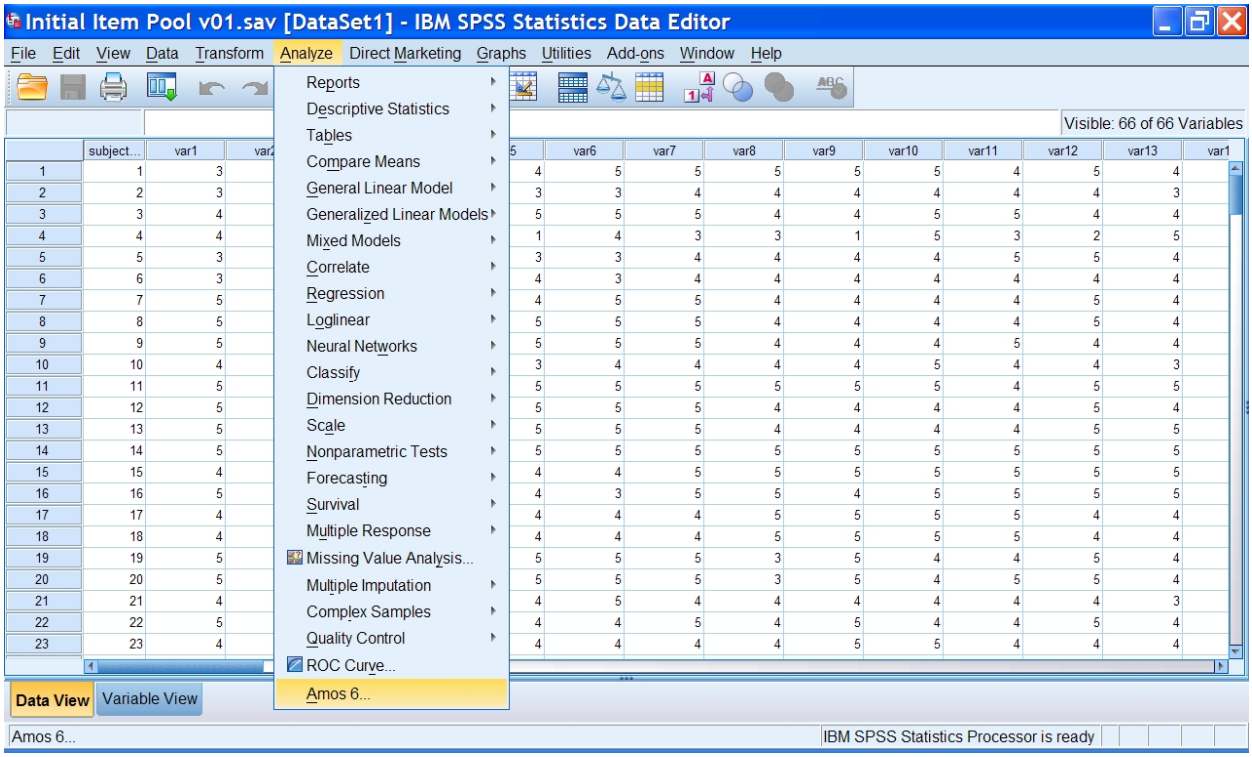


Фигура 25.2 Пътекова диаграма с пътекови коефициенти

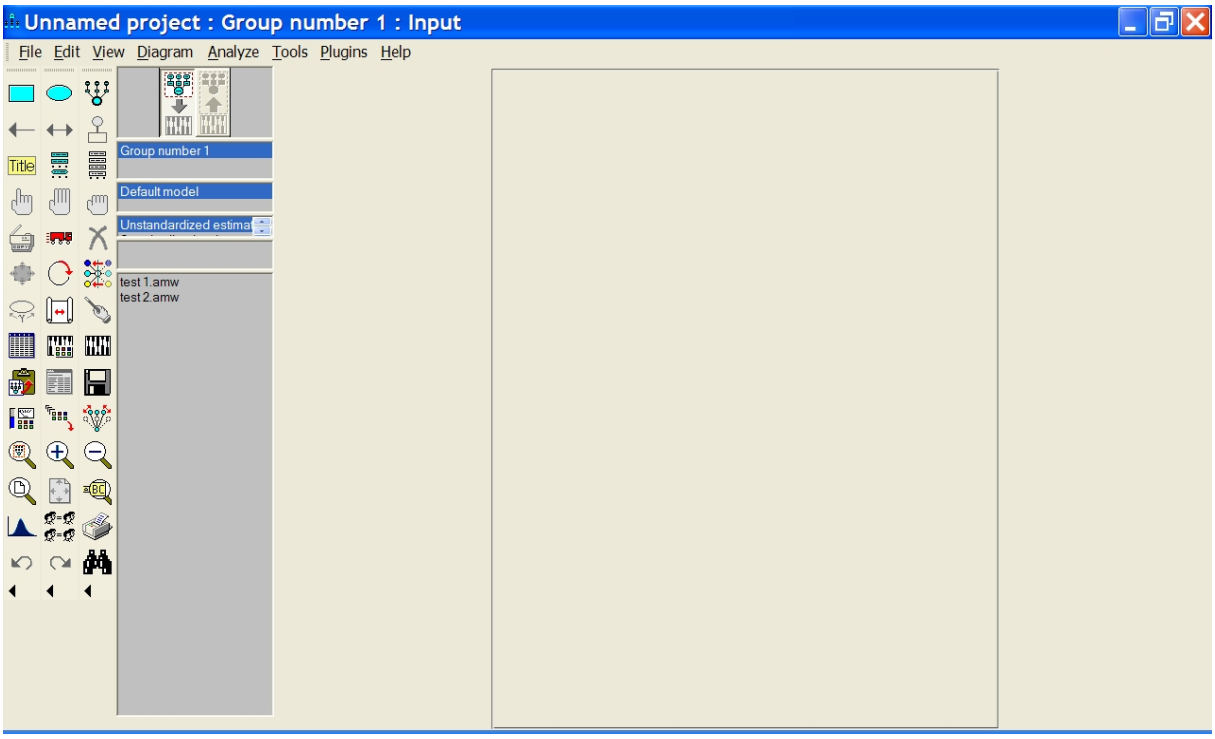
Пътековият анализ (path analysis) е метод за представяне на причинно-следствената връзка между променливите. Използват се пътековите диаграми, при които правата линия, начертана от едната към другата променлива означава, че има причинно-следствена връзка между двете променливи, а посоката ѝ е изобразена със стрелката. Например пътековата диаграма: $Y \rightarrow X$ означава еднозначно, че променливата Y е причината, а следствието е променливата X. *Скритата променлива*, която не подлежи на директно изчисление трябва да е причината, а *въпросите*, с чиято помощ изследователят се опитва да конструира скала за нейната оценка са следствие. Ето защо въпросите с висока корелация със скритата променлива я оценяват по-добре и те трябва да се използват при конструиране на скалата за измерване

на скритата променлива.

На Фигура 25.2 е показана пътековата диаграма за скритата променлива Y и пет променливи (въпроси) $X_1,\ldots X_5$. От нея се вижда, че Y е причината, а $X_1,\ldots X_5$ са следствие. С помощта на пътековия анализ се изчисляват *пътековите коефициенти*, които представляват корелационните коефициенти между скритата променлива Y и петте въпроса $X_1,\ldots X_5$.



Фигура 25.3 Селектиране на модул Amos



Фигура 25.4 Модул Amos

Колкото е по-висока стойността на пътековия коефициент за дадена променлива (въпрос) X, толкова тя е по-подходяща да се включи в конструирането на скалата за измерване на скритата променлива Y. Например променливата (въпрос) X_5 е подходяща да се използва, защото стойността на пътековия коефициент е най-висока (0.60), а променливата (въпрос) X_1 е добре да се изключи от по-нататъшен анализ, защото стойността на пътековия коефициент е най-ниска (0.10).

За да се проведе пътековият анализ с помощта на статистическия пакет IMB SPSS Statistics е необходимо да се инсталира допълнителният модул (програма) **Amos** (Фигура 25.3), който има други менюта (Фигура 25.4) и не е разгледан в учебника.

По-подробно пътековият анализ може да се прочете в Димитров (Dimitrov, 2009).

Пътеков анализ е статистически анализ за оценка на причинно-следствения модел чрез оценка на взаимодействието между зависимата и две или повече независими променливи.

25.2.6. СТЪПКА 6: ОЦЕНКА НА ВЪПРОСИТЕ ЧРЕЗ КОРЕЛАЦИОНЕН АНАЛИЗ

Най-подходящи са въпросите (променливите), които имат висока корелация със *скритата променлива*. Тъй като обаче *скритата променлива* не подлежи на директно измерване и затова се конструира скала за да се оцени, за съжаление, не е възможно да се изчисли директно корелацията ѝ с въпросите. Възможно е обаче да се направи предположение за корелацията на базата на корелацията между въпросите. На Фигура 25.2 всяка от променливите $X_1,\ldots X_5$ са следствие на само една обща (скрита) променлива Y. Тогава връзката (корелацията) между две променливи, например X_2 и X_5, се изчислява като се умножат двата стандартизирани пътекови коефициенти (0.4 и 0.6), защото корелационната връзка между двете променливи се осъществява през променливата Y. Следователно корелацията между двете променливи X_2 и X_5 е равна на: $r_{2,5} = 0.4 \times 0.6 = 0.24$. Аналогично корелацията между променливите X_1 и X_3 е равна на: $r_{1,3} = 0.1 \times 0.2 = 0.02$. Следователно колкото е по-висока корелацията между въпросите, толкова повече може да се предполага, че тя е в следствие на високите стойности на *пътековите коефициенти* между променливите и скритата променлива. Това означава, че ако при конструиране на скалата се използват променливи с висока корелация помежду си скалата ще е по-надеждна. Наличие на отрицателна корелация между две променливи е индикатор че: **(1)** една от двете е ревърсна (обратно-фразирана) променлива или **(2)** че този въпрос не се вписва в групата от другите въпроси. Ето защо въпросите, които имат отрицателна корелация или относително не-висока положителна корелация с другите въпроси трябва да се изключат от изходния набор от въпроси (в примера е *var17*).

За всеки въпрос от изходния набор от въпроси може да се изчисли *средно-аритметичното* и *дисперсията* (Глава 7). Друго характерно свойство за скалата е, че въпросите, които я формират е необходимо да имат сравнително висока дисперсия. Нека на даден въпрос всички респонденти отговарят по един и същи начин. В този случай въпросът *не* открива различие в мнението на респондентите и дисперсията е равна на нула. В обратния случай, в който въпросът открива широки различия в мнението на респондентите, дисперсията на този въпрос е висока. Прекалено високата дисперсия обаче е възможно да е признак на случайна грешка в измерването (Глава 8), която е желателно да се избягва.

За предпочитане е средноаритметично, което е близо да средата на стойностите на въпросите. Например в разгледания пример възможните отговори са кодирани от 1 (*"силно несъгласен"*) до 5 (*"силно съгласен"*) и средната стойност е равна на: $(1+5)/2 = 3$. Следователно всички въпроси, чиято средноаритметична е близо до 3 са по-подходящи от тези, които са "далеч" от 3.

Пример. За да се изчисли корелационната матрица на Пирсън, средно-аритметичните и дисперсиите на всички 27 въпроса (*var1-var27*) е приложен корелационен анализ (Глава 10, Раздел 10.3).

Синтаксисът за командата е:

```
CORRELATIONS
  /VARIABLES=var1 var2 var3 var4 var5 var6 var7 var8 var9 var10 var11
   var12 var13 var14 var15 var16 var17 var18 var19 var20 var21 var22
   var23 var24 var25 var26 var27
  /PRINT=TWOTAIL SIG
  /STATISTICS DESCRIPTIVES
  /MISSING=PAIRWISE .
```

Тъй като корелационната матрица за 27 променливи е много голяма (27×27), тя не подлежи на таблично изобразяване. Показана е частта от нея с негативни корелационни коефициенти: *var17* и *var19*.

	N	239	239	239	239	239	239	239	239	239	239	239
var16	Pearson Correlation	.290	.271	.295	.292	.341	.343	.383	.293	.283	.486	.229
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000
	N	239	239	239	239	239	239	239	239	239	239	239
var17	Pearson Correlation	.005	.047	-.154	-.026	-.051	.094	.056	-.023	-.050	.076	.459
	Sig. (2-tailed)	.935	.466	.017	.692	.431	.148	.390	.726	.442	.245	.000
	N	239	239	239	239	239	239	239	239	239	239	239
var18	Pearson Correlation	.409	.213	.164	.480	.448	.261	.305	.088	.266	.263	.094
	Sig. (2-tailed)	.000	.001	.011	.000	.000	.000	.000	.174	.000	.000	.149
	N	239	239	239	239	239	239	239	239	239	239	239
var19	Pearson Correlation	.021	.122	.020	.182	.164	.136	-.018	-.118	-.017	-.012	.001
	Sig. (2-tailed)	.746	.060	.760	.005	.011	.036	.776	.069	.791	.853	.993
	N	239	239	239	239	239	239	239	239	239	239	239
var20	Pearson Correlation	.318	.029	.067	.196	.250	.133	.158	-.168	.051	-.222	-.074
	Sig. (2-tailed)	.000	.655	.305	.002	.000	.040	.015	.009	.432	.001	.257
	N	239	239	239	239	239	239	239	239	239	239	239
var21	Pearson Correlation	.093	.155	.362	.143	.250	.217	.262	.405	.409	.348	.288
	Sig. (2-tailed)	.151	.017	.000	.027	.000	.001	.000	.000	.000	.000	.000
	N	239	239	239	239	239	239	239	239	239	239	239
var22	Pearson Correlation	.034	.132	.298	.201	.223	.194	.287	.410	.529	.171	.253
	Sig. (2-tailed)	.605	.042	.000	.002	.001	.003	.000	.000	.000	.008	.000
	N	239	239	239	239	239	239	239	239	239	239	239
var23	Pearson Correlation	.266	.121	-.114	.123	.120	.082	.112	.101	.014	.028	.136
	Sig. (2-tailed)	.000	.061	.078	.057	.064	.204	.085	.119	.829	.663	.035
	N	239	239	239	239	239	239	239	239	239	239	239

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
var1	3.95	1.020	239
var2	4.10	.866	239
var3	3.97	.879	239
var4	3.67	1.039	239
var5	3.57	1.094	239
var6	4.01	1.019	239
var7	4.37	.744	239
var8	4.33	.752	239
var9	4.34	.912	239
var10	4.38	.758	239
var11	4.23	.779	239
var12	4.19	.877	239
var13	3.73	1.032	239
var14	3.59	1.152	239
var15	3.05	1.367	239
var16	4.28	.772	239
var17	4.03	1.051	239
var18	3.29	1.043	239
var19	3.65	.944	239
var20	3.22	1.098	239
var21	3.81	.963	239
var22	3.68	.996	239
var23	3.46	1.183	239
var24	3.18	1.073	239
var25	3.50	.983	239
var26	3.61	.933	239
var27	4.12	.938	239

От дескриптивната статистика (таблица Descriptive Statistics) се вижда, че средноаритметичната стойност на въпросите (колона *Mean*) се колебае около средната стойност (3.00), като "далечни" от средната стойност може условно да се приемат въпросите със средноаритметично под 3.40 и над 4.10. Стандартното отклонение (колона *Std. Deviation*) под 0.86 също може да се приеме за ниска.

От представената информация в двете таблици от по-нататъшен анализ се изключват следните 12 въпроси: *var7–var11*, *var15–var20* и *var24*. По този начин от изходния набор от общо 27 въпроса остават 15 въпроса, които се анализират по-нататък.

25.2.7. СТЪПКА 7: ОЦЕНКА НА ВЪПРОСИТЕ ЧРЕЗ ТЕОРИЯ ЗА ТРУДНОСТТА НА ВЪПРОСА

Ако в предишните две стъпки изследователят селектира въпросите от изходния набор, които имат най-голяма причинно-следствена връзка със скритата променлива, в тази стъпка е необходимо той да избере тези от тях, които оценяват скритата променлива независимо кой е респондента. Това се прави чрез *теорията за трудността на въпроса* (Item response theory).

Теорията за трудността на въпроса представлява математически модел, който описва в термините на теорията на вероятностите връзката между отговорите на респондента

на въпросите, формиращи скалата и нивото на скритата променлива, измерена със скалата. Целта е да се направи оценка на следните три аспекта (параметра) на *всеки въпрос*: **(1)** трудност, **(2)** дискриминация и **(3)** отгатване на правилния отговор или даване на фалшив правилен отговор.

Трудността на въпроса се отнася до силата, която респондентът е необходимо да приложи, за да "премине" успешно през него, т. е. да отговори правилно. За да се измери трудността на даден въпрос, на него е необходимо да отговори извадка от респонденти и след това тя да се оцени като *пропорция* на респондентите, отговорили правилно към общото количество на всички респонденти. Например ако на даден въпрос 15% от респондентите отговарят правилно, то тогава *индексът на трудността* за този въпрос е 0.15. Аналогично, ако на даден въпрос 95% от респондентите отговарят правилно, то индексът за трудност на въпроса е 0.95. Целта на изследователя е да включи въпроси с индекс на трудност: **(1)** приблизително еднакъв и **(2)** да е около 0.50.

Дискриминацията е друг важен аспект за полезност на въпроса. Тя се изразява в разграничаване на респондентите, които отговорят правилно на всички въпроси от тези, които не отговарят правилно на всички въпроси. Дискриминацията на даден въпрос се измерва като корелация на Пирсън между средната стойност на отговорите на въпроса и средната стойност за всички въпроси и се нарича *дискриминационен индекс*. Тя приема стойности между -1 и $+1$ като по-големите абсолютни стойности показват желаната от изследователя висока дискриминация. Въпросите с отрицателен дискриминационен индекс се изключват като дистрактори от скалата за измерване във въпросника.

Третият параметър на теорията за трудността на въпросите е **отгатване** или даване на **фалшив (случаен) правилен отговор**. При въпроси с множествен формат на отговорите, респондентът, който не знае кой е правилният отговор, е възможно да го посочи случайно. Подобно отгатване се нарича даване на фалшив правилен отговор.

С помощта на теорията за трудността на въпросите изследователят подбира въпросите с еднаква трудност. Само в този случай е възможно да се приложи Ликерт формат отговори при конструиране на скалата за измерване.

Тъй като теорията за трудността на въпроса излиза извън рамките на целите на учебника, тя няма да се разглежда. Изследователите при необходимост могат да се запознаят с нея по-подробно (Simms & Clark, 2005; Reise & Waller, 2003).

Теорията за трудността на въпроса се основава на конструирането и анализа на въпросник, тест за измерване на *скрити променливи,* при който не се предполага, че всички въпроси са с еднаква трудност.

25.2.8. СТЪПКА 8: ОЦЕНКА НА ВЪПРОСИТЕ ЧРЕЗ ИЗСЛЕДОВАТЕЛСКИ ФАКТОРЕН АНАЛИЗ

Основната цел на факторния анализ (Глава 12) е да се установи броят на скритите променливи, които обясняват корелациите между голямо множество от изходни променливи. В процеса на конструиране на скала за измерване на скрита променлива факторният анализ се използва за намаляване на размерността на матрицата от корелацията между въпросите до набор от фактори или компоненти, които формират предварителния вариант на скалата за измерване.

Факторният анализ е два вида: (а) *изследователски факторен анализ*, който се използва при конструиране на нова скала за измерване и (2) *потвърждаващ факторен анализ*, който се използва при анализ на вече конструирана скала за измерване. Основната разлика между двата вида факторен анализ е, че:

- при *изследователския факторен анализ* не се знае: **(а)** коя променлива към кой фактор се отнася (откъдето произтича неговото име) и **(б)** броят на факторите (скритите променливи) и те се търсят (например: има два фактора). Това е най-често срещаният случай.

  Ако от теорията, съгласно която се конструира скалата, следва конкретно задаване на броя на подскалите на скалата, в този случай не е необходимо изследователят да установява броя на факторите;
- при *потвърждаващ факторен анализ* изследователят знае предварително: **(а)** коя променлива към кой фактор се отнася. Целта на анализа е да се потвърди тази

информация (откъдето произтича и името му) и **(б)** броя на факторите (скритите променливи).

Изследователският факторен анализ е полезен инструмент при конструиране на нова скала за измерване, когато изследователят желае тя да е хомогенна и да измерва една и съща характеристика.

Изследователски факторен анализ е приложен за конструиране на скала за *етническа идентичност*, като са разгледани и двата варианта – когато изследователя съгласно теорията знае или не знае броят на факторите (подскалите).

Пример. В стъпка 6 от изходния набор от въпроси са селектирани 15 въпроса. Ако изследователят не знае броя на подскалите (както най-често се случва на практика), то тогава синтаксисът за *изследователския факторен анализ* е следния:

```
FACTOR
  /VARIABLES var1 var2 var3 var4 var5 var6 var12 var13 var14
             var21 var22 var23 var24 var25 var26 var27
  /MISSING PAIRWISE
  /ANALYSIS  var1 var2 var3 var4 var5 var6 var12 var13 var14
             var21  var22  var23 var24 var25 var26 var27
  /PRINT INITIAL CORRELATION DET KMO EXTRACTION ROTATION
  /FORMAT SORT BLANK(.10)
  /PLOT EIGEN ROTATION
  /CRITERIA MINEIGEN(1) ITERATE(25)
  /EXTRACTION PC
  /CRITERIA ITERATE(25)
  /ROTATION VARIMAX
  /METHOD=CORRELATION .
```

Основни изходни таблици (виж Глава 12, Раздел 12.3.4 и Раздел 12.3.5):

Rotated Component Matrix [a]

	Component			
	1	2	3	4
var6	.820		.252	
var2	.766		.266	
var1	.728	.129	.120	.225
var4	.648	.549		
var27	.598	.377		
var5	.569	.409	.326	.115
var24		.848		.144
var14	.286	.659	.314	
var26		.417	.752	
var3	.430		.705	-.176
var12	.342	.223	.627	.320
var23	.134		-.183	.843
var25			.410	.729

Undefined error #11401 - Cannot open text file "c:\PROGRA~1\SPSSEV~1\en\windows\spss.err": No such f
Undefined error #11408 - Cannot open text file "c:\PROGRA~1\SPSSEV~1\en\windows\spss.err": No such f

a. Rotation converged in 8 iterations.

KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		.834
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	1235.006
	df	78
	Sig.	.000

От таблица **KMO and Bartlett's Test** (Мярка за адекватност на извадката на Кайзер-Мейер-Олкин (KMO) и тест на Бартлет за сферичност) следва: **(1)** че мярката за адекватност **Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)** е 0.834 и е по-голяма от минимално допустимата стойност 0.60. Това показва, че броят на променливите (въпросите) за всеки фактор е достатъчен; **(2)** тестът на Бартлет **Bartlett's Test** е статистически значим $p < 0.001$, което означава, че променливите (въпросите) са достатъчно силно корелирани, за да *започне* факторният анализ.

От таблица **Total Variance Explained** (Обяснена обща дисперсия) следва, че данните формират 4 фактора (в примера – подскали), защото за всеки фактор *собственото значение* (Eigenvalue) трябва да е по-голямо от 1 (виж Глава 12, Раздел 12.3).

Таблица **Rotated Component Matrix** (Ротирана компонентна матрица) показва всяка променлива (въпрос) към кой фактор (подскала) се отнася. Във всяка колона се съдържа информация за факторните тегла на 15 изходни променливи. Факторните тегла, които

представляват корелация между дадената променлива и фактора лежат в основата при взимане на решение коя от тях към кой фактор да се отнесе. Най-високото факторно тегло за всяка променлива за всеки от четирите фактора (подскали) показва към кой фактор се отнася променливата.

Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	5.102	39.246	39.246	5.102	39.246	39.246	3.303	25.405	25.405
2	1.353	10.407	49.653	1.353	10.407	49.653	2.022	15.555	40.960
3	1.221	9.394	59.047	1.221	9.394	59.047	2.018	15.524	56.483
4	1.149	8.840	67.888	1.149	8.840	67.888	1.483	11.404	67.888
5	.790	6.075	73.963						
6	.675	5.193	79.156						
7	.582	4.476	83.632						
8	.468	3.603	87.235						
9	.435	3.343	90.578						
10	.396	3.044	93.622						
11	.325	2.504	96.126						
12	.271	2.081	98.206						
13	.233	1.794	100.000						

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Пример. В стъпка 6 от изходния набор от въпроси са селектирани 15 въпроса. Ако изследователят знае, че съгласно теорията броят на подскалите е **2**, то тогава синтаксисът за *изследователския факторен анализ* е следния:

```
FACTOR
   /VARIABLES    var1 var2 var3 var4 var5 var6 var12 var13 var14
                 var21 var22 var23 var24 var25 var26 var27
   /MISSING PAIRWISE
   /ANALYSIS     var1 var2 var3 var4 var5 var6 var12 var13 var14
                 var21 var22 var23 var24 var25 var26 var27
   /PRINT INITIAL CORRELATION DET KMO EXTRACTION ROTATION
   /FORMAT SORT BLANK(.10)
   /PLOT EIGEN ROTATION
   /CRITERIA FACTORS(2) ITERATE(25)
   /EXTRACTION PC
   /CRITERIA ITERATE(25)
   /ROTATION VARIMAX
   /METHOD=CORRELATION.
```

Основни изходни таблици (виж Глава 12, Раздел 12.3.4 и Раздел 12.3.5):

Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	5.502	34.390	34.390	5.502	34.390	34.390	4.455	27.844	27.844
2	1.914	11.964	46.354	1.914	11.964	46.354	2.962	18.511	46.354
3	1.419	8.869	55.223						
4	1.274	7.964	63.187						
5	.976	6.101	69.288						
6	.815	5.095	74.383						
7	.703	4.395	78.778						
8	.622	3.885	82.663						
9	.537	3.359	86.022						
10	.497	3.106	89.128						
11	.390	2.435	91.562						
12	.347	2.167	93.729						
13	.298	1.861	95.590						
14	.261	1.632	97.222						
15	.251	1.568	98.790						
16	.194	1.210	100.000						

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Rotated Component Matrix [a]

	Component	
	1	2
var1	.759	
var4	.739	.188
var5	.720	.306
var6	.716	.233
var2	.676	.164
var27	.632	
var12	.590	.358
var24	.443	.243
var25	.424	
var23	.387	-.246
var13	.357	
var22		.860
var21		.821
var26	.299	.716
var14	.461	.550
var3	.377	.506

Undefined error #11401 - Cannot open text file "c:\PROGRA~1\SPSSEV~1\en\windows\spss.err": No such f
Undefined error #11408 - Cannot open text file "c:\PROGRA~1\SPSSEV~1\en\windows\spss.err": No such f

a. Rotation converged in 3 iterations.

KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		.803
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	1625.284
	df	120
	Sig.	.000

От таблица **KMO and Bartlett's Test** (Мярка за адекватност на извадката на Кайзер-Мейер-Олкин (KMO) и тест на Бартлет за сферичност) следва: **(1)** че мярката за адекватност **Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)** е 0.803 и е по-голяма от минимално допустимата стойност 0.60. Това показва, че броят на променливите (въпросите) за всеки фактор е достатъчен; **(2)** тестът на Бартлет **Bartlett's Test** е статистически значим $p < 0.001$, което означава, че променливите (въпросите) са достатъчно силно корелирани, за да *започне* факторният анализ.

В таблица **Total Variance Explained** (Обяснена обща дисперсия) са дадени *собствените значения* (Eigenvalue) на двата фактора, които са по-големи от 1 (виж Глава 12, Раздел 12.3).

Таблица **Rotated Component Matrix** (Ротирана компонентна матрица) показва всяка променлива (въпрос) към кой от двата фактора (подскали) се отнася. Във всяка колона се съдържа информация за факторните тегла на 15 изходни променливи. Факторните тегла, които представляват корелацията между дадената променлива и фактора лежат в основата за взимане на решение коя от тях към кой фактор да се отнесе. Най-високото факторно тегло за всяка променлива за всеки от двата фактора (подскали) показва към кой фактор се отнася променливата.

25.2.9. СТЪПКА 9: НАДЕЖДНОСТ НА СКАЛАТА ЗА ИЗМЕРВАНЕ

В теорията на измерването надеждността е фундаментално понятие (Глава 8). При конструирането на скала като мярка за вътрешната съгласуваност на въпросите, които я формират се използва коефициентът алфа на Кронбах (Cronbch's coefficient alpha α). Той се изчислява на базата на средноаритметичните стойности или средните корелации за всеки въпрос от скалата с всеки друг въпрос (виж Глава 8, Раздел 8.5). По принцип една скала се смята за надеждна ако стойностите на коефициента алфа α са над 0.70. Ако скалата се състои от малко на брой въпроси (по-малко от 10) може да се приемат за нормални и стойности за алфа α над 0.60. Ако обаче алфа α е над 0.90 се допуска, че е възможно да има повторение на някои от въпросите или че скалата се състои от повече въпроси от колкото на практика са необходими. Ето защо препоръчителните стойности за коефициента алфа α са в диапазона 0.70-0.90.

Пример. В стъпка 6 от изходния набор от въпроси са селектирани 15 въпроса и е необходимо да се провери каква е надеждността на скалата за измерване ако всички са включени в нея. Синтаксисът за командата за надеждност (Глава 8) е следния:

```
RELIABILITY
  /VARIABLES=var1 var2 var3 var4 var5 var6 var12 var13 var14
             var21  var22  var23 var24 var25 var26 var27
  /SCALE('ALL VARIABLES')  ALL/MODEL=ALPHA
  /STATISTICS=DESCRIPTIVE SCALE CORR
  /SUMMARY=TOTAL MEANS CORR .
```

Основни изходни таблици (виж Глава 8, Раздел 8.5.3 и Раздел 8.5.4):

Item Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
var1	3.95	1.020	239
var2	4.10	.866	239
var3	3.97	.879	239
var4	3.67	1.039	239
var5	3.57	1.094	239
var6	4.01	1.019	239
var12	4.19	.877	239
var13	3.73	1.032	239
var14	3.59	1.152	239
var21	3.81	.963	239
var22	3.68	.996	239
var23	3.46	1.183	239
var24	3.18	1.073	239
var25	3.50	.983	239
var26	3.61	.933	239
var27	4.12	.938	239

Reliability Statistics

Cronbach's Alpha	Cronbach's Alpha Based on Standardized Items	N of Items
.857	.861	16

Item-Total Statistics

	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Squared Multiple Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
var1	56.19	71.828	.569	.496	.845
var2	56.04	73.742	.552	.538	.847
var3	56.17	74.795	.469	.487	.850
var4	56.47	70.511	.637	.622	.841
var5	56.57	68.893	.695	.619	.838
var6	56.13	71.088	.616	.606	.843
var12	55.95	72.804	.610	.518	.844
var13	56.41	75.983	.314	.316	.858
var14	56.56	69.660	.609	.600	.842
var21	56.33	75.575	.370	.566	.855
var22	56.46	75.082	.384	.595	.854
var23	56.69	77.628	.176	.330	.867
var24	56.96	73.486	.439	.414	.852
var25	56.64	76.323	.315	.346	.857
var26	56.54	72.712	.573	.525	.845
var27	56.02	73.945	.488	.373	.849

От таблица **Reliability Statistics** (Статистика за надеждността) следва, че коефициентът алфа на Кронбах (колона **Cronbach's Alpha** α) е равен на $\alpha = 0.857 > 0.70$.

Таблицата **Item Statistics** (Статистика на въпросите) съдържа дескриптивна статистика за всеки от въпросите. Тази информация (средноаритметичното и дисперсията) се използва, за да се прецени кой от въпросите да се изключи при конструиране на скалата (стъпка 6).

В третата колона на таблица **Item-Total Statistics** (Обща статистика за въпросите) **Corrected Item-Total Correlation** (Корегиран въпрос-обща корелация) са дадени корелациите между всеки от въпросите с общата/сумата на другите 14 $(15-1=14)$ въпроси. Ако корелацията за даден въпрос е по-голяма от 0.40 се смята, че той е добре корелиран с другите въпроси и е добър компонент от скалата в която ще се включи. Въпросите с отрицателна или ниска положителна корелация следва да не се включват при конструиране на скалата, защото не се корелират достатъчно с нея. Под ниска положителна корелация обикновено се имат предвид стойностите по-малки от 0.30, но

при по-големи извадки е допустимо те да са и по-високи. От примера се вижда, че въпрос *var23* е необходимо да се изключи от последващия анализ, защото корелацията му с останалите 14 въпроса е много ниска: $r = 0.176 < 0.30$.

Последната колона **Cronbach's Alpha, if Item Deleted** (Алфа на Кронбах ако въпросът е изтрит) дава информация каква е стойността на α ако даден въпрос отпадне от скалата. Всеки въпрос чието отпадане от скалата води до увеличаване на стойността на α се разглежда като потенциален въпрос, който не трябва да се включва в нея. В примера коефициентът алфа на Кронбах, когато са включени всички 15 въпроса във формирането на скала е равен на $\alpha = 0.857$ (от първата таблица). Ако обаче променливата *var23* се изключи от скалата, тогава коефициентът алфа на Кронбах за останалите 14 въпроса, които образуват скала се увеличава и е равен на $\alpha = 0.867$. Ето защо добра идея е променливата *var23* да отпадне от скалата.

25.2.10. СТЪПКА 10: ВАЛИДНОСТ НА СКАЛАТА ЗА ИЗМЕРВАНЕ

Валидността на дадено измерване отговаря на въпроса дали наистина конструираната скала за измерване измерва това, за което е предназначена (виж: Глава 8, Раздел 8.6). Установяването на надеждността на скалата (стъпка 9) не гарантира, че скритата променлива, която измерват въпросите е наистина скритата променлива, която изследователят желае да измери и да анализира. Например изследователят желае да конструира скала за измерване на *етническа идентичност*, той е селектирал необходимия брой въпроси, които формират надеждна скала, но се оказва, че мери *културна идентичност* и затова не е валидна при използване за изследване на етническа идентичност. Тя е валидна при анализ на културна идентичност. В тази стъпка на конструиране на скалата изследователят е необходимо да покаже каква е *конструктивната валидност* на новата скала, т. е. да покаже до каква степен се наблюдава *съгласуваност* между резултатите от измерването и теорията. Конструктивната валидност (Cronbach & Meehl, 1955) се отнася до теоретичната връзка между скритата променлива и други променливи. Например, съгласно теорията може да следва, че новата скала трябва да е: **(1)** положително корелирана с променливите (скалите) ***A*** и ***B***; **(2)** отрицателно корелирана с променливите ***C*** и ***D*** и **(3)** некорелирана с променливите ***E*** и ***F***. В този случай конструираната от изследователя скала за измерване трябва да има същите взаимовръзки (т. е., корелации (виж Глава 10) с променливите ***A***, ***B***, ***C***, ***D***, ***E*** и ***F***).

Степента, в която емпиричната корелация съответства на прогнозираната корелация съгласно теорията показва колко добре новата скала измерва характеристиката, която твърди, че измерва.

Пример. В стъпка 2 се конструира скалата за етническа идентичност като средноаритметично (Глава 5, Раздел 5.4.3) на селектираните 15 въпроса в стъпка 6:

```
COMPUTE
   Ethnic_identity=(var1+var2+var3+var4+var5+var6+var12+var13+var14
                   +var21+var22+var23+var24+var25+var26+var27)/15.
   VARIABLE LABELS  Ethnic_identity 'Ethnic  scale'.
EXECUTE.
```

Съгласно теорията (виж: Phinney & Ong, 2007) конструираната скала за *етническа идентичност* трябва да е (виж Таблица 10.2): **(1)** ниско положително корелирана със скалите за *ориентация в живота* (Scheier, Carver & Bridges, 1994), *самооценка* (Rosenberg, 1965) и *усещане за контрол* (Pearlin & Schooler, 1978); **(2)** ниско отрицателно корелирана със скалата за *степен на изпитвана самота* (Russell, 1996) и **(3)** да е високо положителна корелирана със скалата за отдавано *значение на собствената нация* (Taylor, 1981).

За да се изчисли корелационната матрица на Пирсън между конструираната скала за етническа идентичност (променливата *Ethnic_identity*) и скалите за ориентация в живота (променливата *Optimism*), самооценка (променливата *Self_esteem*), усещане за контрол (променливата *Sense_of_mastery*), степен на изпитвана самота (променливата *Loneliness*) и отдавано значение на собствената нация (променливата *Salience_of_ethnicity*) е използван корелационният анализ (Глава 10, Раздел 10.3).

Синтаксисът за командата е:

```
CORRELATIONS
  /VARIABLES= Ethnic_identity Optimism Self_esteem Sense_of_mastery
              Loneliness Salience_of_ethnicity
  /PRINT=TWOTAIL SIG
  /STATISTICS DESCRIPTIVES
  /MISSING=PAIRWISE .
```

Correlations

		Ethnic_identity	Optimism	Self_esteem	Sense_of_mastery	Loneliness	Salience_of_ethnicity
Ethnic_identity	Pearson Correlation	1	-.010	-.175	.413	-.087	.558
	Sig. (2-tailed)		.880	.007	.000	.179	.000
	N	239	239	237	239	239	239
Optimism	Pearson Correlation	-.010	1	.585	-.238	-.410	.069
	Sig. (2-tailed)	.880		.000	.000	.000	.287
	N	239	239	237	239	239	239
Self_esteem	Pearson Correlation	-.175	.585	1	-.496	-.520	.009
	Sig. (2-tailed)	.007	.000		.000	.000	.896
	N	237	237	237	237	237	237
Sense_of_mastery	Pearson Correlation	.413	-.238	-.496	1	.302	.111
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.000		.000	.087
	N	239	239	237	239	239	239
Loneliness	Pearson Correlation	-.087	-.410	-.520	.302	1	-.078
	Sig. (2-tailed)	.179	.000	.000	.000		.228
	N	239	239	237	239	239	239
Salience_of_ethnicity	Pearson Correlation	.558	.069	.009	.111	-.078	1
	Sig. (2-tailed)	.000	.287	.896	.087	.228	
	N	239	239	237	239	239	239

Основната изходна таблица е **Correlations** (Корелации), която е с размерност 6×6 и представлява корелационната матрица за изследваните шест променливи.

В първата колона на таблицата се съдържат интересуващите изследователя корелационни коефициенти. Техният анализ показва, че така конструираната от 15 въпроси скала за етническа идентичност не е валидна, защото корелацията ѝ със скалата за *ориентация в живота* и *самооценка* е отрицателна $r = -0.10$ и $r = -0.175$, вместо да е положителна. Освен това корелацията със скалата за *усещане за контрол* е средно положителна $r = 0.413$, вместо да е ниска положително.

25.2.11. СТЪПКА 11: ОПТИМИЗИРАНЕ НА БРОЯ НА ВЪПРОСИТЕ ОТ СКАЛАТА

От стъпка 6 до стъпка 10 представляват различни критерии за селектиране на подходящи въпроси за включване в скалата за измерване. За съжаление всеки един от тях дава различна оценка за това кой въпрос е подходящ и кой не е подходящ да се включи в скалата. Ето защо на практика конструирането на скала е итеративен процес като изследователят повтаря няколко пъти стъпки от 6 до 10 като се стреми да подбере тези въпроси, които според него удовлетворяват максимално всички критерии. Няма еднозначен отговор каква да е дължината на скалата, т. е. колко въпроса да включва. По принцип колкото тя е по-къса (съставена е от по-малко въпроси), толкова е по-лесно респондентът да им отговори. От друга страна обаче по-късите скали имат по-ниска надеждност от колкото по-големите.

След като е конструирана скалата за измерване следва най-важният за изследователя момент – нейното прилагане, защото основната **цел** на всяко измерване е получените резултати от него да се анализират. При конструиране на нова скала е желателно изследователят да покаже какъв отговор дава тя на формулираните научни хипотези. Затова той трябва да събере нова извадка, чиито резултати да анализира. По този начин се измерва външната валидност на скалата (Глава 8, Раздел 8.6).

В следващия раздел 25.3 е направен анализ на вече конструирана скала за измерване.

Пример. Фини (Phinney & Ong, 2007) е конструирала своята скала за *етническа идентичност* като е селектирала първите шест въпроса от изходния набор от

въпроси (стъпка 2): *var1*, *var2*, *var3*, *var4*, *var5* и *var6*. Удовлетворява ли конструираната скала критериите за селекция на въпросите?

В **стъпка 6**, в която се прави корелационен анализ се получават следните резултати (Глава 10, Раздел 10.3):

```
CORRELATIONS
  /VARIABLES=var1 var2 var3 var4 var5 var6
  /PRINT=TWOTAIL SIG
  /STATISTICS DESCRIPTIVES
  /MISSING=PAIRWISE .
```

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
var1	3.95	1.020	239
var2	4.10	.866	239
var3	3.97	.879	239
var4	3.67	1.039	239
var5	3.57	1.094	239
var6	4.01	1.019	239

Correlations

		var1	var2	var3	var4	var5	var6
var1	Pearson Correlation	1	.482	.369	.492	.531	.522
	Sig. (2-tailed)		.000	.000	.000	.000	.000
	N	239	239	239	239	239	239
var2	Pearson Correlation	.482	1	.412	.403	.390	.680
	Sig. (2-tailed)	.000		.000	.000	.000	.000
	N	239	239	239	239	239	239
var3	Pearson Correlation	.369	.412	1	.304	.474	.456
	Sig. (2-tailed)	.000	.000		.000	.000	.000
	N	239	239	239	239	239	239
var4	Pearson Correlation	.492	.403	.304	1	.673	.564
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.000		.000	.000
	N	239	239	239	239	239	239
var5	Pearson Correlation	.531	.390	.474	.673	1	.518
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.000	.000		.000
	N	239	239	239	239	239	239
var6	Pearson Correlation	.522	.680	.456	.564	.518	1
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.000	.000	.000	
	N	239	239	239	239	239	239

От дескриптивната статистика се вижда, че средноаритметичната стойност на въпросите се колебае около средната стойност (3.00) и дисперсията е относително хомогенна (около 1.0). Корелационната матрица за шестте променливи не съдържа негативни корелации.

В **стъпка 8**, в която се прави изследователски факторен анализ, според Фини (Phinney & Ong, 2007), съгласно теорията, скалата за етническа идентичност има две подскали:

```
FACTOR
   /VARIABLES   var1 var2 var3 var4 var5 var6
   /MISSING PAIRWISE
   /ANALYSIS    var1 var2 var3 var4 var5 var6
   /PRINT INITIAL CORRELATION DET KMO EXTRACTION ROTATION
   /FORMAT SORT BLANK(.10)
   /PLOT EIGEN ROTATION
   /CRITERIA FACTORS(2) ITERATE(25)
   /EXTRACTION PC
   /CRITERIA ITERATE(25)
   /ROTATION VARIMAX
   /METHOD=CORRELATION.
```

Основни изходни резултати (Глава 12, Раздел 12.3.3 и Раздел 12.3.4):

KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		.810
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	598.817
	df	15
	Sig.	.000

Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	3.440	57.332	57.332	3.440	57.332	57.332	2.117	35.287	35.287
2	.782	13.028	70.360	.782	13.028	70.360	2.104	35.073	70.360
3	.686	11.429	81.789						
4	.519	8.657	90.446						
5	.305	5.077	95.523						
6	.269	4.477	100.000						

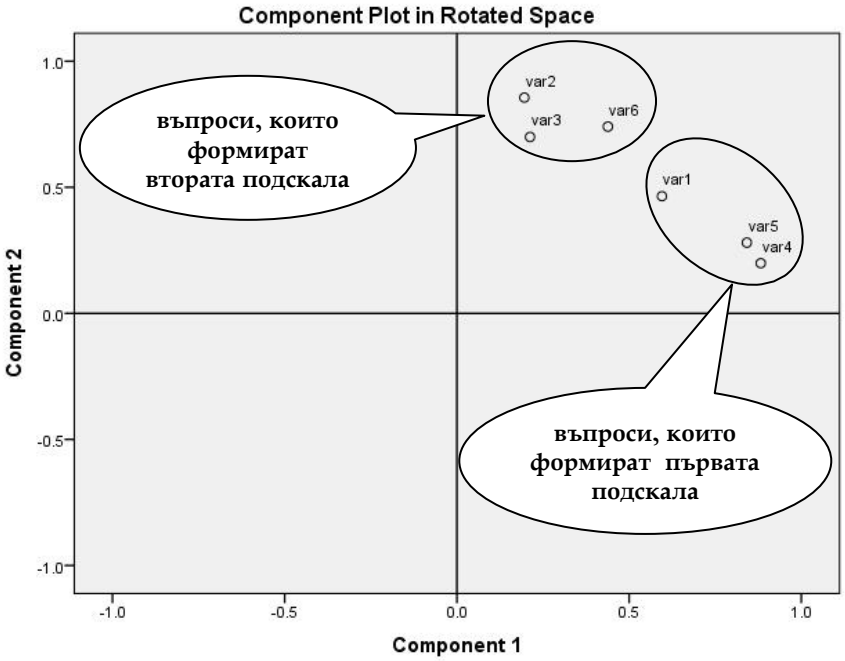
Extraction Method: Principal Component Analysis.

Rotated Component Matrix[a]

	Component	
	1	2
var4	.882	.199
var5	.842	.281
var1	.595	.465
var2	.196	.856
var6	.438	.741
var3	.212	.700

Extraction Method: Principal Component Analysis.
Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.

a. Rotation converged in 3 iterations.



От горните таблици следва, че мярката за адекватност (*The Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy*) е 0.810, което надвишава препоръчаната стойност от 0.60. Тестът на Бартлет за сферичност (Bartlett's Test) е статистически значим ($p < 0.001$). Въпроси *var4*, *var5* и *var1* образуват първата подскала, която авторите са нарекли *желание за изследване на собствената етническа група*. Въпроси *var2*, *var6* и *var3* образуват втората подскала, която авторите са нарекли *степен на обвързаност с етническата идентичност* (виж Кутия 5.3).

В **стъпка 9**, в която се анализира надеждността на скалата коефициентът алфа на Кронбах (Cronbch's coefficient alpha α) се изчислява по следния начин:

```
RELIABILITY
  /VARIABLES= var1 var2 var3 var4 var5 var6
  /SCALE('ALL VARIABLES')  ALL/MODEL=ALPHA
  /STATISTICS=DESCRIPTIVE SCALE CORR
  /SUMMARY=TOTAL MEANS CORR .
```

Основни изходни таблици (Глава 8, Раздел 8.5.3 и Раздел 8.5.4):

Reliability Statistics

Cronbach's Alpha	Cronbach's Alpha Based on Standardized Items	N of Items
.850	.849	6

Item Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
var1	3.95	1.020	239
var2	4.10	.866	239
var3	3.97	.879	239
var4	3.67	1.039	239
var5	3.57	1.094	239
var6	4.01	1.019	239

Item-Total Statistics

	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Squared Multiple Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
var1	19.33	14.281	.626	.399	.827
var2	19.18	15.255	.612	.494	.830
var3	19.31	15.801	.511	.315	.846
var4	19.61	14.020	.648	.532	.822
var5	19.71	13.433	.688	.560	.815
var6	19.27	13.659	.723	.592	.807

От получените резултати следва, че коефициентът алфа на Кронбах (колона **Cronbach's Alpha** α) е равен на $\alpha = 0.850 > 0.70$. От информацията в колоната **Cronbach's Alpha, if Item Deleted** (Алфа на Кронбах ако въпросът е изтрит) следва, че премахването на който и да е от шестте въпроса, формиращи скалата води до намаляване на нейната надеждност (коефициентът алфа на Кронбах), което показва, че тя е конструирана много добре.

В **стъпка 10** се анализира валидността на скалата за измерване по следния начин: Първо се изчислява скалата за етническа идентичност като средноаритметично на шестте въпроса (Глава 5, Раздел 5.4.3):

```
COMPUTE
   Ethnic_identity=(var1+var2+var3+var4+var5+var6)/6.
   VARIABLE LABELS  Ethnic_identity 'Ethnic  scale'.
EXECUTE.
```

След това се изчислява корелацията между шестте променливи (Глава 10, Раздел 10.3):

```
CORRELATIONS
  /VARIABLES= Ethnic_identity Optimism Self_esteem Sense_of_mastery
              Loneliness Salience_of_ethnicity
  /PRINT=TWOTAIL SIG
  /STATISTICS DESCRIPTIVES
  /MISSING=PAIRWISE .
```

Correlations

		Ethnic_identity	Optimism	Self_esteem	Sense_of_mastery	Loneliness	Salience_of_ethnicity
Ethnic_identity	Pearson Correlation	1	.060	-.018	.320	-.043	.542
	Sig. (2-tailed)		.355	.783	.000	.510	.000
	N	239	239	237	239	239	239
Optimism	Pearson Correlation	.060	1	.585	-.238	-.410	.069
	Sig. (2-tailed)	.355		.000	.000	.000	.287
	N	239	239	237	239	239	239
Self_esteem	Pearson Correlation	-.018	.585	1	-.496	-.520	.009
	Sig. (2-tailed)	.783	.000		.000	.000	.896
	N	237	237	237	237	237	237
Sense_of_mastery	Pearson Correlation	.320	-.238	-.496	1	.302	.111
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.000		.000	.087
	N	239	239	237	239	239	239
Loneliness	Pearson Correlation	-.043	-.410	-.520	.302	1	-.078
	Sig. (2-tailed)	.510	.000	.000	.000		.228
	N	239	239	237	239	239	239
Salience_of_ethnicity	Pearson Correlation	.542	.069	.009	.111	-.078	1
	Sig. (2-tailed)	.000	.287	.896	.087	.228	
	N	239	239	237	239	239	239

В този случай само корелацията със *самооценката* е слабо негативна $r = -0.018$, вместо да е ниско позитивна, но в оригиналната статия (Phinney & Ong, 2007) всички хипотези за валидност (виж Раздел 25.2.3) са изпълнени.

25.3 ОСНОВНИ ЕТАПИ НА АНАЛИЗА НА СКАЛА ЗА ИЗМЕРВАНЕ

В този раздел са обобщени накратко основните етапи при анализ на скала за измерване. Представена е скалата за *етническа идентичност* (Phinney & Ong, 2007), приложена за изследване на *националната идентичност* на студенти от мнозинството (за групата на мнозинството те съвпадат (Barrett, 2007)) от България, Чехия и Австрия (Ганева, 2011).

25.3.1. ЕТАП 1: ФОРМУЛИРАНЕ НА ИЗСЛЕДОВАТЕЛСКИ ВЪПРОСИ И ИЗСЛЕДОВАТЕЛСКИ ХИПОТЕЗИ

След като е избрана темата за изследване и са формулирани изследователските въпроси и хипотези, се определя кои скали ще се анализират (Глава 2).

- Отговорите на **изследователските въпроси** се дават в проведеното изследване. Желателно е те да са максимално конкретни.
- **Изследователските хипотези** представляват прогнозируеми твърдения за връзка между променливите, които подлежат на доказателство.
- Не всяка хипотеза обаче е научна хипотеза. Основната характеристика на научните хипотези е, че те подлежат на прогнозиране и опровержение.
- Целта на всяко научно изследване е да се проверят издигнатите от изследователя научни хипотези, като за целта се провеждат необходимите статистически тестове за проверка на статистическите (а не на научните) хипотези. *Не всяка научна хипотеза може да се провери статистически*, затова трябва да се формулират само статистически проверяеми научни хипотези.

Кутия 25.1 Скала за *етническа идентичност* (Phinney & Ong, 2007) – етап 1.

Например скалата за *етническа идентичност* (Phinney & Ong, 2007) има две подскали: **(1)** *желание за изследване на собствената етническа група* и **(2)** *степен на обвързаност с етническата идентичност* (виж Кутия 5.3). Научните хипотези могат да се формулират както към скалата като цяло, така и към една от двете подскали.

- Първо изследователят формулира изследователските въпроси като например: "Как варира *етническа идентичност* като функция на пола?"
- От изследователския въпрос той формулира изследователската (научна) хипотеза, която представлява твърдение като например: "*Етническата идентичност* е различна за групата на мъжете и жените ".
- От всяка формулирана изследователска (научна) хипотеза произтичат статистическите хипотези, които на практика подлежат на емпирична проверка.

  Ако изследователят формулира изследователски въпрос за скалата за измерване (например: скалата за етническа идентичност), за която не може да се формулира статистическа хипотеза, то на изследователската хипотеза не може да се отговори и съответно резултатите от скалата за измерване не подлежат на анализ.

  На практика всяка скала за измерване се анализира само по отношение на изследователски въпроси, за които е възможно да се формулират статистически хипотези. Ето защо изборът на статистически анализ е основна задача при анализ на скалата за измерване и е разгледан подробно в Глава 9: "Избор и интерпретация на подходяща статистическа процедура".
- Статистическата хипотеза H_1 (виж: Глава 1, Раздел 1.12) за формулираната по-горе изследователска хипотеза е:

  $H_0 : \mu_1 = \mu_2$ Средноаритметичните стойности на *етническата идентичност* за мъжете и жените са еднакви.

  $H_1 : \mu_1 \neq \mu_2$ Средноаритметичните стойности на *етническата идентичност* за мъжете и жените не са еднакви.

  Въпреки че формулираната от изследователя статистическа хипотеза H_1, наречена още алтернативна или експериментална, в случая е за различие, де факто винаги се прави

статистическа проверка на нулевата хипотеза H_0 за равенство, т. е. че липсва различие.

В примера така формулираната статистическа хипотеза H_0 се проверява чрез *t*-тестът за независими извадки (Глава 13) или с еднофакторен дисперсионен анализ на две независими групи (Глава 14).

- Резултатът от проверката на статистическата хипотеза H_0 позволява на изследователя да отговори на изследователската хипотеза и на изследователския въпрос.

25.3.2. ЕТАП 2: КОНСТРУИРАНЕ НА ВЪПРОСНИК ЗА АНАЛИЗ НА СКАЛА – РАЗРАБОТВАНЕ НА ДИЗАЙН НА ИЗСЛЕДВАНЕ

От формулираните от изследователя изследователски хипотези относно скалата за измерване (например: скалата за етническа идентичност) се съставя: дизайн на изследване, въпросник за събиране и метода за събиране на данните. Въпросникът или анкетата се съставя въз основа на формулираните изследователски въпроси. След като обаче данните са събрани могат да се анализират само изследователски въпроси, за които има събрани данни, които са включени във въпросника. Ето защо за предпочитане е изследователят да включи във въпросника повече изследователски въпроси отколкото след това да се окаже, че някои изследователски хипотези не могат да бъдат проверени.

Условно въпросникът за анализ на всяка скала се състои от две части: **(1)** въпросите, които формират скалата за измерване и **(2)** дескриптивни въпроси.

Скалата за измерване винаги е *зависимата променлива*, а дескриптивните променливи в повечето анализи са *независимите променливи* (Глава 1, Раздел 1.5). Анализът на скалата се провежда по отношение на независимите променливи и затова в зависимост от изследователските въпроси изследователят е необходимо да включи конкретни въпроси.

Кутия 25.2 Скала за *етническа идентичност* (Phinney & Ong, 2007) – етап 2.

Нека изследователската хипотеза е: "Етническата идентичност за групата на *мъжете* и *жените* е различна". За да я провери изследователят трябва да включи във въпросника променливата *пол*, която има две стойности – мъж и жена.

За изследователската хипотеза: "Етническата идентичност е различна за различните *възрастови групи*" е необходимо да се включи във въпросника променливата *възраст*, която има различни стойности за различните възрастови групи.

За да се провери изследователската хипотеза: "Етническата идентичност на групата на мнозинството в различните *държави* е различна" е необходимо да се включи във въпросника променливата *държава*, която има в примера три стойности: България, Австрия и Чехия (виж: Ганева, 2011). За групата на мнозинството *етническата* и *националната* идентичности съвпадат (Barrett, 2007).

Нека така звучат трите изследователски въпроса и в случая въпросникът е следния:

var1	Отделих време, за да разбера повече за собствената ми национална група, като например нейната история, традиции и обичаи.
var2	Имам силно чувство за принадлежност към собствената ми национална група.
var3	Разбирам доста добре какво означава за мен принадлежността ми към национална група в аспект как да се отнасям към хора от моята и другите национални групи.
var4	Често правя неща, които ми помагат да разбера по-добре историята на моята национална група.
var5	Често говоря с хората с цел да науча повече неща за моята национална група.
var6	Чувствам силна привързаност към собствената ми национална група.
var7	Пол
var8	Възраст
var9	Държава

Първите шест въпроса от *var1*, …, до *var6* формират скалата за етническа идентичност с 5-степенни отговори във формат на Ликерт за съгласие, които се кодират съответно от *1 – "силно несъгласен" 3 – "неутрално мнение"* до *5 – "силно съгласен"*.

Останалите три въпроса от *var7*, *var8* и *var9* са дескриптивни като отговорите им се кодират по следния начин: пол (1 – *мъж*; 2 – *жена*), възраст (в навършени години) и държава, от която е респондентът (1 – *България*; 2 – *Австрия*; 3 – *Чехия*).

25.3.3. ЕТАП 3: ИЗЧИСЛЯВАНЕ НА НАДЕЖДНОСТТА НА СКАЛАТА ЗА ИЗМЕРВАНЕ

След като въпросникът е конструиран следва неговото събиране, кодиране, въвеждане и изчистване на грешките на събраните данни (Глава 4). Преди да се премине към изчисляване и анализ на скалата за измерване обаче е необходимо да се провери дали измерването е надеждно и валидно за събраната извадка.

Тъй като скалата за етническа идентичност е формирана от шест въпроса във формат на Ликерт, тя е интервална (виж: Глава 1, Раздел 1.6.6). В този случай за проверка на надеждността на скалата се използва коефициентът алфа на Кронбах (Cronbch's coefficient alpha α) (виж: Глава 8, Раздел 8.5). Обикновено се приема, че при стойности на коефициента алфа α по-големи от 0.70 скалата е надеждна и получените резултати може да се анализират. При по-малки стойности се смята, че измерването не е надеждно и получените стойности не подлежат на анализ. В този случай е необходимо да се увеличи извадката. Ако и тогава надеждността не е достатъчно висока изследователят е необходимо да се откаже от приложението на разработената скала за измерване.

☐ ***Не е разрешено*** *да се променя скалата за измерване като се изключват или включват въпроси в нея, за да се подобри надеждността ѝ*. Скалата за измерване се определя от нейния автор, той я проверява, че е надеждна и валидна. Ако обаче *с данните на изследователя* скалата се оказва че не мери надеждно и/или не е валидна, проблемът не е в скалата, а в събраната от изследователя извадка.

Кутия 25.3 Скала за *етническа идентичност* (Phinney & Ong, 2007) – етап 3.

Изчислява се надеждността на скалата за етническа идентичност чрез коефициента Алфа (α) на Кронбах за цялата извадка ($N = 264$) по следния начин (Глава 8, Раздел 8.5.2):

```
RELIABILITY
  /VARIABLES= var1 var2 var3 var4 var5 var6
  /SCALE('ALL VARIABLES')  ALL/MODEL=ALPHA
  /STATISTICS=DESCRIPTIVE SCALE CORR
  /SUMMARY=TOTAL MEANS CORR .
```

Получените резултати подлежат на сравнение с резултатите, получени при конструиране на скалата (Phinney & Ong, 2007).

От резултатите следва (Глава 8, Раздели 8.5.3 и 8.5.4): че коефициентът алфа на Кронбах (колона **Cronbach's Alpha**) е равен на $\alpha = 0.726 > 0.60$ (при малък брой въпроси скалата може да се приема за надеждна и при $\alpha > 0.60$). От информацията в колоната **Cronbach's Alpha, if Item Deleted** (Алфа на Кронбах ако въпросът е изтрит) следва, че премахването на който и да е от шестте въпроса води до намаляване на коефициента алфа на Кронбах, което показва, че скалата е надеждна с анализираната извадка.

Reliability Statistics

Cronbach's Alpha	Cronbach's Alpha Based on Standardized Items	N of Items
.726	.729	6

Item-Total Statistics

	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Squared Multiple Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
var1	16.90	13.925	.432	.229	.698
var2	16.41	15.053	.360	.250	.717
var3	16.32	15.167	.404	.229	.704
var4	17.13	13.798	.586	.392	.653
var5	17.38	14.307	.443	.306	.693
var6	16.36	13.636	.553	.393	.660

Ако обаче в нея се съдържа въпрос, чието премахване би довело до увеличаване на коефициента α, т. е. до увеличаване на надеждността на скалата, изследователят не трябва да се изкушава, за да го премахне. По правило скалата за измерване не подлежи на модифициране и промяна, тя е разработена от нейния автор с конкретна идея и се прилага така както е. На този етап се проверява дали събраната от изследователя извадка дава надеждна оценка на скалата за измерване, а не се прави проверка на надеждност на скалата по принцип (Стъпка 9 от процеса на конструиране на нова скала).

Тъй като се прави анализ на скалата за изследваните лица от всяка държава по отделно,

е необходимо да се изчисли каква е надеждността на скалата за всяка от трите държави.

Например: за групата на българите ($N = 89$) коефициентът алфа на Кронбах е равен на $\alpha = 0.781$:

Reliability Statistics

Cronbach's Alpha	Cronbach's Alpha Based on Standardized Items	N of Items
.781	.780	6

Item-Total Statistics

	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Squared Multiple Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
var1	17.01	14.375	.432	.235	.773
var2	16.99	13.602	.551	.520	.743
var3	16.83	15.505	.380	.196	.781
var4	17.63	13.668	.610	.516	.729
var5	17.64	13.528	.589	.531	.734
var6	17.10	12.569	.621	.543	.724

За групата на чехите ($N = 72$) коефициентът алфа на Кронбах е равен на $\alpha = 0.814$:

Reliability Statistics

Cronbach's Alpha	Cronbach's Alpha Based on Standardized Items	N of Items
.814	.819	6

Item-Total Statistics

	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Squared Multiple Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
var1	15.74	10.169	.553	.387	.795
var2	15.38	11.533	.508	.537	.799
var3	15.50	11.380	.608	.482	.781
var4	16.04	11.421	.563	.376	.788
var5	16.06	10.645	.562	.488	.789
var6	15.46	10.224	.700	.645	.757

За групата на австрийците ($N = 103$) коефициентът алфа на Кронбах е равен на $\alpha = 0.666$.

Reliability Statistics

Cronbach's Alpha	Cronbach's Alpha Based on Standardized Items	N of Items
.666	.673	6

Item-Total Statistics

	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Squared Multiple Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
var1	17.66	14.942	.457	.248	.601
var2	16.64	18.071	.174	.085	.702
var3	16.44	17.168	.329	.210	.646
var4	17.47	14.701	.577	.378	.558
var5	18.12	16.046	.387	.240	.628
var6	16.34	16.248	.501	.268	.594

Внимание заслужава фактът, че ако се премахне вторият въпрос *var2* от скалата, т. е. ако тя се изчислява като средноаритметичното на 5, а не на 6 въпроса, надеждността ѝ се увеличава от $\alpha = 0.666$ на $\alpha = 0.702$. Това обаче не означава, че въпросът е необходимо да отпадне, а най-вероятно, че извадката за австрийците е малка.

25.3.4. ЕТАП 4: ПРОВЕРКА НА ВАЛИДНОСТТА НА СКАЛАТА ЗА ИЗМЕРВАНЕ – ПОТВЪРЖДАВАЩ ФАКТОРЕН АНАЛИЗ

За да се провери конструктивната валидност на анализираната скала за измерване за извадката е необходимо да се проведе потвърждаващ факторен анализ (виж: Глава 12). Целта му е да се *потвърди*, че за анализираната извадка скалата има същата структура, каквато е дефинирана от нейния автор в ръководството за приложение на скалата. Ако тя се потвърди означава, че скалата е валидна, включително и превода на български език и може да се премине към анализ на събраните данни. В противен случай скалата *не е валидна за анализираната извадка*. Причините за това могат да са разнообразни като например: недобър превод на български език на прилаганата скала, неудачно събрана извадка, малък обем на извадката. По правило в подобни случаи се увеличава обемът на извадката, но ако отново потвърждаващият факторен анализ показва, че скалата не е валидна, то изследователят е желателно да се откаже от прилагането на конкретната скала за измерване.

При изчисляване на надеждността (Етап 3) и проверка на валидността чрез потвърждаващ факторен анализ не са възможни промени в скалата за измерване с цел тя да даде нужните резултати (да стане надеждна и валидна).

Типична грешка, която се допуска на този етап е вместо *потвърждаващ* да се провежда *изследователски* факторен анализ, при който не е известен броят на факторите (подскалите) (виж: Глава 12). В този случай за анализираната извадка обикновено се получава друг брой фактори (подскали) и се прави грешният извод, че анализираната скала не е директно приложима за България и е необходимо да се адаптира (модифицира) като се дефинира нов брой подскали, променливи и т.н. Необходимо е да се помни, че изследователски факторен анализ се използва *само* в процеса на конструиране на нова скала за измерване (Стъпка 11, Раздел 25.2.11 на тази глава), а при анализа на вече конструирана скала се използва *само* потвърждаващ факторен анализ, целта на който е да ***потвърди***, че структурата на скалата със събраната извадка съвпада със структурата на скалата, представена от нейния автор.

Кутия 25.4 Скала за *етническа идентичност* (Phinney & Ong, 2007) – етап 4.

Скалата за *етническа идентичност* (Phinney & Ong, 2007) се състои от 6 въпроса *var1*, …, *var6* (виж: Раздел 25.3.2) и има две подскали всяка, от които се състои от 3 въпроса: **(1)** въпроси *var1*, *var4* и *var5* образуват подскалата *желание за изследване на собствената национална група* **(2)** въпроси *var2*, *var3* и *var6* образуват подскалата *степен на обвързаност с националната идентичност*.

За да се провери дали скалата е валидна *със събраната извадка* (а не по принцип) се провежда потвърждаващ факторен анализ (Глава 12, Раздел 12.3) като се задават 2 фактора според броя на 2-те подскали.

Ако резултатите от потвърждаващият факторен анализ за събраната извадка формират два фактора (подскали):

- по описанието от автора на скалата: (1) променливи *var1*, *var4* и *var5* формират единия фактор и (2) променливи *var2*, *var3* и *var6* формират другия фактор означава, че скалата за *етническа идентичност* **е валидна** за събраната извадка и може да се премине към нейния статистически анализ.
- **не** по дефинирания от автора на скалата начин, например: (1) ***var2***, *var4* и *var5* и (2) ***var1***, *var3* и *var6*, то това означава, че скалата за *етническа идентичност* **не е валидна** за събраната извадка и не може да се премине към нейния статистически анализ.

Синтаксисът на командата за потвърждаващ факторен анализ на скала с две подскали е (Глава 12, Раздел 12.3.2):

```
FACTOR
    /VARIABLES   var1 var2 var3 var4 var5 var6
    /MISSING PAIRWISE
    /ANALYSIS    var1 var2 var3 var4 var5 var6
    /PRINT INITIAL CORRELATION DET KMO EXTRACTION ROTATION
    /FORMAT SORT BLANK(.10)
    /PLOT EIGEN ROTATION
    /CRITERIA FACTORS(2) ITERATE(25)
    /EXTRACTION PC
    /CRITERIA ITERATE(25)
    /ROTATION VARIMAX
    /METHOD=CORRELATION.
```

Основни изходни резултати (Глава 12, Раздел 12.3.3 и Раздел 12.3.4):

KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		.723
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	331.143
	df	15
	Sig.	.000

Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	2.576	42.941	42.941	2.576	42.941	42.941	1.914	31.897	31.897
2	1.118	18.627	61.568	1.118	18.627	61.568	1.780	29.671	61.568
3	.824	13.735	75.304						
4	.611	10.187	85.491						
5	.449	7.491	92.981						
6	.421	7.019	100.000						

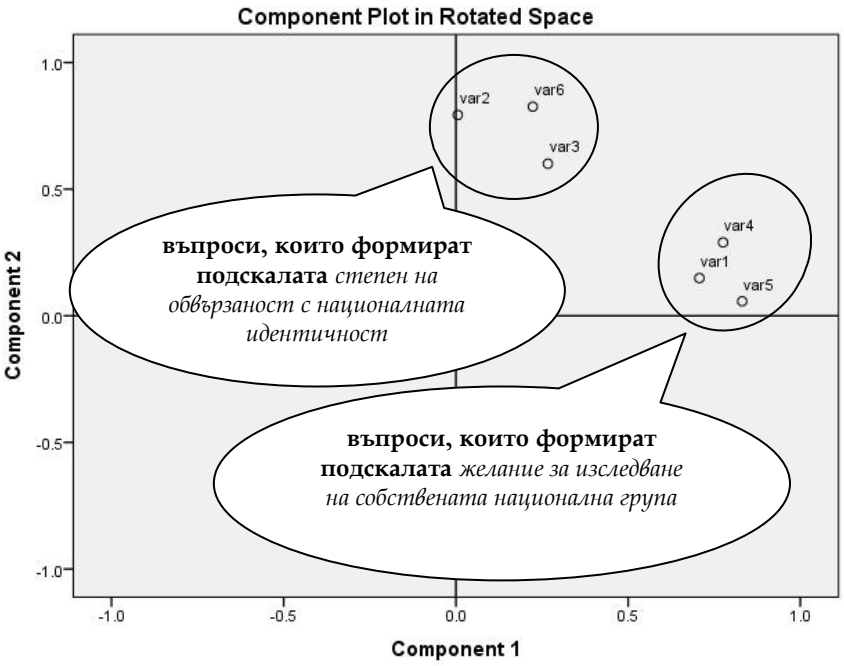
Extraction Method: Principal Component Analysis.

Rotated Component Matrix[a]

	Component	
	1	2
var5	.831	
var4	.776	.290
var1	.707	.149
var6	.223	.826
var2		.793
var3	.267	.600

Extraction Method: Principal Component Analysis.
Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.

a. Rotation converged in 3 iterations.



От горните таблици следва, че мярката за адекватност (*The Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy*) е 0.723, което надвишава препоръчаната стойност от 0.60. Тестът на Бартлет за сферичност (Bartlett's Test) е статистически значим ($p < 0.001$). Въпроси *var4*, *var5* и *var1* образуват единия фактор (подскала), който съвпада с дефинираната от авторите подскала: *желание за изследване на собствената национална група*. Въпроси *var2*, *var6* и *var3* образуват втория фактор (подскала), който съвпада с дефинираната от авторите подскала: *степен на обвързаност с националната идентичност*.

Резултатите показват, че скалата за *етническа идентичност* (Phinney & Ong, 2007) е валидна за събраната извадка (N=264) и може да се премине към нейния статистически анализ.

25.3.5. ЕТАП 5: АНАЛИЗ НА СКАЛАТА ЗА ИЗМЕРВАНЕ

След като се провери че анализираната скала за измерване е надеждна и валидна за *събраната извадка*, може да се премине към нейния анализ. Дизайнът на изследването дефинира какъв статистически анализ е необходимо да се проведе.

В примера е разгледана скалата за *етническа идентичност* (това е зависимата променлива) и три дескриптивни въпроси: *пол*, *възраст* и *държава* (това са три независими променливи). Изборът на подходяща статистическа процедура за проверка на всяка научна хипотеза е разгледан в Глава 9. В Раздел 9.7 това е направено според зависимата и независимите променливи (Таблица 9.7). Тъй като в примера има една зависима и три независими променливи може да се проведе следният анализ.

☐ Когато се анализира *етническата идентичност* по една независима променлива:

1. *пол* може да се направи: **(а)** *t*-тест за независими извадки (Глава 13, Раздел 13.3), **(б)** еднофакторен дисперсионен анализ за съпоставка на две независими групи

(ANOVA) (Глава 14, Раздел 14.5) и **(в)** Ман-Уитни (Mann-Whitney) тест за съпоставка на две независими извадки (Глава 20, Раздел 20.2), защото променливата *пол* има само две стойности – *мъж* и *жена*.

Тестове **(а)** и **(б)** са параметрични. В Глава 14, Раздел 14.5 е разгледано кой тест при какви условия е по-подходящо да се използва. Тест **(в)** е непараметричен и се прилага само ако не може да се проведе параметричния тест **(а)** или тест **(б)**.

2. *възраст* може да се направи: **(а)** еднофакторен дисперсионен анализ за съпоставка на три и повече групи (ANOVA) (Глава 14, Раздел 14.6) и **(б)** Крушкел-Уолис (Kruskal-Wallis) тест за съпоставка на три и повече независими извадки и корегирания Бонферони постхок тест на Ман-Уитни (Bonferroni-corrected *post hoc* Mann-Whitney test) (Глава 20, Раздел 20.3), защото променливата възраст се предполага, че има повече от две стойности.

   Тест **(а)** е параметричен, а тест **(б)** е непараметричен и се прилага само ако не може да се проведе тест **(а)**.

3. *възрастова група* (това е нова независима променлива, която се създава на базата на независимата променлива *възраст*) в случай, че:
   - възрастовите групите са само две (например: непълнолетни и пълнолетни), могат да се проведат статистическите анализи от точка 1;
   - възрастовите групите са повече от две (например: $<18, 18-21$ и >21), могат да се проведат статистическите анализи от точка 2.

4. *държава* може да се проведат тестовете от точка 2, защото има повече от две стойности (в примера те са три – *България*, *Австрия* и *Чехия*).

☐ Когато се анализира *етническата идентичност* едновременно по две независими променливи: **(1)** пол и възраст (или възрастова група); **(2)** пол и държава и **(3)** възраст (или възрастова група) и държава може да се проведе само двуфакторен дисперсионен анализ (Глава 15).

Анализът на скалата за *етническа идентичност* по две променливи *пол* и *възрастова група* (непълнолетни, пълнолетни) е разгледан в Глава 15, Раздел 15.4.

☐ Когато се анализира *етническата идентичност* едновременно по три независими променливи: пол, възраст (или възрастова група) и държава може да се проведе само трифакторен дисперсионен анализ, който не е разгледан в учебника.

☐ Когато се анализират две скали едновременно по една или няколко независими променливи се провежда двумерен дисперсионен анализ (Глава 16).

На практика най-често се провежда анализ на една скала за измерване по една независима променлива и по-рядко по две независими променливи.

Кутия 25.5 Скала за *етническа идентичност* (Phinney & Ong, 2007) – етап 5.

Нека се анализира скалата за *етническа идентичност* по *пол* за цялата извадка като за целта е приложен *t*-тест за независими извадки (Глава 13, раздел 13.3). Синтаксисът на командата е:

```
T-TEST
  GROUPS = sex (1 2)
  /MISSING = ANALYSIS
  /VARIABLES = Ethnic_Identity
  /CRITERIA = CI(.95) .
```

Изходните таблици са:

Group Statistics

	sex	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
Ethnic_Identity	male	130	3.3756	.71688	.06287
	female	129	3.3243	.76100	.06700

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
									95% Confidence Interval of the Difference	
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	Lower	Upper
Ethnic_Identity	Equal variances assumed	.417	.519	.559	257	.577	.05135	.09186	-.12955	.23225
	Equal variances not assumed			.559	255.838	.577	.05135	.09188	-.12959	.23230

Първата таблица **Group Statistics** (Статистика за групите) дава информация за двете средноаритметични стойности на *етническата идентичност*, които се сравняват: 3.3756 (за момчетата) и 3.3243 (за момичетата). Втората таблица **Independent Samples Test** (Тест за независими извадки) представя резултатите от *t*-теста. Тъй като тестът на Левин за равенство на дисперсиите не е статистически значим: $p = 0.519 > 0.05$, означава, че не е нарушена предпоставката за равенство на дисперсиите и в този случай се анализира информацията за *t*-теста от *първия ред*: **Equal variances assumed** (Дисперсиите са равни): $p = 0.557 > 0.05$, т. е. *t*-тестът не е статистически значим. Това означава, че няма статистически значимо различие за средноаритметичната стойност на *етническата идентичност* на момчетата (M=3.38) от това на момичетата (M=3.32), $t(257) = 0.519,\ p = 0.557$ с нищожна големина на ефекта d=0.07.

25.3.6. ЕТАП 6: ПРЕДСТАВЯНЕ НА РЕЗУЛТАТИ ОТ АНАЛИЗ НА СКАЛА

В Глави 10-24 в раздел „представяне на статистическите резултати" е показано как примерно се представят резултатите от даден статистически тест. Но на практика в едно изследване се провеждат повече от един статистически тест и затова много често резултатите от тях се представят в таблична форма.

В Кутии 25.1-25.5 е разгледана скалата за *етническа идентичност* за която получените резултати е подходящо да се обединят в таблица, защото са проведени няколко *t*-теста и еднофакторни дисперсионни анализа. Ще бъде показано как примерно се докладват резултатите от:

1. Етап 3: Изчисляване на надеждността на скалата за измерване.
2. Етап 4: Проверка на валидността на скалата за измерване – потвърждаващ факторен анализ.
3. Етап 5: Анализ на скалата за измерване.

За да се анализират правилно резултатите от дадена скала е необходимо да са надеждни и валидни. Ето защо първо се представят резултатите от проверката на надеждността и валидността на скалата за дадената извадка. След като е показано, че скалата е надеждна и валидна за дадената извадка може да се премине към нейния анализ.

Методи и процедура на изследване

(Етап 3). С цел да се изследва дали шестте въпроса за *етническа идентичност* (Phinney & Ong, 2007) образуват надеждна скала, е измерен коефициентът алфа (α) на Кронбах както за цялата извадка, така и за всяка една от националните групи. За изследваната извадка надеждността на скалата е $\alpha = 0.73$. За групата на българите, австрийците и чехите надеждността е съответно: $\alpha = 0.78, \alpha = 0.67$ и $\alpha = 0.81$.

(Етап 4). За проверка на конструктивната валидност на скалата *етническа идентичност* (Phinney & Ong, 2007) за анализираната извадка е проведен *потвърждаващ фактор анализ*. Зададени са 2 фактора, колкото е броят на подскалите в методиката. От Таблица А се вижда, че всеки от двата фактора може да се асоциира с една от подскалите, което позволява методиката коректно да се приложи към анализираната извадка.

Мярката за адекватност на цялата извадка (The Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy) е 0.723. За групата на българите тя е 0.711, за австрийците е 0.701, а за чехите е 0.756, което надвишава препоръчаната стойност от 0.60 (Kaiser, 1970, 1974). Тестът на Бартлет за сферичност (Bartlett, 1954) е статистически значим както за всички изследвани лица, така и за групата на българите, австрийците и на чехите ($p < 0.001$).

Таблица А. Резултати от факторния анализ на шестте въпроса от скалата за етническа идентичност. Дадени са факторните тегла, собственото им значение и процентът на обяснена дисперсия.

	Въпрос	*Факторно тегло*	
		1	2
var5	Често говоря с хората с цел да науча повече неща за моята национална група.	**0.831**	0.090
var4	Често правя неща, които ми помагат да разбера по-добре историята на моята национална група.	**0.776**	0.290
var1	Отделих време, за да разбера повече за националната си група, като например нейната история, традиции и обичаи.	**0.707**	0.149
var6	Чувствам силна привързаност към собствената си национална група.	0.223	**0.826**
var2	Имам силно чувство за принадлежност към собствената си национална група.	0.095	**0.793**
var3	Разбирам доста добре какво означава за мен принадлежността ми към националната група в аспект как да се отнасям към хора от моята и другите национални групи.	0.267	**0.600**
	Собствено значение	2.576	1.118
	% на обяснена дисперсия от фактора (общо = 61.568 %)	42.941	18.627

Забележки: Данните са анализирани чрез факторен анализ по метода на главните компоненти; ротация по метода Варимакс (Varimax) с нормализация на Кайзер (Kaiser); факторните тегла са подредени в низходящ ред за всеки фактор, като по-големите от 0.60 са отбелязани в по-тъмен цвят.

Фактор 1 обяснява 42.9%, а Фактор 2 обяснява 18.6%. Фактор 1, който представлява подскалата за *желанието за изследване на собствената национална група* (въпроси 5, 4 и 1), е разположен във първата колона от таблицата, като въпросите в него са с факторно тегло над 0.70. Фактор 2, който представлява подскалата за *степента на обвързване с националната идентичност* (въпроси 6, 2 и 3) е разположен във втората колона от таблицата, като въпросите в него са с факторно тегло над 0.60. Стойностите на собственото значение за двата фактора, които са представени в Таблица А, покриват изискването да по-големи от 1.

Резултати

(**Етап 5**). Ефекта на взаимодействие на *пола* и на *възрастовата група* върху скалата за *етническа идентичност* е статистически значим: $F(1,113) = 9.795$, $p = 0.002$, $eta = 0.28$, което съгласно Коен (Cohen, 1988) е със средна или типична големина на ефекта.

Таблица Б. Средни стойности на *националната идентичност*, разпределени *по пол*

Националност	*Пол*		*Статистика*	
	момчета	момичета	*статическа значимост* (по пол)	*големина на ефекта* $d =$
Българи	3.52	3.36^{ab}	0.04	0.25, М
Австрийци	3.37	3.47^{b}	0.04	0.21, М
Чехи	3.21	3.04^{a}	0.04	0.27, М
статическа значимост (по националност)	0.10	0.03		
големина на ефекта $\eta =$	0.06, Н	0.23, М		

Забележки: По-високите стойности на числата отразяват по-голямо отдавано значение на националната идентичност (1 – минимална стойност, 5 – максимална стойност); статистическото различие за съответната нация е посочено с малка буква (^{a}, ^{b}); средните отбелязани с (^{a}) са статистически значимо по-малки от средните отбелязани с (^{b}); средните отбелязани с (^{ab}) попадат между средните отбелязани с (^{a}) и (^{b}) и няма статистически значимо различие между тях; данните са обработени по редове с t-тест за независими извадки (independent-samples t-test), а по колони с еднофакторен

дисперсионен анализ и постхок тест на Туки (ANOVAs and Tukey's HSD post hoc tests); за t-тестовете големината на ефекта е изчислен на базата на коефициента d на Коен и е интерпретиран при стойности: >1.0 като много по-голям от типичния (>Г), 0.8-1.0 като голям или по-голям от типичния (Г), 0.5-0.8 като среден или типичен (Т) и 0.2-0.5 като малък или по-малък от типичния (М), съгласно Коен (1988); за дисперсионния анализ големината на ефекта е изчислен на базата на коефициента ета η на Коен и е интерпретиран при стойности: >0.45 като много по-голям от типичния (>Г), 0.37-0.44 като голям или по-голям от типичния (Г), 0.24-0.36 като среден или типичен (Т) и при стойности 0.10-0.23 като малък или по-малък от типичния (М), съгласно Коен (1988).

С цел да се изследват различията в значението, което изследваните лица отдават на *националната си идентичност* в зависимост от своя пол (момичета и момчета), е използван *t-тест за независими извадки* (independent-samples *t*-test).

Данните от Таблица Б показват, че при трите национални групи, българи, австрийци и чехи са налице статистически значими различия по пол в *националната им идентичност*. При момчетата от България и Чехия тя е по-силно изразена в сравнение с момичетата от същите нации. Направеният анализ по държави показва, че за момичетата от Австрия националната идентичност е от най-голямо значение.

Коментари:

1. В Таблица Б са докладвани резултатите от 5 статистически теста за анализ на скалата за *етническа идентичност*: три *t*-тест за независими извадки по редове (Глава 13, Раздел 13.3) и два еднофакторни дисперсионни анализа (ANOVA) по колони (Глава 14, Раздел 14.6). Докладването на статистически тестове по редове и колони е възможно само ако (почти) няма липсващи данни в матрицата на изследването (Глава 9, Раздел 9.9). Ако има обаче много липсващи данни средноаритметичните по редове няма да съвпадат със средноаритметичните по колони и в този случай трябва да се представят в две таблици: тестовете по колони и по редове.
2. Под Таблица Б са дадени забележки с цел читателят да прочете и интерпретира информацията от таблицата.

По колони (коментари 3–8).

3. Два от тези 5 статистически теста са по *националност*, които са проведени отделно за групата на момчетата и за момичетата. Резултатите от тестовете са средноаритметичните стойности за *националната идентичност* за съответната група и са дадени съответно в колоните: момчета и момичета. Използван е еднофакторен дисперсионен анализа със зависима променлива *национална идентичност*, независима променлива - *националност*, защото променливата *националност* има три групи: българи, австрийци и чехи.
4. В реда *статистическа значимост* (по националност) са показани резултатите от статистическия тест (еднофакторния дисперсионен анализ).
5. В последния ред *големина на ефекта* $\eta=$ е дадена стойността на коефициента *ета* η. Интерпретацията на големината на ефекта (Глава 9, Раздел 9.10.3 и Таблица 9.8) се прави съгласно Коен (1988): стойностите >0.45 се интерпретират като много по-голяма от типичната (>Г), между 0.37-0.44 като голяма или по-голям от типичния (Г), между 0.24-0.36 като средна или типична (Т), между 0.10-0.23 като малка или по-малка от типичната (М) и между 0.00-0.09 като нищожна (Н).
6. За групата на момчетата (първата колона) средноаритметичните стойности за българи, австрийци и чехи са съответно: 3.52, 3.37 и 3.21. Тъй като еднофакторният дисперсионен анализ не е статистически значим ($p=0.10>0.05$) това означава, че няма статистически значимо различие между националната идентичност за трите националности, т. е. между оценките: 3.52, 3.37 и 3.21 няма разлика и те се третират като еднакви стойности.
7. За групата на момичетата (втората колона) средноаритметичните стойности за българи, австрийци и за чехи са съответно: 3.36, 3.47 и 3.04. Тъй като едно-

факторният дисперсионен анализ е статистически значим ($p=0.03<0.05$) това означава, че има статистически значимо различие между етническата идентичност за трите националности. За да се установи къде е различието се провежда допълнително *постхок тест* на Туки (Tukey's HSD post hoc tests), резултатите от който са дадени с малки букви *(^{a}, ^{b})* и се интерпретират по следния начин:

а) числото с буква (^{a}) е статистически значимо различно от числото с буква (^{b}), т. е. $3.04^a<3.47^b$, което означава, че националната идентичност за групата на чехите (3.04) е по-малка от националната идентичност за групата на австрийците (3.47);

б) числото отбелязано с (^{ab}), т. е. 3.36^{ab} попада между средните, отбелязани с (^{a}) и (^{b}), т. е. между стойностите 3.04^a и 3.47^b като няма статистически значимо различие между тях и затова стойността на националната идентичност 3.36^{ab} не се интерпретира.

8. Големината на ефекта е равна на $\eta=0.23$, което се интерпретира като малък ефект (Таблица 9.8). Това означава, че практическата, фактическата значимост на различието между трите средноаритметични е малка и резултатите от статистическия тест могат да се докладват примерно по следния начин – "*за момичетата от Австрия националната идентичност (M=3.47) е по-голяма от тази на чехкините (M=3.04), с малка големина на ефекта (η=0.23)*. "

По редове (коментари 9–13).

9. Три от общо петте статистически теста докладвани в Таблица Б са по *пол*. Те са проведени отделно за групата на българи, австрийци и чехи. Средноаритметичните стойности на *етническата идентичност* за съответната група са дадени съответно в редовете: Българи, Австрийци и Чехи. Тъй като няма липсващи данни средноаритметичните по ред и колони са едни и същи. Зависима променлива е *национална идентичност*, а независима променлива - *пол*, която има две групи: момчета и момичета. В този случаи може да се използва както *t*-тест за независими извадки (Глава 13, Раздел 13.3), така и еднофакторен дисперсионен анализ (ANOVA) (Глава 14, Раздел 14.5). В случая предпочитания са проявени към *t*-тест за независими извадки.
10. В предпоследната колона *статистическа значимост* (по пол) са показани резултатите от статистическия тест (*t*-тест за независими извадки), като и трите статистически теста са статистически значими.
11. В последната колона *големина на ефекта* ***d*** = е дадена стойността на коефициента ***d***. Интерпретация на големината на ефекта (Глава 9, Раздел 9.10.3 и Таблица 9.8) е направена съгласно Коен (1988): стойностите ≥1.0 се интерпретират като много по-големи от типичната (>Г), между 0.80-0.99 като голяма или по-голяма от типичната (Г), между 0.50-0.79 като средна или типична (Т), между 0.20-0.49 като малка или по-малка от типичната (М) и между 0.00-0.19 като нищожна (Н).
12. За групата на Българите (първи ред) средноаритметичните стойности за момчетата и момичетата са съответно: 3.52 и 3.36. Тъй като *t*-тестът за независими извадки е статистически значим ($p=0.04<0.05$), това означава, че има статистически значимо различие между националната идентичност между двата пола, т. е. има разлика между оценките: 3.52 и 3.36. В този случай се прави заключението, че $3.52>3.36$, което се интерпретира по следния начин: "*националната идентичност на момчетата (3.52) е по-голяма от тази на момичетата (3.36) за българите*."

Когато се интерпретират стойностите по ред не се обръща внимание на малките букви (3.36^{ab}), които се отнасят за интерпретацията по колони.

13. Големината на ефекта е равана на $d=0.25$, което се интерпретира като малка (Таблица 9.8), т. е. като малка практическа значимост и може да се интерпретират резултатите от статистическия тест по следния начин: *"за българите националната идентичност на момчетата (M=3.52) е по-голяма от тази на момичетата (M=3.36) с малка големина на ефекта ($d=0.25$)."*

*
* *

Често в провежданите изследвания се налага да се анализира не една, а няколко скали. В Кутия 25.6 е показано как примерно се представят резултатите от анализа (виж: Глава 2, Раздел 2.5) на **четири** скали (Ганева, 2013б) две, от които са разгледани по-подробно: **(а)** скала за *възприемане на собственото тяло* на жени, оперирани от рак на гърдата (Carver et al., 1998), която има две подскали и **(б)** скала за измерване на *позитивния опит* от поставената диагноза (Tomich & Helgeson, 2004), която няма подскали.

- раздел ***Въведение*** се формулират целите и научните хипотези на изследването;
- в раздел ***Изследвани лица*** се дава дескриптивната статистика на извадката. Това позволява на читателя да прецени до колко е представителна извадката;
- в раздел ***Методи и процедура на изследване*** за всяка скала е дадено: **(а)** ръководството на скалата (в раздели *измерване* и *изчисляване*) и **(б)** надеждността и валидността на скалата за дадената извадка. Тук се прави извод дали скалата подлежи на анализ със събраната извадка;
- в раздел ***Резултати*** първо се докладват резултатите от дескриптивната статистика за скалата (а не за извадката) и корелационния анализ между скалите. Това позволява на читателя да прецени как скалите мерят (диапазона на изменение) и каква е взаимовръзката между изследваните скали.
- в подраздел ***Основен анализ*** на раздел ***Резултати*** е докладвано по същество анализ на резултатите от скалите за измерване. Анализирана е една от таблиците и как се интерпретират резултатите от статистическите тестове.
- в раздел ***Обсъждане на резултатите*** се коментират издигнатите научни хипотези.

Кутия 25.6 Представяне на резултати от анализ на скалата за *възприемане на собственото тяло* на жени, оперирани от рак на гърдата и скалата за измерване на *позитивния опит* от поставената диагноза (Carver et al., 1998; Tomich & Helgeson, 2004; Ганева, 2013б)

Въведение

... Целта на настоящото изследване е да се направи сравнителен анализ на *текущото състояние, възприемането на собственото тяло* и *позитивния опит от заболяването* на жени с рак на млечната жлеза в период до 1 година след първоначалното поставяне на диагнозата и последваща операция и лечение, разгледан по медицински характеристики и провеждане или не на класически и алтернативни терапии.

Формулирани са следните **научни хипотези**: **(1)** колкото повече терапии за лечение провеждат изследваните лица, толкова като по-незадоволително ще оценяват текущото си общо състояние и ще споделят наличие на повече неспецифични ефекти от него, **(2)** колкото е по-голям размерът на извършената операция за отстраняване на туморното образувание, толкова по-позитивна представа ще имат за собствените си тела и **(3)** колкото повече време минава след оперативното лечение, толкова натрупаният позитивен опит от онкологичната диагноза ще се увеличава...

Изследвани лица

В изследването участват 41 жени от български произход с рак на млечната жлеза на средна възраст 35.25 години (минимум 18 и максимум 69 години). По отношение на ***демографските данни*** от тях 49% са с висше и 51% са със средно образование, 80% са омъжени, 15% са разведени, а 5% не са встъпвали в брак, 100% са православни християни.

Методи и процедура на изследване

Изследваните жени попълват въпросниците: *Measure of Current Status (MOCS)* (Antoni et al., 2006) за измерване на *текущото им състояние*, *Measure of Body Apperception (MBA)* (Carver et al., 1998) за измерване на *възприемането на собственото им тяло* и *Benefit Finding* (Tomich & Helgeson, 2004) за измерване на *позитивния опит* от поставената им диагноза.

☐ ***Скала за измерване на възприемането на собственото тяло***

Измерване. Въпросникът за *възприемане на собственото тяло* на жени, оперирани от рак на гърдата (Carver et al., 1998) се състои от 10 въпроса, които образуват една скала (включва 8 въпроса и 2 дистрактора). Скалата е изградена от две подскали: за *възприемане*

на външния вид (включва 4 въпроса като например: "Ако жената не изглежда добре в очите на другите, то самата тя вероятно не се чувства добре") и за *телесна цялост* (включва 4 въпроса като например: "Когато нещо не е наред вътре в тялото ти никога не си същия човек"). Двата дистрактора (въпроси 5 и 10) не се обработват и анализират. Изследваните лица отговарят чрез 4-степенна скала за съгласие във формат на Ликерт от: 1 – "напълно не съм съгласна с посоченото твърдение" до 4 – "напълно съм съгласна с посоченото твърдение" без "неутрално мнение" (нито съм съгласна нито съм несъгласна).

Изчисляване. Резултатът за скалата и за всяка от двете подскали представлява средноаритметична стойност на съответните отговори (без дистракторите) и варира между 1 (минимум) и 4 (максимум). За да се проведе сравнителен анализ между скалите се използва нормираната средноаритметична стойност, която е в диапазон 0.00 (минимум) и 1.00 (максимум). По-високите стойности съответстват на по-позитивно възприемане на собственото тяло от изследваните лица.

Надеждност и валидност. За проверка на *надеждността* на скалата и нейните две подскали е използван коефициентът алфа α на Кронбах като за целта се анализират отговорите на 8-те въпроса, които дават диагностицираните жени $N = 41$. Надеждността на скалата за *възприемане на собственото тяло* е $\alpha = 0.80$, а за нейните две подскали е съответно: за *външен вид* е $\alpha = 0.82$ и за *телесна цялост* е $\alpha = 0.72$. Тъй като стойностите надвишават минималната препоръчана стойност от $\alpha = 0.70$ (DeVellis, 2012) вътрешната съгласуваност за съответната скала и нейните подскали е достатъчно висока, въпросите, които ги изграждат, формират обща група (скала).

За проверка на *конструктивната валидност* на скалата за извадката е проведен потвърждаващ факторен анализ (McIntire & Miller, 2000) на 8-те въпроса (без дистракторите). Зададени са два фактора според броя на подскалите в методологията. Данните са анализирани по метода на главните компоненти с ротация по метода Варимакс (Varimax) с нормализация на Кайзер (Kaiser). Получените резултати показват, че тестът на Бартлет за сферичност (Bartlett, 1954) е статистически значим ($p < 0.001$), а мярката за адекватност (*The Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy*) е 0.64, което надвишава препоръчаната стойност от 0.60 (Kaiser, 1970). Общата обяснена дисперсия от двата фактора е 69.01%. Към фактор 1, който обяснява 45.4% от общата дисперсия се отнасят четири въпроса с факторно тегло между 0.76 и 0.92 и се асоциира с подскалата *възприемане на външния вид*. Към фактор 2, който обяснява 23.6% от общата дисперсия, се отнасят също четири въпроса с факторно тегло между 0.41 и 0.89 и се асоциира с подскалата *възприемане на цялостността на собственото тяло*. Стойностите на собственото значение за двата фактора са съответно 3.64 и 1.89. Те са по-големи от 1.00, което е общоприет критерий, че факторът има смисъл (Kaiser, 1970).

Получените резултати от коефициента алфа α на Кронбах и от потвърждаващия факторен анализ показват, че приложената методология за *измерване на възприемането на собственото тяло* (Carver et al., 1998) е задоволително надеждна и валидна за дадената извадка, което позволява да се проведе по-нататъшен статистически анализ.

Скала за измерване на позитивния опит от поставената диагноза

Измерване. Скалата за измерване на *позитивния опит* от поставената диагноза (Tomich & Helgeson, 2004) се състои от 17 въпроси, които не образуват подскали. Те започват с фразата „*Да имам рак на гърдата…*" и включват твърдения за позитивните страни от поставената диагноза като „*сплоти повече семейството ми*", „*ми показа, че всеки има цел в живота*", „*ме научи да бъда търпелива*", „*допринесе като цяло за моето емоционално и духовно израстване*", „*ме направи по-загрижена за бъдещето на всички хора*" и др. Изследваните лица отговарят чрез 5-степенна скала за съгласие във формат на Ликерт от: „1 – съвсем несъгласна" до „5 – напълно съгласна" с 3 – "неутрално мнение" (нито съм съгласна нито съм несъгласна).

Изчисляване. Резултатът от скалата *Benefit Finding* (Tomich & Helgeson, 2004) представлява средноаритметична стойност от всички дадени отговори на 17-те въпроса, които я изграждат и варира между 1 (минимум) и 5 (максимум). За да се проведе сравнителен анализ между скалите се използва нормираната средноаритметична стойност, която е в диапазона 0.00 (минимум) и 1.00 (максимум). По-високите получени стойности съответстват на по-позитивен опит от поставената диагноза.

Надеждност и валидност. За проверка на *надеждността* на скалата е използван коефициентът алфа α на Кронбах като за целта се анализират отговорите на 17-те

въпроса, които дават диагностицираните жени $N = 41$. Тъй като стойността $\alpha = 0.88$ надвишава минималната препоръчана стойност от $\alpha = 0.70$ (DeVellis, 2012) вътрешната съгласуваност на скалата е достатъчно висока и 17-те въпроса, които я изграждат формират обща група (скала).

За проверка на *конструктивната валидност* на скалата за извадката е проведен потвърждаващ факторен анализ (McIntire & Miller, 2000) на 7-те въпроса. Резултатите показват, че има само един фактор, който включва всичките 17 въпроса.

Получените резултати показват, че приложената методология за измерване на позитивния опит от поставената диагноза (Tomich & Helgeson, 2004) е задоволително надеждна и конструктивно валидна за дадената извадка, което позволява да се проведе по-нататъшен статистически анализ.

РЕЗУЛТАТИ

Дескриптивна статистика и корелационен анализ

В Таблица 1 са показани дескриптивната статистика и корелацията между четирите скали: за *оценка на собственото състояние* (част А), за *оценка на неспецифични ефекти от проведеното лечение* (част Б), за *възприемане на собственото тяло* и за *позитивен опит* от поставената диагноза.

Средните стойности на приложените скали са по-големи от средната стойност за максималния диапазон на изменение $M = 0.50$. Диагностицираните жени са имали приблизително хомогенно мнение по четирите скали: стандартното отклонение (корен квадратен от дисперсията) е приблизително еднакво. Най-еднородна е *оценката на неспецифичните ефекти от проведеното лечение* (част Б) – минимално стандартно отклонение $SD = 0.17$ и най-тесен диапазон на наблюдения: $[0.38, 0.90]$, а за *възприемане на собственото тяло* мнението им е най-разнородно – максимално стандартно отклонение $SD = 0.21$ и максимално голям наблюдаван диапазон: $[0.33, 1.00]$.

Таблица 1 Корелация, средноаритметично, стандартно отклонение, наблюдаван и максимален диапазон на стандартизираните стойности за скалите: **(1)** за *оценка на собственото състояние* (част А), **(2)** за *оценка на неспецифични ефекти от проведеното лечение* (част Б), **(3)** за *възприемане на собственото тяло* и **(4)** за *позитивен опит* от поставената диагноза

корелация между скалите за	*1*	*2*	*3*	*4*
собствено състояние	1			
неспецифични ефекти	0.86***	1		
възприемане на собствено тяло	-0.20	-0.67***	1	
позитивен опит	0.75***	0.76***	-0.31*	1
средно	0.59	0.63	0.71	0.62
стандартно отклонение	0.20	0.17	0.21	0.17
наблюдаван диапазон	0.31,0.90	0.38,0.90	0.33,1.00	0.32,0.88
максимален диапазон	0.00,1.00	0.00,1.00	0.00,1.00	0.00,1.00

*Забележки: данните са анализирани с корелационния коефициент на Пирсън (Pearson linear correlation coefficient); корелацията е със статистическа значимост: * $p<0.05$; ** $p<0.01$; *** $p<0.001$.*

Корелацията на скалата за *възприемане на собственото тяло* е отрицателна с останалите три скали. Това означава, че колкото повече диагностираните жени положително възприемат *собственото състояние*, *неспецифични ефекти от лечението* или *позитивния опит от болестта*, толкова те *възприемат собственото си тяло* по-негативно. Корелацията между другите три скали е положителна, което означава, че при увеличаване на стойностите на която и да е от тях се увеличават и стойностите на другите две. ...

Основен анализ: връзка между стандартизираните средни стойности на скалите и *класически терапии* за лечение

С цел да се сравни дали има статистически значимо различие между стойностите на четирите скали за дадена група са проведени няколко еднофакторни дисперсионни анализа за свързани (корелирани) извадки, при които е използван многомерният тест

Ламбда на Уилкс (Wilks' Lambda). При сравнението по двойките е използван методът на Бонферони (Bonferroni). Резултатите са представени в Таблици 2, 3 и 4. ...

Таблица 3 Средни стойности на скалите за **(1)** *оценка на собственото състояние* (част А), **(2)** *оценка на неспецифични ефекти от проведеното лечение* (част Б), **(3)** *възприемане на собственото тяло* и **(4)** *позитивен опит от поставената диагноза*, разпределени по *класически терапии* на изследваните жени

Димензия	**1**	**2**	**3**	**4**	*статистика*	
					СЗ	*ГЕ η*
химиотерапия						
правят	0.46[a]	0.60[b]	0.80[c]	0.56[b]	*	*0.97,>Г*
не правят	0.57[a]	0.71[c]	0.62[b]	0.69[c]	*	*0.91,>Г*
статистическа значимост	*	*	*	*		
големина на ефекта d	*0.52,Т*	*0.68,Т*	*0.55,Т*	*2.13,>Г*		
лъчетерапия						
правят	0.43[a]	0.59[b]	0.73[c]	0.56[b]	*	*0.83,>Г*
не правят	0.57[a]	0.68[b]	0.77[c]	0.64[b]	*	*0.81,>Г*
статистическа значимост	*	-	*	*		
големина на ефекта d	*0.40,М*	-	*0.52,Т*	*0.56,Т*		
хормонотерапия						
правят	0.54[a]	0.68[b]	0.61[b]	0.64[b]	*	*0.96,>Г*
не правят	0.38[a]	0.52[b]	0.98[c]	0.43[b]	*	*0.95,>Г*
статистическа значимост	*	*	*	*		
големина на ефекта d	*0.34,М*	*1.09, >Г*	*0.89,Г*	*0.77,Т*		

Забележки: СЗ – статистическа значимост, ГЕ – големина на ефекта; статистика по редове: където е налице статистически значим ефект при $p<0.05$ между четирите скали в предпоследната колона СЗ "статистическа значимост" е поставена звездичка и точното място на статистическото различие за съответната група е посочено с малка буква ([a], [b], [c]); средните, отбелязани с ([a]), са статистически значимо по-малки от средните, отбелязани с ([b]), и са статистически значимо по-малки от средните, отбелязани с ([c]); средните, отбелязани с ([ab]), попадат между средните, отбелязани с ([a]) и ([b]), и няма статистически значимо различие между тях; данните са обработени с еднофакторен дисперсионен анализ за свързани (корелирани) извадки (one-way repeated measures ANOVA), многомерен тест Ламбда на Уилкс (Wilks' Lambda) и сравнение по двойки по методът на Бонферони (Bonferroni); статистика по колони: където е налице статистически значим ефект при $p<0.05$ между групите, на реда СЗ "статистическа значимост" под съответната колона е поставена звездичка; данните са обработени с t-тест за независими извадки (independent-samples t-test); големината на ефекта: за коефициента ета η на Коен е интерпретирана при стойности: >0.45 като много по-голяма от типичната (>Г), 0.37-0.44 като голяма или по-голяма от типичната (Г), 0.24-0.36 като средна или типична (Т) и при стойности 0.10-0.23 като малка или по-малка от типичната (М), съгласно Коен (Cohen, 1988), за коефициента d на Коен е интерпретирана при стойности: >1.0 като много по-голяма от типичната (>Г), 0.8-1.0 като голяма или по-голяма от типичната (Г), 0.5-0.8 като средна или типична (Т) и 0.2-0.5 като малка или по-малка от типичната (М), съгласно Коен (Cohen, 1988).

Представените резултати в Таблица 3 показват, че изследваните жени, които правят химиотерапия оценяват по-негативно своето физическо състояние, изпитват по-малко неспецифични ефекти от провежданото лечение, възприемат по-позитивно своето тяло и имат по-малко позитивен опит от поставената им диагноза в сравнение с тези, които не провеждат този вид лечение. Пациентите, които не провеждат лъчетерапия оценяват по-позитивно своето текущо физическо състояние, своите тела и имат по-позитивен опит от поставената им диагноза в сравнение с тези, на които е предписано този вид лечение. Жените, които са на хормонална терапия дават по-позитивна оценка на текущото си физическо състояние и на натрупания онкологичен опит до момента, но изпитват повече неспецифични ефекти от лечението и по-негативно възприемат собствените си тела, вероятно поради допълнително качените килограми. Изследваните лица, които провеждат химиотерапия и на които не им е предписана хормонална терапия се чувстват най-зле физически, но възприемат своите тела в най-позитивна светлина.

Обсъждане на резултатите
... Получените резултати *потвърждават издигнатата втора хипотеза*, че жените, на които е направена мастектомия имат по-позитивна представа за телата си в сравнение с тези, на които частично е съхранена гърдата и е извършена квадрантектомия. Вероятно обяснение на тази тенденция би могло да открито в референтните групи, с които се сравняват изследваните лица. Жените с частично премахване на гърдата се позиционират по-близо до здравите в сравнение, с които имат по-негативна представа за собственото тяло. Въпреки извършената операция, пациентките с цялостно премахване на гърдата възприемат в по-позитивна светлина собственото си тяло, защото чрез ежедневното наблюдаване на белезите по него насочват вниманието си повече към диагнозата и изпитваната благодарност и радост от живота. Получените резултати се потвърждават и от предишни изследвания по темата (Bloom et al., 1998; Hopwood et al., 2001) ...

25.4 МЕТА-АНАЛИЗ

Въведение

Научният свят генерира непрекъснато огромно количество информация, която най-често се докладва в научни статии. Ръстът на обема на данните, получени от емпиричните изследвания води до това, че на практика изследователите не са в състояние да се запознаят с тях. Това налага систематичното обобщение на новите резултати и техният анализ с вече съществуващите база от знания под формата на обзор. Обзорните статии позволяват на изследователя възможността относително бързо да се запознае с голямо количество вече проведени изследвания в областта на неговият интерес при минимално отделено време и усилия. Класическият подход към такава систематизация на вече проведени изследвания е дискусионният литературен обзор. Той е съставна част на всяко емпирично изследване и неотделима част от публикуването на резултатите от изследването (Глава 2, Раздел 2.5). Този подход обаче има няколко ограничения, най-големите от които са: (1) няма единен подход при сравняване на резултатите от различните изследвания; (2) има голяма степен на субективизъм, който води до изкривяване на обобщенията и изводите (т.н. reviwer bias). Мета-анализа е друг подход към систематизация на вече проведените изследвания при който са преодолени недостатъците на класическият литературен подход. Мета-анализа се дефинира като количествен систематически обзор на литературата, при който се прави количествен анализ на резултатите от изследванията, т.е. той е обективен, а не субективен метод за анализ.

Мета-анализът е все по-често използвана изследователска стратегия, защото позволява на изследователя да обедини получените резултати от *много* други изследвания по дадена тема с цел да определи дали те не са противоречиви. Той има глобален характер в сравнение с провеждането на *едно* изследване. Всяка нишка от едно въже допринася за здравината на въжето, което изгражда. Въжето е по-здраво от всяка от неговите нишки. Аналогично, когато се получава многократно един и същи резултат при *различни* условия може да се допусне с голяма увереност, че съществува генерален принцип. Резултатите от дадено локално изследване, без значение колко добре е проведено, не могат с увереност да отговорят на въпроси от генерална обобщена важност. *Мета-анализът* позволява на изследователя да сравни или да съчетае получените резултати от няколко сходни анализа.

Обектът на изследването на класическият анализ за дадено изследване са респондентите (например, $N=327$ изследвани лица). В мета-анализа обектът на изследване са резултатите от отделни независими изследвания, т.е. всяко изследване се третира като респондент (например, $N=375$ емпирични изследвания).

Мета-анализът за първи път е приложен от английския статистик Карл Пирсън (Karl Pearson) през 1904 година, а терминът "мета-анализ" е въведен от американския статистик Ген Глас (Gene Glass) през 1976 година (виж Глава 1, Раздел 1.15).

Като работна дефиниция на мета-анализа ще бъде използвана следната дефиниция: "*мета-анализ е статистически анализ на голямо число резултати от анализа на отделни изследвания с цел да се интерпретират получените в тях сведения*" (Glass, 1976, p.3). Важно е

да се отбележи, че мета-анализа е статистически анализ на няколко изследвания, при който първо се дефинират научни и статистически хипотези, а след това се докладват резултатите от проведените статистически тестове. При класическият литературен обзор, който фигурира при всяко изследване, изследователят прави субективен, а не статистически анализа на разгледаните от него изследвания. Наличието на обективен (статистически), а не на субективен анализ е основното различие между мета-анализа и класическият литературен обзор.

Терминът мета-анализ означава "анализ на анализите". Дадена научна тема може да се изследва по различен начин. Възможно е, например, размерът на извадката от изследването да е различен, да е проведено в различни държави при различни социални и икономически условия и т. н. Някои от резултатите и изводите изглеждат логични, други – не толкова. Мета-анализът позволява да се направи по-точно сравнение на получените резултати и да се избегне субективното сравняване "на око". Ето защо мета-анализа се дефинира като метод за асимилиране, обобщение и интегриране на резултатите от множество изследвания.

Въпреки че мета-анализа често се определя просто като количествен статистически метод, по-често той се третира като метод за изследване, който:

(1) предполага систематичното изучаване на литературните източници;
(2) точното формулиране на научни хипотези;
(3) формулирането на критерии за включване и изключване на изследванията в мета-анализа;
(4) преструктуриране и статистически синтез на резултатите от изследванията и съответните големини на ефекта;
(5) търсене на нови оптимизационни променливи и
(6) съответното оформяне на получените резултати.

- **Мета-анализът** е количествен метод за систематизация на вече проведени изследвания по една и съща тема в обобщен резултат.
- **Литературният обзор** е субективен метод за систематизация на вече проведени изследвания
- **Мета-анализът** е статистически анализ на голямо число резултати от анализа на отделни изследвания с цел да се интерпретират получените в тях сведения
- **Мета-анализът** е по-ефективен начин за обобщение на резултати от голям брой проведени изследвания в сравнение с класическия литературен обзор, основаващ се на субективното мнение или визуалната оценка.

Мета-анализ срещу метода на „гласуване"

Нека да допуснем, че изследовател се интересува от националната идентичност. Неговият научен въпрос е дали националната идентичност за мъжете е по-голяма от тази на жените. Той е установил, че са били проведени в България 8 такива изследвания в които са били използвани три различни методологии (Ганева, 2010). Във всяко от тези изследвания е била формулирана нулева хипотеза H_0 че няма различие в националната идентичност между мъжете и жените и алтернативната хипотеза H_1, че има такова различие. На базата на проведеният за всяко от тези 8 изследвания съответен статистически тест (t-тест или ANOVA) е била намерена p-стойността и ако тя е била по-малка или равна на 0.05 то е била отхвърлена нулевата хипотеза H_0 в полза на алтернативната H_1, докато при p-стойности над 0.05 е била приета за вярна нулевата хипотеза H_0 (виж Глава 1). В 6 от тези 8 изследвания е било докладвано, че има статистически значимо различие в националната идентичност между мъжете и жените (при $p \leq 0.05$), като в 4 от тях тя е била по-голяма при мъжете, в 2 от тях – при жените, а в останалите 2 изследвания не е било установено статистически значимо различие между половете ($p > 0.05$). Ако изследователят реши да използва метода на "гласуване" (voting method), то тогава има 4 гласа в полза на мъжете (т.е. че тяхната национална идентичност е по-голяма от тази на жените), 2 гласа в полза на жените и 2 гласа са "неутрални". Тогава на базата на тези 8 изследвания изследователят ще направи

обобщеният извод, че националната идентичност при мъжете е по-голяма от тази на жените. Важно е да се отбележи, че при този подход изследователят се интересува само и единствено от това дали е статистически значим съответният статистически тест (*t*-тест или ANOVA), т.е. дали *p*-стойността е по-голяма или по-малка от 0.05 (и съответно дали се приема ($p>0.05$) или отхвърля ($p\leq0.05$) нулевата хипотеза H_0) и на базата само на тази информация той взима крайното решение при „гласуването". Това е бил класическият подход преди да бъде конструиран мета-анализа и той изглежда достатъчно логичен. От къде идва обаче проблема при неговото използване?

Някога случвало ли ви се е да прочетете в научна статия че резултатите за статистическа значимост на нулевата хипотеза H_0 (*p*-стойността на статистическият тест) по някакъв начин показват доколко "силен" или "слаб" е ефекта на независимата променлива върху зависимата? Много често младите изследователи допускат грешката интуитивно смятайки, че колкото са по-малките *p*-стойности за даден статистически тест, толкова е по-силна наблюдаваната *връзка* между променливите. Обаче силата на ефекта на взаимодействие на независимата променлива върху зависимата и статистическата значимост на статистическият тест (*p*-стойността) не са корелирани изобщо! Така например, ако в две от горните 8 изследвания е докладвано, че има статистически значимо различие между националната идентичност между мъжете и жените: за първото: $N=81$, $M_{men}=5.01$, $M_{femen}=4.48$, $p=0.049$, а за второто: $N=167$, $M_{men}=5.53$, $M_{femen}=4.31$, $p=0.001$ от това не следва, че <u>ефекта</u> на независимата променлива *пол* върху зависимата променлива *национална идентичност* във второто изследване ($p=0.001$) е много по-голям от този в първото изследване (защото $p=0.001 << p=0.049$)! Малките *p*-стойности въобще не е задължително да означават, че ефекта на независимата променлива върху зависимата е голям, т.е. тези две понятия не са корелирани. Това се дължи в голяма степен на факта, че *p*-стойността силно зависи от размера на извадката: *ако имаме достатъчно голяма извадка, нулевата хипотеза* H_0 *(каквато и да е тя) практически винаги ще бъде отхвърлена*! Ето защо при статистическите изследвания голямата извадка е по-голям проблем от колкото малката извадка, а избора на подходящият размер на извадката, т.е. да не е нито малка, нито голяма трябва да бъде решен още при планирането на изследването (Глава 3).

Статистическата значимост за всеки статистически тест (*p*-стойността) е отговор на дихотомен въпрос (например: "наблюдаването различие в стойностите на зависимата променлива е случайно - да или не?"), а не е отговор на отворен въпрос (например: „каква е силата на наблюдаваното различие?"). Ето защо *p*-стойността, която <u>не</u> е мярка за силата на ефекта на независимата променлива върху зависимата и която много силно се влияе от размера на извадката на изследването в общият случай <u>не</u> може да бъде използвана при сравнителен анализ между различните изследвания. С други думи, *p*-стойността не е големината на ефекта (на независимата върху зависимата променлива): две изследвания могат да имат еднаква големина на ефекта, но различни *p*-стойности и обратно – те могат да имат различна големина на ефекта, но еднакви *p*-стойности. Това означава, че ако анализът на няколко изследвания се базира само на метода на "гласуване", т.е. броим и сравняваме броят на изследвания със/без статистически значим резултат, то този анализ не е много надежден (Глава 8).

При мета-анализа сравняването между изследванията се провежда <u>не</u> на базата на *p*-стойностите, а на базата на големината на ефекта на независимата променлива върху зависимата. В повечето изследвания са докладвани големините на ефекта (за първият пример това би звучало по следния начин: $N=81$, $M_{men}=5.01$, $M_{femen}=4.48$, $p=0.049$, с голяма големина на ефекта $d=0.91$, а за второто: $N=167$, $M_{men}=5.53$, $M_{femen}=4.31$, $p=0.001$, с малка големина на ефекта $d=0.25$), но ако тази информация липсва в явен вид, то често на базата на докладваната в изследването информация: *N*, *M*, *SD*, *df* и др. може да бъде изчислена големината на ефекта (за примера *d* се изчислява съгласно Уравнение 13.2 (Глава 13, Раздел 13.3.2), като за целта се използват *N*, *M*, *SD*, а интерпретацията на големината на ефекта (Глава 9, Раздел 9.10.2) се прави съгласно Коен (Cohen, 1988) и е дадена в Таблица 9.8). Но ако в дадено изследване не е докладвана големината на ефекта или няма достатъчно информация тя да бъде изчислена, то това изследване не може да бъда анализирано с мета-анализа.

В мета-анализа се изчисляват: **(1)** мерките на централните тенденции (средните величини) на разпределението (Глава 7, Раздел 7.2) на резултатите от множеството

анализирани изследвания; **(2)** мерките на разсейването на тези резултати (Раздел 7.3) и **(3)** на техните възможни интерпретации и прогнози. Размера на ефекта може да бъде измерен както в количествена скала, така и в качествена. Ето защо три са най-често използваните статистики които позволяват надеждното сравняване на големината на ефекта за различните изследвания при мета-анализа. При количествена скала се използват стандартизираните средни на разликата между средните на големината на ефекта (ако променливите са интервални) или коефициента на корелацията (когато има и ординални променливи). В случаите когато в изследванията зависимата променлива е дихотомна, *отношението на риска* или *отношението на шанса* дава необходимата мярка за измерване на големината на ефекта. След като е била събрана извадката от големината на ефекта (за всяко изследване това е едно число/наблюдение), се изчислява средното *M* и стандартното отклонение *SD* на големината на ефекта за изследванията. Мета-анализа търси намирането на типичният (т.е. на средният) резултат от изследванията, като за целта комбинира размера на ефектите, нивото на тяхната значимост и доверителни интервали около средният размер на ефекта. За целта се изчислява средната мярка за отклонение на резултатите от отделните изследвания от средното, а също се прави проверка за хомогенността на размера на ефектите. Ако се открият големи различия между резултатите се търсят променливи-условия, които биха могли да влияят на сравняването на резултатите от изследванията като функция на различни характеристики на самите изследвания.

Преходът към формулиране и оценяване на новите научни хипотези, които изследователят формира при мета-анализа изискват от него качествено нов подход при използването на статистическите методи, защото се предполага че той може да работи с база от данни от голям брой изследвания, в които са били използвани различни средства за оценка на получените в тях големини на ефекта.

Етапи на провеждане на мета-анализа

Условно мета-анализа може да бъде разделен на няколко етапа, които отразяват по-скоро логическата последователност на неговото провеждане, като тези етапи могат да се препокриват или изследователя да се връща към някои от тях в процеса на провеждането на мета-анализа.

1. *Идентификация на подходящите променливи*. Изследователят трябва ясно и точно да дефинира областта на изследване, зависимите и независимите променливи и каква връзка между тях ще бъде анализирана. На този етап се формулират изследователските хипотезите и въпроси. Разработва се критерии за включване/ изключване на изследванията от мета-анализа. По този начин изследователя се съсредоточава над най-подходящите получени резултати от проведените изследвания.

2. *Откриване на подходящи изследвания*. На даденият етап изследователя провежда систематично търсене на изследвания, които да включи в мета-анализа. По-лесната част от този етап е намирането на публикувани подходящи статии. Те се търсят в научни списания, сборник от конференции, сборник от статии, книги, дисертации и в списъка на използваната литература. Удачно е използването на електронните база от данни (PSYCInfo, ProQuest и др.) и електронни системи за търсене на литература (OVID, SCOPUS, Google Scholar, ResearchGate.net, Academia.edu и др.).

   Повечето от списанията обаче с нежелание публикуват "статистически незначими" резултати, и затова на практика има много проведени, но непубликувани изследвания. Този факт е потенциален проблем при мета-анализа, защото води до грешка в извадката – извадка само от изследвания със статистически значими резултати, които са публикувани. Това води до систематична *грешка от публикациите*. Тя произтича от факта, че големината на ефекта за статистически значимите резултати е винаги по-голяма от този при статистически не значимите резултати. Или с други думи казано, големината на ефекта на публикуваните изследвания винаги ще е по-голям от големината на ефекта на непубликуваните и затова ако се анализират само публикувани изследвания се наблюдава систематична грешка. Тази грешка води до увеличаване на грешката от втори вид - извод, че променливата има ефект, когато де

факто тя няма. Един от начините да се анализират и непубликуваните проведени изследвания е да се пише на техните автори.

3. *Провеждане на мета-анализ*. Същността на мета-анализа представлява комбинация от получените резултати от различни изследвания, които са обработени статистически. Основна задача на мета-анализа е да се намерят централните тенденции и вариациите за размера на ефекта, които да показват за направлението и силата на връзката, които са намерени в изследванията. Нивото на статистическа значимост зависи от вероятността на получаването на един или друг екстремален резултат ако е била вярна нулевата хипотеза H_0 за липса на връзка.

   Условно основните стъпки при мета-анализа са следните:

   а) *Избор на подходяща мярка за големината на ефекта* и изчисляването на големината на ефекта за всяко изследване. За целта големината на ефектите от различните изследвания се конвертират в една метрика и след това се изчислява и анализира претегленият среден размер на ефекта и неговата стандартна грешка. Мярката за претегляне, която е функция на размера на извадката, позволява на „по-точните" изследвания да се даде по-голямо тегло при изчисляването на „истинското" средно на големината на ефекта.

      Два са основните класа от показатели за големината на ефекта. Към *r*-класа (корелация) се отнасят *r* на Пирсън, *φ* за дихотомни променливи, ρ за рангови променливи и др. Към *d*-класа се отнасят *d* на Коен и др. Двата класа показатели за големината на ефекта могат да бъдат преобразувани в другият клас и изследователя решава кой от двата класа да бъде използван при мета-анализа.

   б) *Създаване на база от данни за мета-анализа.* За всяко от изследванията трябва да бъде записано големината на ефекта, извадката, променливите, за които изследователя предполага че имат потенциално влияние върху големината на ефекта за даденото изследване (например: дизайн, географски район на провеждането на изследването и др.)

   в) *Изчисляване на мета-анализа*. Това е проверка на научните хипотези. **(1)** Избор на модел. Има два различни модела, на която база се основават всички съвременни техники за мета-анализ: (i) модел с фиксирани ефекти и (ii) модел със случайни ефекти. При моделът с фиксирани ефекти се предполага, че неизвестният ефект е постоянен за всички включени в мета-анализа изследвания. При моделът със случайни ефекти се предполага че този ефект варира между изследванията и затова те се третират като случайна извадка от една генерална съвкупност. Няма единствен „верен" модел за провеждането на мета-анализа. Избора на модела зависи от това какви изводи предполага изследователя да направи на базата на мета-анализа. При модела с фиксирани ефекти се предполага, че резултатите и изводите от мета-анализа се отнасят само до разгледаните в него изследвания, докато модела със случайни ефекти позволява да се направят обобщения зад пределите на анализираните изследвания. **(2)** Статистически анализ на големината на ефектите от различните изследвания: откриване на анормални наблюдения, изчисляване на централните мерки на разпределението (претеглените и не претеглените) и доверителните им интервали. Най-често се използва класическият подход за проверка на статистическата значимост на полученият от мета-анализа среден ефект – дали 95% доверителен интервал включва нулата. **(3)** Оценката на вариацията на големината на ефекта. Хеторегеността на големината на ефекта в различните изследвания се оценява с хи-квадрат тест или с тест за хомогенност (*Q*-тест). Вариацията на размера на ефекта позволява да се оцени вероятността за съществуване на променливи-условия, които могат да бъдат причина за хеторогенност, като в този случай се прилага мета-регресия.

4. *Докладване на резултатите от мета-анализа*. Обсъждане и оценка на размера на ефектите, интерпретация на резултатите и изводи. Изследователят докладва неговите резултати: описва процедурата на мета-анализа на всичките му етапи, списъка и критериите за включване на изследванията, обосновка на модела за мата-анализа, анализ на размера на ефектите и т.н.

Преимущества и ограничения на мета-анализа

Мета-анализа е един обективен метод за обобщаване на резултатите от много изследвания. Той позволява да се открият сходствата и различията между резултатите от вече проведени изследвания; дава възможност за работа с голяма база от данни, което е непосилна задача при класическият литературен обзор; при противоречиви резултати от изследванията той позволява да се получи обща картина за всичките изследвания; използва големината на ефекта, което позволява да се отчитат също и малките и незначителни резултати при проверката на хипотезите и др.

Безспорно мета-анализа е една много голяма крачка към повишаването на обективността при анализа на обзорните изследвания. Един от основните му недостатъци е че той се основава преди всичко върху резултатите от публикувани изследвания, които най-често съдържат статистически значими резултати (с голяма големина на ефекта), от колкото статистически не значими резултати (с малка или с нищожна големина на ефекта). Това би могло да доведе до систематическа грешка в резултатите от мета-анализа. За преодоляването на този проблем са разработени експоненциални техники за анализ на вероятността на броят на непубликуваните статии, които биха повлияли на резултатите от мета-анализа. Ако този брой е няколко хиляди, то е очевидно че е малко вероятно съществуването на няколко хиляди непубликувани изследвания с зададените параметри на изследване и в този случай се смята че получените от мета-анализа резултати нямат систематична грешка.

На „съвестта" на всеки изследовател лежи публикуваната от него информация за проведеното изследване, която понякога се оказва недостатъчна за да бъде то включено в мета-анализа. Аналогично е положението и с изследователя, който провежда мета-анализа: на неговата „съвест" лежи избора за критерий за търсене и включване на едно или друго изследване в мета-анализа. Проблема с големите вариации в качеството на изследванията и тяхното описване и смесването на методологически качествени и некачествени изследвания може също да доведе до сериозни изкривявания. Този проблем се преодолява като за целта има техники за претегляне на резултатите от изследванията на базата на числена оценка на методологичната „чистота" на изследването.

Тъй като мета-анализът е сложна статистическа процедура, изискваща огромно количество изчисления, за него са разработени специални статистически програми като: *Meta-Stat*, *Meta-analysis*, *Review Manager* (RevMan), *Comprehensive Meta-Analysis Program (CMA)* на Biostat, и др. За съжаление статистическият пакет IBM SPSS Statistics не предлага модул за мета-анализ, но има разработени програми с чиято помощ може да бъде проведен мета-анализа. Работата и анализа на тези програми излиза извън рамките на учебника.

Изследователите, които желаят да се запознаят с методологията на мета-анализа по-подробно могат да го направят като прочетат книгата на Розентал (Rosenthal, 1991), а с практическото му прилагане в България – в статията на Василев (Василев, 2014).

25.5 ОБОБЩЕНИЕ

Целта на всяко измерване е чрез неговия анализ да се отговори на повдигнатите в изследването научни хипотези и изследователски въпроси.

Явлението, което се изследва се описва чрез променливи. Тези, които подлежат на директно (непосредствено) измерване се наричат *наблюдавани променливи*. Тези, които не подлежат на непосредствено наблюдение се наричат *скрити променливи*. За съжаление повечето от променливите в социалните науки, които представляват научен интерес ***не*** могат да се измерят директно. Инструментът за измерване, при който няколко непосредствено наблюдавани променливи формират наблюдение, което се предполага, че е стойността на теоретична скрита променлива, която не може директно да се наблюдава и съответно измери се нарича **скала за измерване**. Изследовател **разработва скала за измерване**, когато желае да измери дадена характеристика, която на базата на

теориите предполага че съществува, но която не може да измерена директно. Колкото повече има знания за изследваната характеристика (променлива), за теоретичните взаимоотношения с други характеристики и за количествените инструменти за анализ, толкова той е по-добре подготвен да разработи надеждна, валидна и приложима скала за измерване.

Конструирането на нова скала за измерване е творчески процес който условно включва следните основни стъпки: (1) избор какво ще се измерва; (2) съставяне на изходен набор от въпроси; (3) конструиране на въпросник; (4) определяне на размер на извадката; (5) оценка на въпросите чрез пътеков анализ; (6) оценка на въпросите чрез корелационен анализ; (7) оценка на въпросите чрез теория за трудността на въпросите; (8) оценка на въпросите чрез изследователски факторен анализ; (9) изчисляване на надеждността на скалата за измерване; (10) изчисляване на валидността на скалата за измерване; (11) оптимизиране на броя на въпросите от скалата.

Анализът на скала за измерване условно преминава през следните етапи: (1) формулиране на изследователски въпроси и научни хипотези относно скалата или определяне какво ще се анализира; (2) конструиране на въпросника за анализ на скалата или разработване на дизайн на изследване; (3) изчисляване на надеждността на скалата за измерване; (4) проверка на валидността на скалата за измерване чрез потвърждаващ факторен анализ; (5) анализ на скалата с цел даване на отговор на научните хипотези на изследването; (6) докладване на получените резултати от анализа на скалата или какво следва от тях.

Мета-анализът е мощен инструмент, който позволява на изследователя да анализира резултатите от различни изследвания и да обедини всички изводи чрез статистическо интегриране чрез приложение на статистика за оценка на *големината на ефекта*. Трите етапа за провеждане на мета-анализ са: **(а)** идентификация на подходящите променливи, **(б)** откриване на подходящи изследвания и **(в)** провеждане на (i) сравнителен или (ii) комбиниран мета-анализ, като и в двата случая сравнението на първичните изследвания се прави чрез сравнение на големината на ефекта.

Преговор: ***Ключови думи и термини*** по азбучен ред, *виж*: Тълковния речник

алтернативна хипотеза H_1
алфа на Кронбах
валидност
Варимакс
големина на ефекта
дескриптивна статистика
дизайн на изследване
дисперсионен анализ
дисперсия
ета η коефициент
зависима променлива
извадка
измерване
изследователски въпроси
изследователски хипотези
интервална скала
конструктивна валидност
корекция на Бонферони
корелационен анализ
корелационен коефициент на Пирсън
корелационна матрица
корелация
критерии за мярка на адекватност на извадката на Кайзер-Мейер-Олкин (KMO)
Ликерт въпрос
Ликерт скала
липсващи стойности
матрица
мета-анализ
надеждност
независима променлива
номинална скала
нулева хипотеза H_0
ординална (рангова) скала
променлива
пропорционална скала
пътеков анализ
размер на извадка
ръководство за скала
сила на теста
скали за измерване
скрита променлива
средноаритметично
стандартно отклонение
статистическа значимост
статистическа хипотеза
степени на свобода
теория за трудността на въпроса
тест на Бартлет за сферичност
тест на Крушкел-Уолис
тест на Ман-Уитни
фактор
факторен анализ
факторно тегло
p-стойност
t-тест

Отговори на упражненията

Глава 1

1. *Константа*. В изследването се разглеждат само жени. Ако в изследването бяха разглеждани и мъже и жени, променливата *пол* щеше да е номинална променлива и да е непосредствено наблюдавана променлива.
2. *Променлива*, *пропорционална, непосредствено наблюдавана променлива*. Доходът за различните жени-лекари е различен и има "истинска нула" (без доход).
3. *Константа*. Това не е включено в изследването.
4. *Константа*. Това не е включено в изследването.
5. *Променлива*, *пропорционална, непосредствено наблюдавана променлива*. Броят на годините по специалността за различните лекарки е различен и може да е нула.
6. *Променлива*, *непосредствено наблюдавана променлива*.
7. *Константа*. В изследването се разглежда понятието преподавател, а не каква му е професията.
8. *Непосредствено наблюдавана променлива*.
9. *Непосредствено наблюдавана променлива*.
10. *Пропорционална, непосредствено наблюдавана променлива*.
11. *Пропорционална, непосредствено наблюдавана променлива*.
12. *Номинална*, *непосредствено наблюдавана променлива*. Предполага се, че броят на цветовете е краен и не се отчитат полутоновете, които могат да са безкрайно количество.
13. *Пропорционална*, *непосредствено наблюдавана променлива*.
14. *Интервална*, *непосредствено наблюдавана променлива*.
15. *Интервална*, *скрита променлива*. Религиозната идентичност, както и всяка социална идентичност (етническа, национална, полова и т.н.) е скрита променлива. За да бъде тя измерена се конструира скала за измерване на религиозната идентичност, която е интервална.
16. *Интервална*, *скрита променлива.* Знанията (по статистика) са скрита променлива и затова преподавателя конструира различни форми за нейното измерване. Тестът по статистика е скала за измерване на знанията на студента.
17. Зависимата променлива е: *броят на смъртните случаи от инфаркт*.
18. Независимата променлива е: *време от годината*.
19. Изследователят е дефинирал две групи на независимата променлива: първата е *Великденските и Коледните празници*, втората е: *останалите дни от годината*.
20. Вероятността е равна на отношението на броя на благоприятните изходи (един) към общия брой възможни изходи (шест): $1/6 = 0.1666\ldots \approx 0.17$.
21. Оценката от изпита по статистика *не* е случайна променлива и затова не може да се оцени вероятностно. Съществуват *не* вероятностни методи за оценка на знанията по статистика като например приятелска беседа с преподавателя по статистика под формата на изпит.
22. Тя трябва да се отхвърли.

23. Ако *разликата* в знанията между оценките 6 и 5; 5 и 4; 4 и 3 и 3 и 2 *е еднаква*, то тогава това е интервална скала за измерване на знанията. Ако *разликата е различна*, то това е ординална скала.

ГЛАВА 2

1. *г*.
2. *а*. Несъгласие с въпросника е често очаквано явление, но не е критерий за неправилно планирано изследване. То обикновено се преодолява чрез увеличаване на извадката.
3. *г*.
4. *в*.
5. *в*.
6. *г*. Виж Кутия 2.6.

ГЛАВА 7

1. 5%
2. Ще го увеличи.
3. *Вярно*.
4. *Вярно*.
5. *Вярно*
6. *Вярно*
7. *Вярно*.
8. 204.
9. 0
10. Извадката за момичетата (female) е 204, а за момчетата (male) е 151, общо (total) това са 355 наблюдения.
11. За момичетата (female): Mean=18.14
12. И за двете групи размахът е еднакъв: Range=5.
13. За момчетата (male): Skewness=0.379.
14. За момичетата (female): Std. Deviation=1.841
15. Тъй като извадката за момчетата (N=151) и за момичетата (N=204) е голяма, не е необходими да се анализират и двата теста.
16. Да, $p < 0.001$.

ГЛАВА 8

1. *Невярно*. Тази формула се използва при проверка на надеждността по метода на разделяне на скалата за измерване на две половини (виж Раздел 8.4).
2. *Вярно*. Коефициентът алфа α на Кронбах (Cronbach's alpha) е подходящ само за интервални и пропорционални данни.
3. *Вярно*.
4. *Невярно*.
5. *Невярно*.
6. *Вярно*.
7. *Невярно*. Корелацията в случая е оценка на *надеждността*.
8. $N = 77$.
9. *Да*. $p < 0.001$.
10. $r_{tt} = 0.884$.
11. *Да*, защото корелационният коефициент на Пирсън (Pearson) е: **(а)** статистически значим ($p < 0.001$), **(б)** положителен ($r_{tt} = 0.884$) и **(в)** има висока стойност (близък е до 1.00).
12. Обикновено резултатите от надеждността на скалата се представят в секцията *Метод* на научния доклад в подраздела *Измервания* (виж Глава 2). В случая представянето на

получените резултати може да е по следния начин: "С цел да се направи оценка надеждността на измерването на *зрението* чрез повторно измерване е изчислен корелационният коефициент на Пирсън (Pearson): $r(77) = 0.88$, $p < 0.001$, което показва добра надеждност на измерването."

ГЛАВА 9

1. *2.* Променливите са *доходи* и *трудов стаж*.
2. И двете променливи са *пропорционални*.
3. *Корелационен.* Когато се изследва зависимостта или връзката между две променливи се използва корелационна дедуктивна статистика.
4. *Съпоставителен.* Когато се съпоставят няколко групи (в случая: българи, турци и роми), т. е. когато се търси различието между тях се използва съпоставителна дедуктивна статистика. В случая има три независими групи.
5. *Самооценката*, измерена по скалата на Розенберг (Rosenberg, 1965) е зависимата променлива. Тъй като тази скала е сумата на 10 въпроси във формат на Ликерт, тя е *интервална* променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6).
6. *Етническа група.* Това е номинална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.1), която приема следните три стойности (категории): българи, турци и роми.
7. Подходящ за това изследване е *еднофакторният дисперсионен анализ* (ANOVA). Това се определя по следните два начина: **(а)** чрез избор на съпоставителен статистически тест (Раздел 9.5) и/или **(б)** чрез избор на статистически тест според зависимите и независимите променливи (Раздел 9.7):
    а) Съпоставителните статистически процедури са дадени в Таблици 9.3 и 9.4.
        - За Таблица 9.3: от първата колона (вид съпоставки) се избира четвъртият ред (съпоставки на данни за повече от две независими групи), защото има три групи (българи, турци и роми). От втората колона (вид данни) се избира редът "количествени, нормални", защото самооценката е интервална променлива и тогава от последната колона (подходяща процедура за статистически анализ) се получава отговорът: еднофакторен дисперсионен анализ (ANOVA) който е разгледан подробно в Глава 14.
        - За Таблица 9.4: Избира се последната колона (една независима променлива с три и повече нива, независими извадки), избира се от първата колона (вид на скалата за измерване на зависимата променлива) първият ред – количествена, нормална и се получава отговорът: еднофакторен дисперсионен анализ, който е разгледан в Глава 14.
    б) Изборът на подходящ статистически тест според зависимите и независимите променливи е даден в Таблици 9.7. От първата колона (зависима променлива) се избира брой: 1, вид: интервална. От колоната независима променлива се избира: 1 с две или повече нива (независими групи). От последната колона (подходящ статистически тест) се получава отговорът: еднофакторен дисперсионен анализ (ANOVA), който е разгледан подробно в Глава 14.
8. *Съпоставителен.* Когато се съпоставят няколко групи (в случая: момчета и момичета), т. е. когато се търси различието между тях се използва съпоставителната дедуктивна статистика. В случая има две независими групи.
9. *Ориентации в живота*, която е *интервална* променлива (Виж Глава 1, Раздел 1.6.6).
10. *Пол*. Това е номинална дихотомна променлива, която приема две стойности: момчета и момичета (виж Глава 1, Раздел 1.6.1).
11. Променливата *етническа група* не участва в изследването, т. е. тя не е нито независима нито зависима променлива.
12. Подходящи за изследването са: **(1)** *t*-тест за независими извадки и **(2)** еднофакторен дисперсионен анализ (ANOVA). Това се определя по следните два начина: **(а)** чрез избор на съпоставителен статистически тест (Раздел 9.5) и/или **(б)** чрез избор на статистически тест според зависимите и независимите променливи (Раздел 9.7):
    а) Съпоставителните статистически процедури са дадени в Таблици 9.3 и 9.4.
        - За Таблица 9.3: от първата колона (вид съпоставки) се избира вторият ред (съпоставки на данни за две независими групи), защото има две групи

(момчета и момичета). От втората колона (вид данни) се избира редът "количествени, нормални", защото *ориентацията в живота* е интервална променлива и тогава от последната колона (подходяща процедура за статистически анализ) се получава отговорът: *t*-тест за независими извадки който е разгледан подробно в Глава 13.

- За Таблица 9.4: се избира колоната "една независима променлива с две нива, независими извадки, се избира от първата колона (вид на скалата за измерване на зависимата променлива) първият ред – количествена, нормална и се получава отговорът: *t*-тест за независими извадки (Глава 13) и/или еднофакторен дисперсионен анализ (Глава 14).

б) Изборът на подходящ статистически тест според зависимите и независимите променливи е даден в Таблици 9.7. От първата колона (зависима променлива) се избира брой: 1, вид: интервална. От колоната независима променлива се избира: 1 с две нива (независими групи). От последната колона (подходящ статистически тест) се получава отговорът: *t*-тест за независими извадки (Глава 13).

13. *Относителната важност* на различните идентичности е *ординална (рангова)* променлива, (виж Глава 1, Раздел 1.6.2) която приема 6 стойности: 1 – най-значима до 6 – най-малко значима според степента на значимост.
14. *Разстоянието* от България е *ординална* променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.2), която приема 3 стойности: **(а)** България, **(б)** Европейски съюз (с изключение на България) и **(в)** Северна Америка (САЩ и Канада).
15. *Съпоставителен.* Когато се съпоставят няколко групи (в случая: българи, живеещи в: **(а)** България, **(б)** Европейски съюз (и изключение на България) и **(в)** Северна Америка (САЩ и Канада)), т. е. когато се търси различието между тях се използва съпоставителна дедуктивна статистика. В случая има три независими групи.
16. *Относителната важност на религиозната идентичност.* Тя е *ординална (рангова)* променлива.
17. *Разстоянието* от България, която е *ординална* променлива.
18. Подходящият за изследването тест е *Крушкел-Уолис* (Kruskal-Wallis) тест (Глава 20). Това може да се определя по следните два начина: **(а)** чрез избор на съпоставителен статистически тест (Раздел 9.5) и/или **(б)** чрез избор на статистическия тест според зависимите и независимите променливи (Раздел 9.7):
    а) Съпоставителните статистически процедури са дадени в Таблици 9.3 и 9.4.
        - За Таблица 9.3: от първата колона (вид съпоставки) се избира четвъртият ред (съпоставки на данни за повече от две независими групи), защото има три групи (българи, живеещи в: **(а)** България, **(б)** Европейски съюз (с изключение на България) и **(в)** Северна Америка (САЩ и Канада)). От втората колона (вид данни) се избира редът "поне ординални", защото разстоянието от България е ординална променлива и тогава от последната колона (подходяща процедура за статистически анализ) се получава отговорът: *Крушкел-Уолис* (Kruskal-Wallis) тест, който е разгледан подробно в Глава 20.
        - За Таблица 9.4: Избира се последната колона (една независима променлива с три и повече нива, независими извадки), избира се от първата колона (вид на скалата за измерване на зависимата променлива) трети ред – поне ординална и се получава отговорът: *Крушкел-Уолис* (Kruskal-Wallis) тест (Глава 20).
    б) Изборът на подходящ статистически тест според зависимите и независимите променливи е даден в Таблици 9.7. От първата колона (зависима променлива) се избира брой: 1, вид: ординална. От колоната независима променлива се избира: 1 с две или повече нива (независими групи). От последната колона (подходящ статистически тест) се получава отговорът: *Крушкел-Уолис* (Kruskal-Wallis) тест (Глава 20).
19. *Корелационен.* Когато се търси зависимостта, асоциацията или връзката между две или повече променливи се използва корелационният анализ.
20. *Две.* Скала за *самооценка*, която е интервална променлива (виж Глава 1, Раздел 1.6.6) и скала за *степен на оптимизъм и песимизъм*, която също е интервална променлива.

21. Подходяща за изследването е *корелацията на Пирсън (Pearson)*. Това се определя по следните два начина: **(а)** чрез избор на корелационен статистически тест (Раздел 9.6) и/или **(б)** чрез избор на статистическия тест според зависимите и независимите променливи (Раздел 9.7):
    а) Корелационните и регресионните статистически процедури са дадени в Таблици 9.5 и 9.6.
        - За Таблица 9.5: от първата колона (вид съпоставки) се избира първият ред (връзка между две променливи), защото има две променливи: *самооценка* и *степен на оптимизъм и песимизъм*. От втората колона (вид данни) се избира редът "количествени, нормални", защото и двете променливи са интервални и тогава от последната колона (подходяща процедура за статистически анализ) се получава отговорът: корелацията на Пирсън (Pearson), който е разгледан подробно в Глава 10.
        - За Таблица 9.6: се избира първият ред "двете променливи са количествени" и от последната колона се получава отговорът: корелацията на Пирсън (Pearson) (Глава 10).

    б) Изборът на подходящ статистически тест според зависимите и независимите променливи е даден в Таблици 9.7. От първата колона (зависима променлива) се избира брой: 1, вид: интервална с нормално разпределение. От колоната независима променлива се избира: 1. От последната колона (подходящ статистически тест) се получава отговорът: корелация (Глава 10).
22. Алтернативната хипотеза H_1 е: "има линейна връзка (асоциация) между *самооценката* и *степента на оптимизъм и песимизъм*."
23. За всяка *p*–стойност, която е по-малка от предварително зададената от изследователя стойност на алфа α (обикновено $\alpha = 0.05$), получените резултати са статистически значими: нулевата хипотеза H_0 се отхвърля и се приема за вярна алтернативната хипотеза H_1.
24. За да се намери фактическата, практическата значимост е необходимо да се изчисли и анализира *големината на ефекта* (виж Таблица 9.9).
25. *Съпоставителен.* Когато се съпоставят няколко групи (в случая: момчета, момичета, непълнолетни и пълнолетни), т. е. когато се търси различието между тях се използва съпоставителна дедуктивна статистика. В случая има четири независими групи.
26. *Три*. *Етническата идентичност*, която е *интервална* променлива; *пол*, която е *номинална* променлива и *възрастова група*, която е *ординална (рангова)* променлива.
27. Зависимата променлива е *етническа идентичност*.
28. Има две независими променливи: *пол* и *възрастова група*.
29. *Многофакторен дисперсионен анализ.* Това се определя според зависимите и независимите променливи (Раздел 9.7, Таблица 9.7) по следния начин: от първата колона (зависима променлива) се избира брой: 1, вид: интервална с нормално разпределение. От колоната независима променлива се избира: 2 и повече. От последната колона (подходящ статистически тест) се получава отговорът: многофакторен дисперсионен анализ (ANOVA) (Глава 15).
30. *Съпоставителен.* Когато се търси *различието* между няколко измервания на една и съща извадка се използва съпоставителната дедуктивна статистика. В случая има пет групи: 2004, 2006, 2008, 2010 и 2012 година.
31. *Две*. Променливата *стереотипите на български студенти към ромите* е интервална, а втората променлива е *време*, която приема пет стойности: 2004, 2006, 2008, 2010 и 2012 и е също интервална променлива (виж Глава 1, раздел 1.6.3).
32. Зависимата променлива е *стереотипите на българските студенти към ромите*.
33. Независимата променлива е *време*.

ГЛАВА 10

1. *Вярно*.Коефициентът на детерминация r^2 дава тази информация. Колкото е по-голяма стойността на r толкова ще е по-голяма стойността на r^2.
2. *Вярно*. При $r = 0.8$ се получава $r^2 = 0.64$, което е 64%.

3. *Грешно*. Силата на теста за Пирсън r е по-голяма от тази за Спирмън r_s и затова той е за предпочитане да се използва ако са изпълнени неговите предпоставки.
4. *Грешно*. Корелационният коефициент на Пирсън е индекс за *линейна* зависимост на две променливи и ако се прилага към две променливи с *нелинейна* зависимост ще даде *занижена* стойност на зависимостта им.
5. *Спирмън* r_s.
6. *Спирмън* r_s.
7. Пирсън r е за предпочитане пред Спирмън r_s, защото при него силата на теста е по-голяма. Но **(1)** ако изследователят има съмнение за анормални наблюдения или **(2)** при малки извадки е за предпочитане да се използва Спирмън r_s.
8. **(а)** групата на момчетата $N = 24$, **(б)** групата на момичетата $N = 30$ и **(в)** общо: $N = 54$.
9. *Да:* за **(а)** групата на момчетата $p = 0.029 < 0.05$, **(б)** групата на момичетата $p = 0.04 < 0.05$ и **(в)** общо: $p = 0.002 < 0.05$.
10. **(а)** за групата на момчетата $r = 0.446$, **(б)** за групата на момичетата $r = 0.377$ и **(в)** общо за цялата извадка: $r = 0.405$.
11. *Средна корелация.* Корелацията за цялата извадка е $r = 0.405$. Съгласно Таблица 10.2 за диапазона $0.30 < r \le 0.50$ корелацията е средна.
12. *Средна, типична големина на ефекта*. Корелацията за цялата извадка е $r = 0.405$. Съгласно Таблица 9.8 за диапазона $0.30 < r \le 0.50$ големина на ефекта е средна, типична.
13. **(а)** за групата на момчетата r_s е статистически значим ($p = 0.02 < 0.05$); **(б)** за групата на момичетата r_s не е статистически значим ($p = 0.218 > 0.05$) и **(в)** общо за цялата извадка r_s е статистически значим ($p = 0.008 < 0.05$).
14. **(а)** за групата на момчетата $r_s = 0.471$, **(б)** за групата на момичетата $r_s = 0.232$ и **(в)** общо за цялата извадка $r_s = 0.357$.
15. *За групата на момичетата*, защото r е статистически значим, а r_s не е статистически значим при анализ на малка извадка $N = 30$.

ГЛАВА 11

1. Регресионен коефициент.
2. Регресионна линия.
3. Регресионна константа.
4. Грешка на прогнозата или остатъчен член.
5. 0.50.
6. **(а)** 1.00; **(б)** не може да се каже, т. е. може да е както +1.00 така и −1.00; **(в)** *не*. Абсолютната корелация се явяват математически абстракции и не се среща на практика в реалните научни изследвания в социалните науки.
7. *Отрицателна корелация* между X и Y.
8. *Вярно*.
9. *Невярно*.
10. *Невярно*.

ГЛАВА 12

1. *Невярно*. Само за *факторния анализ* под термина "фактор" се разбира скрита променлива. За *дисперсионния анализ* под фактор се разбира независимата променлива.
2. *Вярно*.
3. *Вярно*.
4. 23.
5. 2.
6. 0.842
7. Да, тя трябва да е по-голяма от 0.60.
8. 0.000, която се докладва като $p < 0.001$.

9. *Да*, за всяка *p*-стойност, която е по-малка или равна на 0.05 тестът е статистически значим.
10. 5.
11. Това означава, че изследваните данни не съответстват на изследваната скала с под-скали. Трябва да се увеличи броят на извадката или скалата не е конструирана правилно.
12. За първия фактор: 5.549, а за втория фактор: 2.972.
13. За първия фактор: 24.127, а за втория фактор: 12.923 (след ротацията).

Глава 13

1. По-малка е вероятността да се отхвърли нулевата хипотеза H_0.
2. Ще я увеличи.
3. Интервална или пропорционална.
4. **(а)** $H_0 : \mu_1 = \mu_2$ това е нулевата хипотеза; **(б)** $H_1 : \mu_1 \neq \mu_2$ това е алтернативната хипотеза.
5. Грешно.
6. **(а)** скала за *самооценка* (Rosenberg, 1965); **(б)** интервална; **(в)** Self_esteem.
7. **(а)** възрастова група; **(б)** ординална (рангова); **(в)** age_group.
8. 2 групи: (1) непълнолетни (less 18 years old) и (2) пълнолетни (18 and more years old).
9. Изследователският въпрос е: "Има ли статистически значимо различие в средно-аритметичните стойности на *самооценката* на пълнолетните и непълнолетните?"
10. Научната (експерименталната) хипотеза H_1 е: "Има различие между средно-аритметичните стойности на *самооценката* на пълнолетните и непълнолетните."
11. *t-тест за независими извадки (Independent Samples T Test)*.
12. За групата на непълнолетните $N = 53$, за групата на пълнолетните - $N = 46$ или общо $N = 53 + 46 = 99$.
13. **(а)** $p = 0.918$; **(б)** не е статистически значим, защото $p = 0.918 > 0.05$; **(в)** от това следва, че не е нарушена предпоставката за равенство на дисперсиите; **(г)** за по-нататъшния анализ трябва да се използва *първият ред*: **Equal variances assumed** (Дисперсиите са равни) за резултатите от *t*-теста и съответната статистика.
14. **(а)** $t = -0.472$; **(б)** $p = 0.638$; **(в)** не е статистически значим, защото $p = 0.638 > 0.05$; **(г)** $df = 97$.
15. Няма статистически значимо различие за средноаритметичната стойност на *самооценката* между пълнолетните и непълнолетните, $t(97) = -0.47$, $p = 0.64$.
16. **(а)** скалата за *ориентация в живота* (Scheier, Carver & Bridges, 1994), която е *интервална* променлива; **(б)** *националност*, която е *номинална* променлива с две групи: българи и чехи.
17. *Не*. Тъй като извадката за групата на българите $N = 61$ и за чехите $N = 72$ са по-големи от 30 не е необходимо да се прави проверка.
18. *Да*. Отношението на двете извадки е равно на $72 / 61 \approx 1.18$, което е по-малко от 1.50 и може да се смята, че двете извадки са приблизително равни.
19. **(а)** $p = 0.689$; **(б)** не е статистически значим, защото $p = 0.689 > 0.05$; **(в)** от това следва, че не е нарушена предпоставката за равенство на дисперсиите; **(г)** за по-нататъшния анализ трябва да се използва *първият ред*: **Equal variances assumed** (Дисперсиите са равни) за резултатите от *t*-теста и съответната статистика.
20. **(а)** $t = 2.082$; **(б)** $p = 0.039$; **(в)** статистически значим е, защото $p = 0.039 < 0.05$; **(г)** $df = 131$ **(д)** големината на ефекта се изчислява по Формула 13.2 като се използва информацията от първата таблица **Group Statistics** (Статистика за групите):

$$N_1 = 61,\ N_2 = 72,\ \bar{x}_1 = 21.05,\ \bar{x}_2 = 19.81,\ s_1 = 3.556,\ s_2 = 3.326$$

$$d = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{(N_1 - 1)s_1^2 + (N_2 - 1)s_2^2}{N_1 + N_2 - 2}}} = \frac{21.05 - 19.81}{\sqrt{\frac{(61-1)(3.556)^2 + (72-1)(3.326)^2}{61 + 72 - 2}}} \approx \frac{1.24}{3.43} \approx 0.36$$

Интерпретацията на коефициента, направена от Коен (Cohen, 1988) показва при $d = 0.36$ *малка или по-малка от типичната големина на ефекта* (виж Таблица 9.8).

21. "има статистическо значимо различие за средноаритметичната стойност за *самооценката* на момчетата и момичетата, $t = 2.082$, $p = 0.039$, като големината на ефекта е по-малка от типичната $d = 0.36$."
22. **10**. За всеки *t*-тест са докладвани в последните две колони *p*-стойността и интерпретацията на големината на ефекта (виж забележките под Таблица 5).
23. **6**. Статистически значимите тестове са с потъмнени стойности.
24. Да.

Глава 14

1. *Невярно*.Дисперсионен анализ се използва, когато две или повече средноаритметични стойности трябва да се сравнят.
2. *Невярно*.Дисперсионен анализ се използва с интервални или пропорционални данни.
3. *Вярно*.
4. *Невярно*. Вътрешногруповата степен на свобода, която е равна на броя на наблюденията (100) минус броя на групите (4) и в примера е равна на $100 - 4 = 96$.
5. *Вярно*.
6. **(а)** скалата за *самооценка* (Rosenberg, 1965); **(б)** интервална; **(в)** Self_esteem.
7. **(а)** пол; **(б)** номинална; **(в)** sex.
8. **(а)** *Не*. Тестът на Левин (Levene) не е статистически значим както за **(i)** *t*-теста: $p = 0.934 > 0.05$ така и за **(ii)** дисперсионния анализ: $p = 0.934 > 0.05$; **(б)** от това следва, че не е нарушена предпоставката за равенство на дисперсиите.
9. **(а)** $t = -2.929$; **(б)** $p = 0.004$; **(в)** да, защото $p = 0.004 < 0.05$; **(г)** Големината на ефекта се изчислява по Формула 13.2 като се използва информацията от първата таблица **Group Statistics** (Статистика за групите):

$$N_1 = 149,\ N_2 = 204,\ \bar{x}_1 = 34.7383,\ \bar{x}_2 = 36.4020,\ s_1 = 5.46907,\ s_2 = 5.12073$$

$$d = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{(N_1-1)s_1^2 + (N_2-1)s_2^2}{N_1 + N_2 - 2}}} = \frac{34.7383 - 36.4020}{\sqrt{\frac{(149-1)(5.46907)^2 + (204-1)(5.12073)^2}{149 + 204 - 2}}} \approx \frac{1.67}{5.26} \approx 0.32$$

Интерпретацията на коефициента, направена от Коен (Cohen, 1988), показва при $d = 0.28$ *по-малка от типичната големина на ефекта* (виж Таблица 9.8); **(д)** "има статистическо значимо различие за средноаритметичната стойност на *самооценката* на момчетата и момичетата, $t(351) = -2.929$, $p = 0.004$, с по-малка от типичната големина на ефекта $d = 0.28$."

10. **(а)** $F = 8.58$; **(б)** $p = 0.004$; **(в)** да, защото $p = 0.004 < 0.05$; **(г)** За да се изчисли *големината на ефекта* се използва коефициентът *ета* η по Формула 14.3. От първата колона **Sum of Squares** (Сума на квадратите) има $SS_b = 238.339$ и $SS_t = 9988.170$. Тогава като се поставят тези стойности се получава:

$$\eta = \sqrt{\frac{SS_b}{SS_t}} = \sqrt{\frac{238.339}{9988.170}} = \sqrt{0.02386} \approx 0.15$$

Интерпретацията на коефициента, направена от Коен (Cohen, 1988) показва при $\eta = 0.15$ *по-малка от типичната големина на ефекта* (виж Таблица 9.8); **(д)** да, $F = t^2$ при $F = 8.58$ и $t = -2.929$ се получава $8.58 \approx (-2.929)^2$; **(е)** "има статистическо значимо различие за средноаритметичната стойност на *самооценката* на момчетата и момичетата, $F(1, 351) = 8.58$, $p = 0.004$, с по-малка от типичната големина на ефекта $\eta = 0.15$."

11. **(а)** скалата за *усещане за контрол* (Pearlin & Schooler, 1978), която е интервална променлива; **(б)** етническа принадлежност, която е номинална променлива с три нива: българин, турчин, ром.
12. *Не*. Тестът на Левин (Levene) не е статистически значим $p = 0.194 > 0.05$ и от това следва, че не е нарушена предпоставката за равенство на дисперсиите.

13. *Да. F*-тестът е статистически значим: $F(2,352) = 44.16$, $p < 0.001$, от което следва, че има статистически значимо различие между трите групи (българи, турци и роми), но за да се установи къде е различието трябва да се проведе допълнителен *постхок* тест.
14. *Да*. Тестът на Tukey HDS (Honestly Significant Difference) (тест на Туки за истинска статистическа значимост) показва, че има различие между трите групи.
15. *Да*, защото извадката за всяка от двете изследвани групи е по-голяма от 30. За групата на българите $N = 89 > 30$, за групата на австрийците $N = 99 > 30$ и за групата на чехите $N = 72 > 30$.
16. *Да.* За да има устойчивост към нарушение на предпоставката за хомогенност на дисперсиите отношението на извадките за групите трябва да не е по-голямо от 1.5. В примера: австрийци/българи: $99 / 89 \approx 1.12 < 1.50$, българи/чехи: $89 / 72 \approx 1.24 < 1.50$ и австрийци/чехи: $99 / 72 \approx 1.38 < 1.50$.
17. *Не*. Тестът на Левин (Levene) не е статистически значим $p = 0.111 > 0.05$ и от това следва, че не е нарушена предпоставката за равенство на дисперсиите.
18. **(а)** *Да*. За теста на Браун-Форсайт (Brown-Forsythe) $p = 0.014 < 0.05$, а за теста на Уелч (Welch) $p = 0.009 < 0.05$. **(б)** *Не*. Тъй като тестът на Левин (Levene) не е статистически значим тестовете на Браун-Форсайт (Brown-Forsythe) и Уелч (Welch) не се анализират.
19. **(а)** *Да,* $p = 0.016 < 0.05$. **(б)** Това означава, че има статистически значимо различие между трите изследвани групи (българи, австрийци и чехи).
20. *Да*, за да се установи къде е различието трябва да се проведе постхок тест.
21. На Туки (Tukey HDS). Виж алгоритъма в Раздел 14.6. Винаги се интерпретира и докладва само един постхок тест, в случая на Туки (Tukey HDS).
22. *Не*. Националната идентичност на българите е по-голяма от тази на чехите, но е равна на тази на австрийците. Виж резултата от *постхок* теста Туки (Tukey HDS)
23. **(а)** 6. **(б)** 4.
24. **(а)** 9. **(б)** 6.
25. **(а)** *Не*. Постхок тестът не може да покаже групата на българите към чехите или към австрийците да се отнесе. Може само да се направи изводът, че чехите и австрийците са различни. **(б)** Да.
26. **(а)** Да. **(б)** Да.
27. **(а)** Да. **(б)** Да.
28. **(а)** 11. Четири са докладвани по ред и 7 по колони. **(б)** 11. Статистически значими са всичките тестове, защото за всеки от тях $p < 0.05$.
29. **(а)** За сравнение между шестте времеви точки трябва да бъде използван еднофакторен дисперсионни анализ за независими извадки, защото респондентите за всяка година са различни.
30. **(б)** Еднофакторен дисперсионен анализ за свързани (корелирани) извадки. Тъй като всяка скали мери дадена психологическа характеристика това означава че всеки респондент е бил измерен четири пъти. Ето защо за да се сравни дали има статистически значимо различие между *четирите скали* за стереотипи към: 1) българи, 2) турци, 3) роми и 4) евреи трябва да се проведе еднофакторен дисперсионен анализ за свързани (корелирани) извадки.
31. Да.
32. Да.

ГЛАВА 15

1. *Вярно*.
2. **(а)** *грешно*, може да е по-голямо от 2; **(б)** *грешно*, може да са различни.
3. *Вярно.*
4. *Невярно.*
5. **(а)** Скалата за *усещане за контрол* (Pearlin & Schooler, 1978), **(б)** която е интервална променлива и **(в)** е обозначена в матрицата на изследването като Sense_of_mastery.
6. *Две* са независимите променливи (фактори). Първата е *етническа принадлежност*, която е номинална и е обозначена като Ethnic_myself. Втората е *възрастова група*, която е ординална (рангова) и е обозначена като age_group.
7. *Не*, защото тестът на Левин (Levene) не е статистически значим: $p = 0.337 > 0.05$.

8. *Не*. За Ethnic_myself* age_group има $p = 0.683 > 0.05$.
9. Главният ефект за Ethnic_myself е статистически значим: $p < 0.001$. Главният ефект за age_group не е статистически значим: $p = 0.552 > 0.05$.
10. Да, защото *ефектът на взаимодействие* не е статистически значим.

Глава 16

1. *Вярно*.
2. *Невярно*.
3. *Вярно*.
4. *Вярно.*
5. *Вярно.*

Глава 17

1. **(а)** *степента на изпитвана самота*; **(б)** *възрастова група*, която има две групи: *пълнолетни* и *непълнолетни;* **(в)** *полът*, която има две групи: *момчета* и *момичета*.
2. От таблицата **Tests of Between-Subjects Effects** (Тестове за междугрупови ефекти) се анализира петият ред *age_group*sex* като в колоната **Sig.** (Значимост) е дадена *p*-стойността. Тъй като $p = 0.630 > 0.05$ за *F*-тест, то се прави изводът, че предпоставката за паралелност на регресионните линии е изпълнена и затова се преминава към стъпка 2 - анализ на теста за разлика между корегираните средноаритметични стойности.
3. От таблицата **Levene's Test of Equality of Error Variances** (Тест на Левин за равенство на грешката на дисперсията) следва, че: **(а)** тестът на Левин (Levene's test) е статистически значим $(p = 0.012 < 0.05)$. **(б)** Това означава, че дисперсиите са статистически различни и че е нарушена предпоставката за равенство (хомогенност) на дисперсията. В този случай се изчислява какво е отношението на извадките за двете групи и се проверява дали то е по-малко от 1.5. За непълнолетни $N = 54$, за пълнолетните $N = 46$ и тяхното отношение е: $54 / 46 \approx 1.17 < 1.50$. В този случай за неизпълнението на тази предпоставка не е притеснително.
4. *Не.* От таблицата **Tests of Between-Subjects Effects** (Тестове за междугрупови ефекти) на втората стъпка се анализира четвъртият ред *sex* като в колоната **Sig.** (Значимост) е дадена *p*-стойността: $p = 0.511 > 0.05$.
5. "Няма статистически значим ефект на *пола* върху *възрастта* в *степента на изпитвана самота*."
6. **(а)** увеличаване на точността на изследването.

Глава 18

1. **(а)** *Наблюдаваната честота* е истинската бройка на обектите за дадената клетка. Например за изследването съгласно кръстосана таблица **24** италианци и **3** българи не смятат за важна тяхната национална идентичност (виж първия ред). **(б)** *Очакваната честота* е това, което изследователят очаква да намери в тази клетка ако няма асоциация между двете променливи.
2. Ако очакваната и наблюдаваната честоти са доста близки една до друга то тогава е вероятно *разликата* между тях да не е статистически значима за хи-квадрат теста. Ако обаче се наблюдава голямо *различие* между очакваната и наблюдаваната честоти, както е в примера, то се очаква хи-квадрат тестът да е статистически значим.
3. **(а)** хи-квадрат на Пирсън е статистически значим: $\chi^2(3, N = 321) = 65.34$, $p < 0.001$; **(б)** може да се направи изводът, че има връзка (асоциация) между двете променливи.
4. В забележката на втората таблица е дадена информацията за минималното очаквана честота, която е 6.93 и е по-голяма от 5. Броят на клетките, за които очакваната честота е по-малка от 5 е **0** клетки. Това е 0% от всички клетки, което означава, че за повече от 80% е изпълнено изискването минималната очаквана честота да е по-

голямо от 5. Това е една от предпоставки за провеждането на хи-квадрат теста и затова е важно да е изпълнена.

5. **(а)** *V на Крамер* (Cramer's *V*) трябва да се анализира при таблици с размерност по-голяма от 2 на 2; **(б)** неговата стойност е 0.451.
6. Големината на ефекта за 4×2 кръстосана матрица се изчислява по следния начин (виж Раздел 18.3.6): **(1)** изважда се 1 от броя на категориите за първата променлива: $4-1=3$; **(2)** изважда се 1 от броя на категориите за втората променлива: $2-1=1$; **(3)** избира се по-малкото от тези две числа, което е **1**; **(4)** използва се следната интерпретация за ефекта на размера: за **1** (две категории): малка $=0.01$, средна $=0.30$, голяма $=0.50$. За примера *V на Крамер* $=0.451$, което е **средна** големина на ефекта.
7. Кръстосаната таблица има 3 реда $(k=3)$ и 6 колони $(c=6)$, т. е. има $3 \times 6 = 18$ клетки.
8. **(а)** *Да*. Хи-квадрат тестът на Пирсън е статистически значим: $p < 0.001$; **(б)** Той се докладва по следния начин: $\chi^2(10, N = 355) = 99.81$, $p < 0.001$.
9. **Да**. В забележката под втората таблица е дадено, че за 3 клетки, които представляват 16.7% от всички 18 клетки очакваната честота е по-малка от 5. Това означава, че за останалите 83.3% от броя на клетките очакваната честота е по-голяма от 5: $100\% - 16.7\% = 83.3\% > 80\%$.
10. *V на Крамер* (Cramer's *V*) трябва да се анализира при таблици с размерност по голяма от 2 на 2 и за примера неговата стойност е Cramer's $V = 0.375$, $p < 0.001$.
11. Големината на ефекта за 3×6 кръстосана матрица се изчислява по следния начин (виж Раздел 18.3.6): **(1)** изважда се 1 от броя на категориите за първата променлива: $3-1=2$; **(2)** изважда се 1 от броя на категориите за втората променлива: $6-1=5$; **(3)** избира се по-малкото от тези две числа, което е **2**; **(4)** използва се следната интерпретация за ефекта на размера: за **2** (три категории) малка $=0.07$, средна $=0.21$, голяма $=0.35$. За примера *V на Крамер* $=0.375$, което е **голяма** големина на ефекта.
12. *Вярно*.
13. *Вярно*. Ако данните са ординални, то хи-квадрат тестът ги третира като номинални (виж раздел 18.3.1).
14. *Грешно*. Има изискване не за всички клетки, а поне за 80% от тях очакваната честота да е по-голяма от 5 (виж раздел 18.3.1).
15. *Грешно*. Хи-квадрат тестът е непараметричен, но за него няма алтернативен параметричен тест.
16. *20*.
17. *11*. Това са сумата на диагоналите на кръстосаната таблица: $6+1+4=11$.
18. *Да*, $p = 0.003 < 0.05$.
19. *0.366*.
20. *Не*. Съгласно Peat (2002) стойностите на коефициента за съгласуваност *капа на Коен* се интерпретират по следния начин: умерена $= 0.5$; добра ≥ 0.7 и много добра ≥ 0.8.
21. "Коефициентът капа на Коен (Cohen's kappa) е изчислен, за да се провери каква е съгласуваността между оценките за 20 интернет страници на двама независими консултанти. Получената стойност на капа е 0.366, което показва лоша съгласуваност между двете оценки."

ГЛАВА 19

1. *Четири променливи:* **(1)** пиене на кафе; **(2)** пиене на чай; **(3)** пушене и **(4)** пол (мъже и жени).
2. *Няма* зависими и независими променливи в това изследване.
3. *Да*, може да се използва логлинейният анализ, защото и четирите променливи са номинални: пиене на кафе, пиене на чай и пушене приемат по две стойности: *да* и *не*. Четвъртата променлива пол също има две стойности: *мъже* и *жени*.
4. Тъй като в тази кръстосана таблица няма редове и колони с маргиналните суми, то за да се намери извадката трябва да се съберат всички честоти в кръстосаната таблица. Сумата е равна на $15+30+17+14+23+15+18+5+5+14+8+2+6+11+7+1=191$. Извадката е равна на $N = 191$.

5. Има *четири* главни ефекта колкото са номиналните променливи: **(1)** пиене на кафе; **(2)** пиене на чай; **(3)** пушене и **(4)** пол.
6. *Четири* са трифакторните взаимодействия: *кафе* × *чай* × *пушене* ; *кафе* × *чай* × *пол* ; *кафе* × *пушене* × *пол* и *чай* × *пушене* × *пол* .
7. *4*. Максималната стойност на K е равна на броя на променливите.
8. *Нито един*. За всички тестове p-стойността е по-малка от 0.05 и затова те са статистически значими.
9. Трифакторен логлинеен анализ е проведен, за да се установи дали има асоциация между *първи избор на социална класификация*, *пол* и *възрастова група*. Отношение на правдоподобие (likelihood ratio) за този модел е статистически значимо: $\chi^2(5) = 17.18$, $p = 0.004$, което показва, че ефектът на взаимодействие с най-голям ранг (*първиизбор на социална класификация* × *пол* × *възрастова група*) е статистически значим.

ГЛАВА 20

1. *Вярно.*
2. *Вярно*.
3. *Грешно*.
4. *Вярно*.
5. **(а)** *Относителната важност на половата идентичност*; **(б)** ординална; **(в)** INTAS_rank_gender.
6. **(а)** *възрастова група* (с две групи: *пълнолетни и непълнолетни*); **(б)** номинална; **(в)** age_group.
7. Ман-Уитни (Mann-Whitney) тест.
8. **(а)** $U = 15282.0$; **(б)** $p = 0.627$; **(в)** *не*, защото $p = 0.627 > 0.05$; **(г)** "Резултатите от теста на Ман-Уитни (Mann-Whitney U test) показват, че няма статистически значимо различие между *относителната важност на половата идентичност* на пълнолетните и непълнолетните, $U = 15282.0$, $p = 0.627$."; (**д**) При $N = 355$ и $z = -0.486$ от Формула 20.1 се получава:

$$r = z/\sqrt{N} = -0.486/\sqrt{355} = -0.486/18.84 \approx -0.03$$

Съгласно Таблица 9.8 $r = -0.03$ се интерпретира като *нищожна* големина на ефекта.

9. H_1**:** "Има статистически значимо различие в разпределението на *относителната важност на европейската идентичност* между етносите."
10. 3, това са българи, турци и роми.
11. $N = 355$.
12. **(а)** 9.843; **(б)** $p = 0.007$; **(в)** *да*,защото $p = 0.007 < 0.05$; **(г)** "има статистически значимо различие за *относителната важност на половата идентичност* между трите етноса: $\gamma^2(2) = 9.84$, $p = 0.007$; **(д)** *да*.
13. $N = 355$.
14. **(а)** $z = -3.301$; **(б)** $p = 0.001$; **(в)** *да*, защото $p = 0.001 < 0.05$; **(г)** При $N = 355$ и $z = -3.301$ от Формула 20.2 се получава:

$$r = z/\sqrt{N} = -3.301/\sqrt{355} = -3.301/18.84 \approx -0.18$$

Съгласно Таблица 9.8 $r = -0.18$ се интерпретира като *малка или по-малка от типичната* големина на ефекта.

15. **(а)** $t = -2.055$; **(б)** $p = 0.043$; **(в)** *да*, защото $p = 0.043 < 0.05$; **(г)** $df = 74.263$.
16. **(а)** $U = 1018.5$; **(б)** $p = 0.096$; **(в)** *не*, защото $p = 0.096 > 0.05$.
17. t-тестът за независими извадки. Тъй като той е статистически значим ($p = 0.043 < 0.05$) може да се направи извод, че има статистически значимо различие между групата на пълнолетните и на непълнолетните.
18. Тестът на Ман-Уитни (Mann-Whitney). Тъй като той **не** е статистически значим ($p = 0.096 > 0.05$) може да се направи извод, че **няма** статистически значимо различие между групата на пълнолетните и на непълнолетните.
19. *Да*. Силата на t-теста за независими извадки е по-голяма от тази на теста на Ман-Уитни (Mann-Whitney) и затова той открива различието между двете изследвани

групи (пълнолетни и непълнолетни) докато тестът на Ман-Уитни (Mann-Whitney) не може да го открие.

ГЛАВА 21

1. *Грешно.* Бланд-Алтман анализът не е статистически тест и затова при него не се формулира нулева хипотеза H_0.
2. *Грешно.* Бланд-Алтман анализът е субективен процес (графичен метод), който се използва за преценка съгласуваността между два метода за измерване.
3. *Вярно*.

ГЛАВА 22

1. **(в)**, защото p стойността е винаги между 0 и 1.
2. **(а)**, еквивалент на R^2.
3. **(в)**, биноминалното разпределение.
4. **(в)**, когато има само една категорийна зависима променлива независимо от броят и видът на независимите променливи.
5. **(б)**, множествена линейна регресия.
6. Съществото различие между двата изследователски въпроса е в това каква е зависимата променлива. В първият случай (Раздел 22.4) се прогнозира решението на респондента да се запиши на курс по статистика, което има два възможни изхода: записал се и не записал се. Във вторият случай се прогнозира оценката от изпита по статистика (на записалите се студенти), която е интервална променлива и приема стойности от 2 до 6.

ГЛАВА 23

1. **Да**, защото това е дихотомна променлива с приблизително равни наблюдения за двете групи: 34 момчета и 40 момичета.
2. *Theory_of_Education*, *age* и *gender*.
3. Да, $p<0.001$.
4. $D = -9.382 + (0.680 \times Theory\_of\_Education) + (0.393 \times age) + (-0.179 \times gender)$.
5. За момчетата:
   $$D = -9.382 + (0.680 \times 6) + (0.393 \times 29) + (-0.179 \times 0) = 6.095$$
   и се класифицират към групата на записалите се. Това следва от таблица таблицата **Functions at Group Centroids** (Функции за центроида за групите), съгласно която наблюдение с положителни стойности на дискриминантната функция D се отнасят към групата на записалите се (*taken*) за курса по статистика.
   За момичета:
   $$D = -9.382 + (0.680 \times 6) + (0.393 \times 29) + (-0.179 \times 1) = 5.916$$
   и също се класифицират към групата на записалите се.
6. $0.36. \eta = \sqrt{1-\Lambda^{1/3}} = \sqrt{1-0.656^{1/3}} = \sqrt{1-0.869} = \sqrt{0.131} \approx 0.36$.
7. Средна, типична големина на ефекта.
8. 76.9% за групата на *not taken* и 74.3% за групата на *taken*.
9. 75.7%.

ГЛАВА 24

1. *Грешно*. Кластерният анализ не прави разлика между зависима и независими променливи.
2. *Грешно*. При кластерният анализ не се формулират статистически хипотези (нулева H_0 и алтернативна H_1).

3. *Вярно*.
4. *Вярно*.
5. *Грешно*.
6. *Грешно*. Йерархичен кластерен анализ може да бъде проведен както когато не е известен броят на кластерите, така и когато е известен техният брой.
7. *Вярно*.

Англо-български речник

Този речник съдържа около 700 думи и термини. За всеки термин, който се съдържа в *тълковният речник*, в краят на редът има знакът * (например: absolute value), а който се отнася за IBM SPSS Statistics за почва с главна буква (например: About – относно).

3-D Bar	3-мерен стълбовидна графика	
A		
a priori test	предварителен тест	
About	относно	
absolute value	абсолютна стойност	*
Absolute value below	абсолютна стойност под	
abstract	резюме	*
Add Cases	добави наблюдения	
Add Variables	добави променливи	
Add-ons	допълнителни програми	
adjusted mean	корегирано средноаритметично	*
adjusted R square	корегиран коефициент на детерминацията	
Aggregate	агрегиране	
Align	подравняване	
alpha	алфа	
alternative hypothesis H_1	алтернативна, експериментална хипотеза H_1	*
alternative-form reliability	алтернативна форма на надеждност	*
analysis of covariance(ANCOVA)	ковариационен анализ	*
analysis of variance (ANOVA)	дисперсионен анализ	*
Analyze	анализ	
ANOVA	дисперсионен анализ	
appendix	приложение	*
Apply	приложи	
Approx. Sig.	приблизителна значимост	
approximate significance	приблизителна значимост	
Area	площ	
arithmetic average	средноаритметично (равно е на средното (mean))	
association	асоциация	
Association table	таблица на асоциациите	
association/correlation statistics	асоциативна/корелационна статистика	
asterisk	малка звезда (*)	
Asymp. Sig	асимптотична значимост	
asymptotic significance	асимптотична значимост	

autocorrelation	автокорелация	
average	средно, средна величина	*

B

backward elimination	обратно елиминиране (при регресионен анализи)	*
backward solution	обратно решение (при логлинеен анализи)	*
bar graphs	стълбовидна графика	*
Bartlett's test of sphericity	тест на Бартлет за сферичност	*
beta (β) coefficient	бета коефициенти (за регресионният анализ)	*
beta β level	бета ниво (за грешката от втори род)	*
between groups	междугрупов	
between-subjects (groups) design	междугрупов дизайн (на изследването)	*
bias	изместване, грешка на измерването	
bimodal distribution	бимодално честотно разпределение	*
Bivariate	Двумерна	
bivariate correlation	двумерна корелация	*
bivariate statistics	двумерна статистика	
Bland–Altman analysis	Бланд-Олтман анализ	*
Bonferroni correction	корекцията на Бонферони	*
box plot (boxplot)	графика кутия	*
Box's Test	тест на Бокс	*
Brown-Forsythe test	тест на Браун-Форсайт	*

C

Cache Data	кешови данни	
Cancel	отмени	
case	наблюдение	*
Case Labels	етикет за наблюдение	
case processing	обработка на наблюдения	
Case Studies	изследване на случаите	
Casewise diagnostics	диагностика за анормални наблюдения	
casual relationship	причинно-следствена зависимост	
categorical variable	категорийна променлива	*
cell	поле, клетка на таблица	*
cell of contingency table	клетка (от факторна таблица)	*
central limit theorem	централна пределна теорема	*
central tendency	централна тенденция (на разпределението)	*
Chart Editor	редактор на графиката	
Charts	диаграми	
chi-square distribution	хи-квадрат разпределение	*
chi-square goodness of fit test	хи-квадрат тест за съгласуване	*
chi-square one-sample test	хи-квадрат тест за една извадка	*
chi-square test of association	хи-квадрат тест за асоциация	*
chi-square test of independence	хи-квадрат тест за независимост	*
Clear	изчисти	
Close	затвори	
cluster analysis	кластерен анализ	*
codebook	кодова книга за данните (за матрицата на изследването)	*
Codebook	кодова книга	
coding	кодиране (за матрицата на изследването)	*
coding sheet	кодова страница (за матрицата на изследването)	
coefficient	коефициент	
coefficient of determination	коефициент на детерминация (определеността)	*
Coefficients	коефициенти	
Cohen	Коен	
Cohen's *d*	*d* на Коен	*
collineality	колинеарност	*

Collinearity diagnostics	диагностика за колинеарност	
column	колона	
Command Syntax Reference	справочник на синтаксиса на командите	
Communalities	комуналност	
Compare Means	съпоставка на средноаритметичните	
Compare means	сравни средноаритметичните	
comparison statistics	съпоставителна статистика	
Component Matrix	компонентна матрица	
Component Plot in Rotated Space	компонентна графика след ротацията	
Component Transformation Matrix	матрицата на компонентната трансформация	
Compute Variable	изчисли променлива	
conditional probability	условна вероятност	*
confidence interval	доверителен интервал	*
confirmatory factor analyses	потвърждаващ факторен анализ	*
consistent	състоятелни	
consistent results	непротиворечиви резултати	
constant	константа	*
construct validity	конструктивна валидност	*
Contents	съдържание	
contingency table	кръстосана таблица	*
Continue	продължи	
continuity correction	корекция за непрекъснатост	
continuous variable	непрекъсната, континуална променлива	*
convergence	конвергентност, който се събира в една точка	
Cook's distance	разстояние на Кук	*
Copy	копирай	
Correlate	корелация	
correlation	корелация	*
correlation analysis	корелационен анализ	*
correlation coefficient	корелационен коефициент	*
correlation matrix	корелационна матрица	*
Correlations	корелации	
count (observed) frequency	наблюдавана, емпирична честота	
count measure	количествен показател (мярка)	
Count Values within Cases	преброй стойности в наблюденията	
covariance	ковариация	*
Covariance matrix	ковариационна матрица	
covariate	ковариата	*
Cramer's *V*	*V* на Крамер	*
criteria (criterion)	условие	
criterion variable	зависима променлива в регресионното уравнете	*
critical value	критическа стойност	*
Cronbach's alpha	алфа на Кронбах	*
cross-product	векторно произведение	
cross-sectional design	кроссекционален, напречен дизайн (на изследването)	*
crosstabulation (crosstab)	кръстосана таблица	*
cumulative frequency	кумулативна честота	*
curve	крива (линия)	
Customize Variable View	настройка на разглеждане на променливите	
Cut	отрежи	
cut point	точка на деление	

D

data	данни	*
data base	база от данни	*
data coding	кодиране (на данни)	*
Data Editor	редактор на данни	*

data file	файл с данни	*
Data File Comments	коментари на файла с данни	
data matrix	матрица с данни	*
data point	точка на графиката	
data proceeding	обработка на данни	*
data reduction	съкращаване на данни	*
Data View	изглед на данни	*
Decimals	дробна част	
Default parameters	зададени по подразбиране параметри	*
Define	дефинирай	
Define Range	дефинирай диапазона	
Define Variable Sets	дефинирай множеството от променливи	
degree of certainty	степен на достоверност	
degree of freedom (df)	степени на свобода	*
density function	функция на плътността на разпределението	
Dependent	зависима променлива	
dependent samples	зависими извадки	*
dependent variable	зависима променлива	*
descriptive statistics	дескриптивна, описателна статистика	*
Descriptive Statistics	дескриптивни статистики	
Descriptives	дескриптивни статистики	
determinant	детерминант (на матрица)	
deviation	девиация, отклонение	*
Dialog Box	диалогова кутия	*
dichotomous variable	дихотомна променлива	*
difference	различие, разлика	
Dimension Reduction	съкращаване на обема данни, намаляване на размерността	
discrete variable	дискретна променлива	*
discriminant analysis	дискриминантен анализ	*
discussion section	дискусия	*
disordinal interaction	неподредено взаимодействие	*
dispersion	разсейване	
Display	покажи	
Display commands in the log	покажи командите в разпечатката	
Display Data File Information	покажи информацията за файла с данни	
Display labels	покажи етикетите	
distance	разстояние	
Distances	разстояния	
distribution	разпределение	
distribution function	функция на разпределението (на вероятностите)	
dummy variable	фиктивна променлива	*
Durbin-Watson	Дърбин-Уотсман	

E

Edit	редактиране	
effect size	големина на ефекта	*
eigenvalues	собствено значение	
empirical evidence	емпирично, експериментално доказателство	*
Enter	включване	
equal variances assumed	равенството на дисперсиите е изпълнено	
equal variances not assumed	равенството на дисперсиите не е изпълнено	
equality of variances	равенство на дисперсиите	
equation	уравнение	*
error	грешка	
error *df*	грешка на броят на степените на свобода	
error in prediction	грешка в прогнозата	*
error of measurement	грешка на измерването	*

error variance	дисперсия на грешката	
estimated marginal means	оценка на крайните средноаритметични	
Estimates	оценки	
eta η coefficient	*ета* η коефициент	*
Euclidian distance	Евклидово разстояние	
even	наблюдение	*
exclude cases analysis by analysis	изключване на наблюденията по анализи	
exclude cases listwise	изключване на наблюденията по редове	
exclude cases pairwise	изключване на наблюденията по двойки	
Exit	излез	
expected count/frequency	очаквана, теоретическа честота	*
experiment	експеримент	*
experimental design	експериментален дизайн	*
experimental hypothesis	експериментална хипотеза	*
experimental research	експериментално изследване	*
exploratory factor analyses	изследователски факторен анализ	
Explore	изследвай	
Export to Database	експортирай в база данни	
external validity	външна валидност	*
Extract	извличам	
extraction	извличане	*
extraction method	метод на екстракция, извличане	
extraneous variable	външна променлива	*
extreme	екстремално (наблюдение)	

F

F	*F*-статистика	
factor	фактор, независима променлива	*
Factor	факторен анализ	
factor analysis	факторен анализ	*
factor extraction	коефициент на извличане	
factor loading	факторно тегло	*
factor matrix	факторна матрица	*
factor rotation	ротация на фактора	
factor score	факторна оценка	*
factorial ANOVA	факториален дисперсионен анализ	*
factorial design	факториален дизайн (на изследването)	
File	файл	
fillers	дистрактори	*
Find	търсене	
finding	резултат, факт	
Fisher's exact test	точен тест на Фишер	
Fit Method	избор на метод	
Fixed number of factors	фиксиран брой на факторите	
Flag significant correlations	маркирай значимите корелации	
Format	формат	
Forward	прав	
forward solution	пряко решение	*
F-ratio	*F*-отношение	*
frequency table	честотна таблица	*
frequency	честота	*
frequency distribution	честотно разпределение	*
frequency polygon	честотна графика (полигон)	*
Friedman test	тест на Фридман	*
F-value	*F*-стойност	

G

Games-Howell test	тест на Гамес-Хоуел	
General	общ	
general linear model (GLM)	общ линеен модел	
Goodman	Гудман	
goodness of fit test	тест за съгласуваност	
grand mean	общо средноаритметично	*
grand variance	обща дисперсия	*
graph	графика	*
Graphs	графици	
Grid Lines	линии на таблицата	
Group Statistics	статистика за групите	
Grouping Variable	групираща променлива	

H

Help	справка	
heterogeneous data	хетерогенни, разнородни данни	
heteroscedasticity	хетероскедаситчност, разнородност на дисперсиите	*
hierarchical cluster analysis	йерархичен кластерен анализ	
hierarchical log-linear analysis	йерархичен логлинеен анализ	
histograms	хистограма	*
homogeneity	хомогенност, еднородност	*
Homogeneity of variance test	тест за равенство на дисперсиите	
homogeneity of variances	хомогенност, равенство на дисперсиите	*
homogeneous data	хомогенни, еднородни данни	
homogeneous subsets	хомогенни подмножества	*
homoscedasticity	хомокедаситчност, еднородност на дисперсиите	*
hypothesis	хипотеза	*
hypothesis *df*	хипотетичен брой на степените на свобода	
hypothesis testing	проверка на хипотеза	*

I

Iinitial solution	първоначално решение	
independent events	независими събития	*
independent group design	дизайн на изследване с независими групи	*
independent sample	независима извадка	
Independent Samples Test	тест за независими извадки	
independent variable	независима променлива	*
independent variable in regression	независима променлива в регресионното уравнение	*
Independent(s)	независима(и) променливи	
independent-samples *t*-test	*t*-тест за независими извадки	*
Index	индекс	
individual differences	индивидуални различия	
inferential statistics	дедуктивната статистика	*
Insert	въведи	
interaction	взаимодействие	*
interaction effect	ефект на взаимодействие	*
intercept	свободен член	*
internal consistency (of the scale)	вътрешна съгласуваност (на скалата)	*
internal consistency reliability	надеждност на вътрешната съгласуваност	
internal validity	вътрешна валидност	*
interquartile range	междуквартилов размах	*
interval estimation	интервална оценка	*
interval scale	интервална скала	*
interval variable	интервална променлива	*
introduction section	въведение	*
irrelevant variables	несъществени променливи	

item	елемент (на скала); въпрос; айтъм	
item response theory	теория за трудността на въпроса	*
iteration	итерация	

K

Kaiser Normalization	нормализация на Кайзер	
Kaiser's criterion	критерий на Кайзер	*
Kaiser-Meyer-Olkin Measure (KMO) of Sampling Adequacy	критерий за мярка на адекватността на извадката на Кайзер-Мейер-Олкин (КМО)	*
Kendall's tau-b	*тау-б* на Кендал	*
KMO and Bartlett test of sphericity	тестове на КМО и на Бартлет	
Kolmogorov-Smirnov test	тест на Колмогоров-Смирнов	*
Kruskal-Wallis test	тест на Крушкел-Уолис	*
kurtosis	ексцес	*

L

label	етикет (на променлива)	
Label Cases by	етикет за наблюденията	
latent variable	скрита променлива	*
least square method	метод на най-малките квадрати	*
Legacy Dialogs	традиционни графици	
leptokurtic	остър връх, островръхо разпределение	
level of confidence	доверителна вероятност	*
levels of measurement	нива на измерване (на променлива, скала)	*
level of significance	ниво на значимост	*
Levene's test	тест на Левин (за равенство на дисперсиите)	*
likelihood	правдоподобие	
likelihood ratio	отношение на правдоподобието	
Likert question/item	Ликерт въпрос (променлива)	*
Likert scale	Ликерт скала	*
Lilliefors	Лилиефорс	
line graphs	линейна графика	*
Linear	линейна	
linear regression analysis	линеен регресионен анализ	
linear regression line	линейна регресионна линия	*
linear relationship	линейна зависимост	
Linear-by-Linear Association	линейна асоциация между променливите	
listwise	по редове	
Loading plot(s)	графика на собствените значения	
logistic regression analysis	логистичен регресионен анализ	
logit (logistic) regression	логистична регресия	*
log-linear analysis	логлинеен анализ	*
lollipop effect	ефекта на "захарното петле"	
long format dataset	дълъг формат от данни	
longitudinal design	лонгитуден дизайн (на изследването)	*
lower bound	долна граница (на доверителният интервал)	

M

M	съкращението на ***mean***	
Mahalanobis distance	разстояние на Махаланобис	*
main effect	главен ефект	*
Mann-Whitney U test	тест на Ман-Уитни	*
marginal (row/column total)	маргинална (крайна) сума (сумата по ред/колона)	
Mark File read Only	отбележи файла като само да се чете	
matched groups	съгласувани групи	
matched-pairs design	дизайн на изследване със съгласувани двойки	

matrix	матрица	*
Mauchly's test of sphericity	тест за сферичност на Маучли	*
Maximum steps	максимален брой стъпки	
Md	медиана (идва от съкращението на ***median***)	
mean	средноаритметично, средно значение	*
mean deviation	средно отклонение	*
mean difference	разлика между средноаритметичните	
mean rank	среден ранг	
mean square (MS)	среден квадрат	*
measure of variability	мярка за разсейване	*
measurement	измерване	*
measurement scales	скали на измерването	*
measures of association	измерване на асоциация	*
measures of central tendency	мерки за централната тенденция	*
measures of variability	мерки за разсейване	*
median (Mdn)	медиана	*
Menu Bar	лента с инструменти	
Merge Files	обедини файловете	
mesokurtic	приблизително нормален ексцес на разпределението	
meta-analysis	мета-анализ	*
Method	метод	
method section	метод	*
midpoint	средна точка, център	*
minimum expected count	минимална очаквана честота	
missing values, data	липсващи стойности, данни	*
mode	мода	*
Model Building	построяване на модела	
Model fit	характеристики на модела	
Model Summary	обобщена таблица за модела	
monotonic association	монотонна асоциация (в корелационният анализ)	
monotonic relation	монотонна връзка	*
Monte Carlo method	метод на Монте Карло	*
multicollinearity	мултиколинеарност	*
multimodal distribution	многомодално разпределение	*
multiple (linear) regression	множествена (линейна) регресия	*
multiple correlation	множествена корелация	*
multivariate	многомерно	*
multivariate analysis of variances (MANOVA)	многомерен дисперсионен анализ	
multivariate distribution	многомерно разпределение	
multivariate statistics	многомерна статистика	
multivariate tests	многомерни тестове	

N

N	брой	
New	нов	
Next	следващ	
nominal scale	номинална скала	*
nominal variable	номинална променлива	*
None	нито една	
nonlinear, curvilinear relationship	нелинейна зависимост	
nonparametric statistics	непараметрична статистика	
nonparametric tests	непараметрични тестове	*
nonuniform distribution	неравномерно разпределение	
normal distribution	нормално (гаусовско) разпределение	*
Normal Probability plot	графика за нормалното разпределение	
nuisance variables	зашумяващи променливи	*
null hypothesis H_0	нулевата хипотеза H_0	*

numeric variable	числова променлива	*
O		
oblique factor solution (rotation)	неортогонална ротация (за факторния анализ)	*
observation	наблюдение	*
observed (count) frequency	наблюдаваната, емпирична, фактическа честота	*
observed equation	емпирично уравнение	
odd ratio	отношение на шанса	
one way (one factor) ANOVA	еднофакторен дисперсионен анализ	*
one way (one factor) repeated measures ANOVA	еднофакторен дисперсионен анализ за свързани извадки	
One-Sample Statistics	статистика за една извадка	
One-Samples T Test	*T*-тест за една извадка	
One-Samples Test	тест за една извадка	
one-tailed, directional hypothesis	едностранна хипотеза	*
one-way design	еднофакторен дизайн (на изследването)	
Open	отвори	
Open Database	отвори базата данни	
operational definition	работна дефиниция	*
operator of summation	оператор за сумиране	
Option	опции	
ordered set	подредено множество	*
ordinal interaction	подредено взаимодействието	*
ordinal scale	ординална (рангова) скала	*
ordinal variable	ординална променлива	*
orthogonal rotation	ортогонална ротация (за Факторния анализ)	*
outcome	резултат (от статистическият тест)	
outliers	анормални наблюдения	*
output	резултати (от изчисление на командата)	
Output Labels	етикети за резултати	
P		
paired observations	измерени по двойки	
paired samples	свързани, корелирани извадки	
Paired Samples Correlations	корелации за свързаните извадки	
Paired Samples Statistics	статистика за свързани извадки	
Paired Samples Test	тест за свързани извадки	
paired-samples *t*-test	*t*-тест за корелирани, свързани, зависими извадки	*
pairwise	по двойки	
pairwise comparisons	сравнения по двойки	*
parameter (of population)	параметър (на генералната съвкупност)	*
Parameter estimates	оценка на параметрите	
parametric assumption	предпоставки на параметрична статистика	*
parametric statistics	параметрична статистика	*
parametric tests	параметрични тестове	*
Pareto chart	диаграма на Парето	
partial *eta* squared	частичен квадрат на *ета*	
participant	участник (в изследването)	*
Paste	залепи	
path analysis	пътеков анализ	*
Pearson linear or product-moment coefficient	корелационен коефициент на Пирсън	*
percentile	процентил (за честотното разпределение)	*
perfect negative correlation	абсолютно отрицателна корелация	
perfect positive correlation	абсолютно положителна корелация	
phi ϕ coefficient	*фи* ϕ коефициент (за корелация)	*
pie graph (chart)	кръгова, секторна графика	*

Pillai's Trace	криви на Пилай	*
platykurtic	плоско (разпределение)	
plausible hypothesis	правдоподобна хипотеза	
plausible rival hypothesis	правдоподобна конкурираща хипотеза	*
plot	диаграма, графика	
point estimation	точкова оценка	*
pooled estimate	сумарна оценка	
pooled variance estimate	сумарна дисперсионна оценка	
population	генерална съвкупност	*
population mean	средното значение за генералната съвкупност	
post hoc multiple comparison tests	*постхок* тест	*
posttest	посттест	
power of test	сила на теста	*
practical significance	фактическа значимост	
prediction	прогноза (за регресионния анализ)	*
predictor variable	независима променлива в регресионното уравнение	*
pretest	предтест	
principal component analysis	анализ на главните компоненти	*
Principal components	главни компоненти	
Print	печатай	
Print Preview	предварително разглеждане	
probability	вероятност	*
probability distribution	плътност на разпределението	
Probability for removal	значимост за изключване	
probability theory	теория на вероятностите	
publication bias	грешка от публикациите	
p-value	*p* стойност	*

Q

Q-Q (quantile - quantile) graphs	графики-квантили	
Quadratic	квадратичен	
qualitative variables	качествени променливи	*
Quality Control	контрол за качеството	
quantile	квантил	*
quantitative variables	количествени променливи	*
quartile	квартил	*
questionary	въпросник	*
quota sampling	представителна извадка с квоти (пропорции)	*

R

random error	случайна грешка	*
random sampling	случаен избор, подбор	
random variable	случайна променлива	*
rang	ранг	*
range	размах, диапазон на изменение	*
Rank Cases	ранжирай наблюденията	
ratio scale	пропорционална скала	*
ratio variable	пропорционална променлива	*
raw data	първични, необработени данни	*
Read Text Data	прочети текстови данни	
Recode into different Variables	прекодирай в други променливи	
Recode into Same Variables	прекодирай в същите променливи	
references	литература	*
Regression	регресия	
regression analysis	регресионен анализ	*
regression coefficient	регресионен коефициент	*
regression constant	регресионна константа	*

regression line	регресионна линия	*
related pairs	свързани двойки	
related sample	зависима (свързана) извадка	
relationship	връзка, зависимост	
reliability	надеждност	*
reliability analysis	анализ на надеждността	
reliability of a scale	надеждност на скалата	
Remove	изключване	
repeated-measures design	дизайн на изследване с повтарящи се измервания	*
Replace Missing Values	замени липсващите стойности	
Reports	доклади	
representative sample	представителна извадка	*
research design	дизайн на изследване	*
research hypothesis	изследователска хипотеза	*
research question	изследователски въпрос	*
residual	остатъчен член, грешка от прогнозата (за регресията)	*
Residuals Statistics	статистика за грешката от прогнозата	
respondent	респондент, изследвано лице	*
results section	резултати	*
reverse variable	ревърсна (по стойност) променлива (вторична променлива)	*
reverse-phrased item	обратно-фразиран въпрос/променлива (първичната променлива)	*
risk ratio	отношение на риска	
robust test	устойчивост на теста	*
robust tests of equality of means	тестове за устойчивост на равенството на средноаритметичните	
Rotated Component Matrix	ротирана компонентна матрица	
Rotated solution	ротирано решение	
rotation	ротация	*
rotation method	метод на въртене, ротиране (за факторният анализ)	
rounding the numbers	закръгляне на числата	
row	ред	
Run	изпълни	

S

sample	извадката	*
sample distribution	извадково разпределение	*
sample size	размер на извадка	*
sampling error	грешка на извадка	
saturated model	наситен модел (в логлинейният анализ)	*
Save	запиши	
Save As	запиши като	
scale	метрична скала, това са интервални и пропорционални скали в термините на IBM SPSS Statistics	
scale variables	метрични променливи, това са интервални и пропорционални променливи за IBM SPSS Statistics	
scale's internal consistency	вътрешната съгласуваност на скалата	*
scale's manual	ръководството за скала	*
scatter plot (scatterplot)	графика на разсейване	*
Scatter/Dot	разсейване/точково	
Scatterplot	графика на разсейване	
scientific method	научен метод	*
Scree Plot	графика на собствените значения, точкова графика	
Select Cases	селектирай наблюденията	
Selection Variable	селектирана променлива	
Shapio-Wilk test	тест на Шапио-Уилк (за нормално разпределение)	
Sidak correction	корекцията на Сидак	*

Sig.	значимост	
sign test	знаков тест	*
significance	значимост	*
significance level	ниво на значимост	*
significant digits	значими числа	
simple (linear) regression	единична (линейна) регресия	*
Simple Scatter	обикновена графика на разсейването	
single-factor design	еднофакторен дизайн (на изследването)	
singularity	сингуларност, особеност, особена точка	
skew(ed) distribution	асиметрично разпределение	
skewness	асиметрия	*
slope	наклон	*
Sort Cases	сортирай наблюденията	
Sorted by size	сортирани по размер	
Spearman's rank-order correlation *rho*	коефициент на корелация на Спирмън *ро*	
Spearman-Brown prophecy formula	формула за прогноза на Спирмън-Браун	
sphericity	сферичност	*
Split File	раздели файла	
split-half method reliability	надеждност чрез разделяне на теста на две половини	*
spread	ширина	
spread of distribution	размах на разпределението	
squared error	квадратична грешка	*
standard deviation (std. dev.)	стандартно отклонение, средноквадратичното отклонение	*
standard error (std. error)	стандартна грешка, средноквадратична грешка	*
standard error mean	стандартна грешка за средноаритметичното	*
standard error of the estimate	стандартна грешка на оценката	
standard normal distribution	стандартно нормално разпределение	*
standard score	стандартна оценка	*
standardized	стандартизиран, нормализиран	
standardized coefficients	стандартизирани коефициенти	
standardized residual	стандартизиран остатък	
Standardized Residual Plots	стандартизирани графици за остатъчните членове	
statistic	статистика (като число)	*
statistical estimation	статистическа оценка	*
statistical hypothesis test	статистическа хипотеза – проверка	*
statistical inference	статистически изводи	*
statistical significant	статистическа значимост	*
statistical test	статистически тест	*
statistical validity	статистическа валидност	*
statistics	статистика (като наука)	*
Statistics Coach	статистически инструктор	
Statistics Data Editor	редактор на статистическите данни	
Statistics Syntax Editor	редактор на статистическата програма	
Status bar	лента за състояние	
Std. Deviation	стандартно отклонение	
Std. Error	стандартна грешка	
stem-and-leaf graph	листовидна графика	*
Stepping Method Criteria	критерии за постъпковият метод	
Stepwise	постъпков	
stepwise method	постъпков метод	
Stop Processor	спри процесора	
stratified sampling	представителна извадка с квоти (пропорции)	*
string variables	стрингови (буквени) променливи	*
Student's *t*-test	*t*-тест на Стюдент	*
subpopulations	подгрупи в генералната съвкупност	
subset	подмножество	

sum of ranks	сума на ранговете	
sum of squares (SS)	сума на квадратите	*
Suppress small coefficients	премълчи малките коефициенти	
Switch Server	превключи сървера	
symmetric distribution	симетрично разпределение	
Symmetric Measures	симетрични оценки	
syntax	синтаксис на командата	
systematic error	систематична, постоянна грешка	*

T

t distribution	*t* разпределение	*
t test	*t* тест	*
table	таблица	*
tabulation	таблица с данни	
test of association	тест за асоциация	*
test of difference	тест за разлика	*
test of hypothesis	проверка на хипотеза	*
Test of Significance	тест за значимост	
test statistic	статистически тест	*
test value	контролна стойност	
test-retest reliability	устойчивост на резултатите от измерването при повторно тестиране	*
tests of between-subjects effects	тестове за междугруповите ефекти	
tests of within-subjects effects	тестове за вътрешногруповите ефекти	
theory	теория	*
theory of measurement	теория на измерването	
time series	времеви ред (за дизайн на изследването)	*
title	заглавие	*
Title Bar	лента със заглавия	
Titled	заглавие	
Tool Bar	лента с икони	
Tools	средства	
Topics	теми	
Total Variance Explained	обяснена обща дисперсия	
Transform	преобразуване	
trimmed mean	отсечено средно значение	
Tukey HDS (Honestly Significant Difference)	тест на Туки (за истинска статистическа значимост)	
Tutorial	ръководство	
two-tailed hypothesis	двустранна хипотеза	*
two-way, two-factor ANOVA	двуфакторен дисперсионен анализ	*
Type I error	грешка от първи род	*
Type II error	грешка от втори род	*

U

Undo	отмени	
uniform distribution	равномерно разпределение	
unimodal distribution	унимодално честотно разпределение	*
univariate distribution	едномерно разпределение	
Unrotated factor solution	неротирано факторно решение	
unsaturated model	ненаситен модел (за логлинейният анализ)	
Unstandardized Coefficients	нестандартизирани коефициенти	
Untitled (file)	безименен файл	
upper bound	горна граница (на доверителният интервал)	
Use backward elimination	използвай постъпково изключване	
Use Variable Sets	използвай група от променливи	
Utilities	обслужващи програми	

V		
validity	валидност	*
value	стойност	
value label	етикет на стойност	*
variability	изменчивост	*
variable (var.)	променлива	*
Variable list	списък с променливи	
Variable View	изглед на променливи	*
Variables	променливи	
Variables Entered/Removed	променливи въведени/премахнати	
variance	дисперсия	*
Varimax	Варимакс (за факторния анализ)	*
View	преглеждане	
Viewer	навигатор на резултати	
W		
Weight Cases	тегла на наблюденията	
Welch test	тест на Уелч	*
whiskers	мустаци (за графиката-кутия)	
wide format dataset	широк формат данни	
Width	ширина	
Wilcoxon signed ranks test	знаков тест на Уилкоксон	*
Wilks' Lambda	ламбда на Уилкс	*
Window	прозорец	
within groups	вътрешногрупов	
within-subjects design	вътрешногрупов дизайн (на изследването)	*
within-subjects factors	вътрешногрупови фактори	
X		
X Axis	Ос X	
Y		
Y Axis	Ос Y	
Yate	Йет	
Yates' continuity correction	Корекцията на Йейт за непрекъснатост	*

Българо-Английски речник

Този речник съдържа около 700 думи и термини. За всеки термин, който се съдържа в *тълковният речник*, в краят на редът има знакът * (например: абсолютна стойност), а който се отнася за IBM SPSS Statistics започва с главна буква (например: Абсолютна стойност под - Absolute value below).

3-мерена стълбовидна графика	3-D Bar	
А		
абсолютна стойност	absolute value	*
Абсолютна стойност под	Absolute value below	
абсолютно отрицателна корелация	perfect negative correlation	
абсолютно положителна корелация	perfect positive correlation	
автокорелация	autocorrelation	*
Агрегиране	Aggregate	
алтернативна форма на надеждност	alternative-form reliability	*
алтернативна, експериментална хипотеза H_1	alternative hypothesis H_1	*
алфа	alpha	
алфа на Кронбах	Cronbach's alpha	*
Анализ	Analyze	
анализ на главните компоненти	principal component analysis	*
анализ на надеждността	reliability analysis	
анормални наблюдения	outliers	*
асиметрично разпределение	skew(ed) distribution	
асиметрия	skewness	*
асимптотична значимост	asymptotic significance	
Асимптотична значимост	Asymp. Sig	
асоциативна/корелационна статистика	association/correlation statistics	
асоциация	association	
Б		
база данни	data base	*
Безименен файл	Untitled (file)	
бета коефициент (за регресионният анализ)	beta (β) coefficient	*
бета ниво (за грешката от втори род)	beta β level	*
бимодално честотно разпределение	bimodal distribution	*
Бланд-Олтман анализ	Bland–Altman analysis	*
Брой	*N*	

В

валидност	validity	*
Варимакс (за Факторният анализ)	Varimax	*
векторно произведение	cross-product	
вероятност	probability	*
взаимодействие	interaction	*
Включване	Enter	
времеви ред (за дизайн на изследването)	time series	*
връзка, зависимост	relationship	
въведение	introduction section	*
Въведи	Insert	
външна валидност	external validity	*
външна променлива	extraneous variable	*
въпрос	item	
въпросник	questionary	*
вътрешна валидност	internal validity	*
вътрешната съгласуваност на скалата	scale's internal consistency	*
вътрешногрупов	within groups	
вътрешногрупов дизайн (на изследването)	within-subjects design	*
вътрешногрупови фактори	within-subjects factors	

Г

генерална съвкупност	population	*
главен ефект	main effect	*
Главни компоненти	Principal components	
големина на ефекта	effect size	*
горна граница (на доверителният интервал)	upper bound	
графика	graph	*
Графика за нормалното разпределение	Normal Probability plot	
графика кутия	box plot (boxplot)	*
графика на разсейването	scatter plot (scatterplot)	*
Графика на разсейването	Scatterplot	
Графика на собствените значения	Loading plot(s)	
графика на собствените значения, точкова графика	Scree Plot	
графики-квантили	**Q-Q** (quantile - quantile) graphs	
Графици	Graphs	
грешка	error	
грешка в прогнозата	error in prediction	*
грешка на броят на степените на свобода	error *df*	
грешка на извадката	sampling error	
грешка на измерването	error of measurement	*
грешка от втори род	Type II error	*
грешка от публикациите	publication bias	
грешка от първи род	Type I error	*
Групираща променлива	Grouping Variable	
Гудман	Goodman	

Д

данни	data	*
Двумерна	Bivariate	
двумерна корелация	bivariate correlation	*
двумерна статистика	bivariate statistics	
двустранна хипотеза	two-tailed hypothesis	*
двуфакторен дисперсионен анализ	two-way, two-factor ANOVA	*
девиация, отклонение	deviation	*
дедуктивната статистика	inferential statistics	*
дескриптивна, описателна статистика	descriptive statistics	*
Дескриптивни статистики	Descriptives, Descriptive Statistics	

детерминант (на матрица)	determinant	
Дефинирай	Define	
Дефинирай диапазона	Define Range	
Дефинирай множеството от променливи	Define Variable Sets	
Диагностика за анормални наблюдения	Casewise diagnostics	
Диагностика за колинеарност	Collinearity diagnostics	
диаграма на Парето	Pareto chart	
диаграма, графика	plot	
Диаграми	Charts	
Диалогова кутия	Dialog Box	*
дизайн на изследването	research design	*
дизайн на изследване с независими групи	independent group design	*
дизайн на изследване с повтарящи се измервания	repeated-measures design	*
дизайн на изследване със съгласувани двойки	matched-pairs design	
дискретна променлива	discrete variable	*
дискриминантен анализ	discriminant analysis	*
дискусия	discussion section	*
дисперсионен анализ	analysis of variance (ANOVA)	*
Дисперсионен анализ	ANOVA	
дисперсия	variance	*
дисперсия на грешката	error variance	
дистрактори	fillers	*
дихотомна променлива	dichotomous variable	*
Добави наблюдения	Add Cases	
Добави променливи	Add Variables	
доверителен интервал	confidence interval	*
доверителна вероятност	level of confidence	*
Доклади	Reports	
долна граница (на доверителният интервал)	lower bound	
Допълнителни програми	Add-ons	
Дробна част	Decimals	
дълъг формат от данни	long format dataset	
Дърбин-Уотсман	Durbin-Watson	

Е

Евклидово разстояние	Euclidian distance	
единична линейна регресия	simple (linear) regression	*
едномерно разпределение	univariate distribution	
едностранна хипотеза	one-tailed, directional hypothesis	*
еднофакторен дизайн (на изследването)	one-way design, single-factor design	
еднофакторен дисперсионен анализ	one way (one factor) ANOVA	*
еднофакторен дисперсионен анализ за свързани извадки	one way (one factor) repeated measures ANOVA	
експеримент	experiment	*
експериментален дизайн	experimental design	*
експериментална хипотеза	experimental hypothesis	*
експериментално изследване	experimental research	*
Експортирай в база данни	Export to Database	
екстремално (наблюдение)	extreme	
ексцес	kurtosis	*
елемент (на скала); въпрос; айтъм	item	
емпирично уравнение	observed equation	
емпирично, експериментално доказателство	empirical evidence	*
ета η коефициент	eta η coefficient	*
етикет (на променлива)	label	
Етикет за наблюдение	Case Labels	
Етикет за наблюденията	Label Cases by	

етикет на стойност	value label	*
Етикети за резултатите	Output Labels	
ефект на взаимодействие	interaction effect	*
ефекта на “захарното петле”	lollipop effect	

З

зависима (свързана) извадка	related sample	
зависима променлива	dependent variable	*
Зависима променлива	Dependent	
зависимата променлива в регресионното уравнете	criterion variable	*
зависими извадки	dependent samples	*
заглавие	title	*
Заглавие	Titled	
Зададени по подразбиране параметри	default parameters	*
закръгляне на числата	rounding the numbers	
Залепи	Paste	
Замени липсващите стойности	Replace Missing Values	
Запиши	Save	
Запиши като	Save as	
Затвори	Close	
зашумяващи променливи	nuisance variables	*
знаков тест	sign test	*
знаков тест на Уилкоксон	Wilcoxon signed ranks test	*
значими числа	significant digits	
Значимост	Sig.	
значимост	significance	*
Значимост за изключване	Probability for removal	

И

Избор на метод	Fit Method	
извадката	sample	*
извадково разпределение	sample distribution	*
Извличам	Extract	
извличане	extraction	*
Изглед на данни	Data View	*
Изглед на променливи	Variable View	*
Изключване	Remove	
изключване на наблюденията по анализи	exclude cases analysis by analysis	
изключване на наблюденията по двойки	exclude cases pairwise	
изключване на наблюденията по редове	exclude cases listwise	
Излез	Exit	
изменчивост	variability	
измерване	measurement	*
измерване на асоциацията	measures of association	*
измерени по двойки	paired observations	
изместване, грешка на измерването	bias	
Използвай група от променливи	Use Variable Sets	
Използвай постъпково изключване	Use backward elimination	
Изпълни	Run	
Изследвай	Explore	
Изследване на случаите	Case Studies	
изследователска хипотеза	research hypothesis	*
изследователски въпрос	research question	*
изследователски факторен анализ	exploratory factor analyses	
Изчисли променлива	Compute Variable	
Изчисти	Clear	
Индекс	Index	
индивидуални различия	individual differences	

интервална оценка	interval estimation	*
интервална променлива	interval variable	*
интервална скала	interval scale	*
итерация	iteration	

Й

йерархичен кластерен анализ	hierarchical cluster analysis	
йерархичен логлинеен анализ	hierarchical log-linear analysis	
Йет	Yate	

К

категорийна променлива	categorical variable	*
качествени променливи	qualitative variables	*
Квадратичен	Quadratic	
квадратична грешка	squared error	*
квантил	quantile	*
квартил	quartile	*
Кешови данни	Cache Data	
кластерен анализ	cluster analysis	*
клетка (от факторна таблица)	cell of contingency table	*
ковариата	covariate	*
ковариационен анализ	analysis of covariance(ANCOVA)	*
Ковариационна матрица	Covariance matrix	
ковариация	covariance	*
кодиране (за матрицата на изследването)	coding	
кодиране (на данните)	data coding	*
Кодова книга	Codebook	
кодова книга за данните (за матрицата на изследването)	codebook	*
кодова страница (за матрицата на изследването)	coding sheet	
Коен	Cohen	
коефициент	coefficient	
коефициент на детерминацията (определеността)	coefficient of determination	*
коефициент на извличане	factor extraction	
коефициент на корелация на Спирмън *ро*	Spearman's rank-order correlation *rho*	
Коефициенти	Coefficients	
колинеарност	collineality	*
количествен показател (мярка)	count measure	
количествени променливи	quantitative variables	*
колона	column	
Коментари на файла с данни	Data File Comments	
Компонентна графика след ротацията	Component Plot in Rotated Space	
Компонентна матрица	Component Matrix	
Комуналност	Communalities	
конвергентност, който се събира в една точка	convergence	
константа	constant	*
конструктивна валидност	construct validity	*
Контрол за качеството	Quality Control	
контролна стойност	test value	
Копирай	Copy	
корегиран коефициент на детерминацията	adjusted R square	
корегирано средноаритметично	adjusted mean	*
корекция за непрекъснатост на Йейт	Yates' continuity correction	*
корекцията на Бонферони	Bonferroni correction	*
корекцията на Сидак	Sidak correction	*
Корелации	Correlations	
Корелации за свързаните извадки	Paired Samples Correlations	
корелационен анализ	correlation analysis	*

корелационен коефициент	correlation coefficient	*
корелационен коефициент на Пирсън	Pearson linear or product-moment coefficient	*
корелационна матрица	correlation matrix	*
корелация	correlation	*
Корелация	Correlate	
корелирани извадки	paired-samples	*
крива (линия)	curve	
кривите на Пилай	Pillai's Trace	*
критерий за мярка на адекватност на извадка на Кайзер-Мейер-Олкин (KMO)	Kaiser-Meyer-Olkin Measure (KMO) of Sampling Adequacy	*
Критерии за постъпковия метод	Stepping Method Criteria	
Критерий на Кайзер	Kaiser's criterion	*
критическа стойност	critical value	*
кроссекционален, напречен дизайн (на изследването)	cross-sectional design	*
кръгова, секторна графика	pie graph (chart)	*
кръстосана таблица	contingency table, crosstabulation (crosstab)	*
кумулативна честота	cumulative frequency	*

Л

ламбда на Уилкс	Wilks' Lambda	*
Лента за състояние	Status bar	
Лента с икони	Tool Bar	
Лента с инструменти	Menu Bar	
Лента със заглавия	Title Bar	
Ликерт въпрос (променлива)	Likert question/item	*
Ликерт скала	Likert scale	*
Лилиефорс	Lilliefors	
линеен регресионен анализ	linear regression analysis	
Линейна	Linear	
Линейна асоциация между променливите	Linear-by-Linear Association	
линейна графика	line graph	*
линейна зависимост	linear relationship	
линейна регресионна линия	linear regression line	*
Линии на таблицата	Grid Lines	
липсващи стойности, данни	missing values, data	*
листовидна графика	stem-and-leaf graph	*
литература	references	*
логистичен регресионен анализ	logistic regression analysis	
логистична регресия	logit (logistic) regression	*
логлинеен анализ	log-linear analysis	*
лонгитуден дизайн (на изследването)	longitudinal design	*

М

Максимален брой стъпки	Maximum steps	
малка звезда (*)	asterisk	
маргинална (крайна) сума (сумата по ред/колона)	marginal (row/column total)	
Маркирай значимите корелации	Flag significant correlations	
матрица	matrix	*
матрица с данни	data matrix	*
Матрицата на компонентната трансформация	Component Transformation Matrix	
медиана	median (Mdn)	*
медиана (идва от съкращението на ***median***)	Md	
междугрупов	between groups	
междугрупов дизайн на изследване	between-subjects (groups) design	*
междуквартилов размах	interquartile range	*

мерки за разсейване	measures of variability	*
мерки за централната тенденция	measures of central tendency	*
мета-анализ	meta-analysis	*
метод	method section	*
Метод	Method	
метод на въртене, ротация (за факторният анализ)	rotation method	
метод на екстракция, извличане	extraction method	
метод на Монте Карло	Monte Carlo method	*
метод на най-малките квадрати	least square method	*
Метрична скала, това са интервални и пропорционални скали в термините на IBM SPSS Statistics	scale	
Метрични променливи, това са интервални и пропорционални променливи за IBM SPSS Statistics	scale variables	
минимална очаквана честота	minimum expected count	
многомерен дисперсионен анализ	multivariate analysis of variances (MANOVA)	
многомерна статистика	multivariate statistics	
многомерни тестове	multivariate tests	
многомерно	multivariate	*
многомерно разпределение	multivariate distribution	
многомодално разпределение	multimodal distribution	*
множествена (линейна) регресия	multiple (linear) regression	*
множествена корелация	multiple correlation	*
мода	mode	*
монотонна асоциация (в корелационният анализ)	monotonic association	
монотонна връзка	monotonic relation	*
мултиколинеарност	multicollinearity	*
мустаци (за графиката-кутия)	whiskers	
мярка за разсейване	measure of variability	*

Н

На базата на собствените значения	Based on Eigenvalues	
наблюдавана, емпирична честота	count (observed) frequency	
наблюдаваната, емпирична, фактическа честота	observed (count) frequency	*
наблюдение	case, even, observation	*
Навигатор на резултати	Viewer	
надеждност	reliability	*
надеждност на вътрешната съгласуваност	internal consistency reliability	
надеждност на скалата	reliability of a scale	
надеждност чрез разделяне на теста на две половини	split-half method reliability	*
наклон	slope	*
Намаляване на размерността	Dimension Reduction	
наситен модел (в логлинейният анализ)	saturated model	*
Настройка на разглеждане на променливите	Customize Variable View	
научен метод	scientific method	*
независима извадка	independent sample	
независима променлива	independent variable	*
Независима(и) променливи	Independent(s)	
независима променлива в регресионното уравнение	independent variable in regression	*
независима променлива в регресионното уравнение	predictor variable	*
независими събития	independent events	*
нелинейна зависимост	nonlinear, curvilinear relationship	
ненаситен модел (за логлинейният анализ)	unsaturated model	
неортогонална ротация (за факторния анализ)	oblique factor solution (rotation)	*
непараметрична статистика	nonparametric statistics	
непараметрични тестове	nonparametric tests	*
неподредено взаимодействие	disordinal interaction	*
непрекъсната, континуална променлива	continuous variable	*

непротиворечиви резултати	consistent results	
неравномерно разпределение	nonuniform distribution	
Неротирано факторно решение	Unrotated factor solution	
Нестандартизирани коефициенти	Unstandardized Coefficients	
несъществени променливи	irrelevant variables	
нива на измерване (на променлива, скала)	levels of measurement	*
ниво на значимост	level of significance	*
ниво на значимост	significance level	*
Нито една	None	
Нов	New	
номинална променлива	nominal variable	*
номинална скала	nominal scale	*
Нормализация на Кайзер	Kaiser Normalization	
нормално (гаусовско) разпределение	normal distribution	*
нулевата хипотеза H_0	null hypothesis H_0	*

О

Обедини файлове	Merge Files	
Обикновена графика на разсейването	Simple Scatter	
Обобщена таблица за модела	Model Summary	
обработка на данни	data proceeding	*
обработка на наблюдения	case processing	
обратно елиминиране (при логлинеен анализи)	backward elimination	*
обратно решение (при регресионен анализи)	backward solution	*
обратно-фразиран въпрос/променлива (първичната променлива)	reverse-phrased item	*
обслужващи програми	Utilities	
Общ	General	
общ линеен модел	general linear model (GLM)	
обща дисперсия	grand variance	*
общо средноаритметично	grand mean	*
Обяснена обща дисперсия	Total Variance Explained	
оператор за сумиране	operator of summation	
Опции	Option	
ординална (рангова) скала	ordinal scale	*
ординална променлива	ordinal variable	*
ортогонална ротация (за Факторния анализ)	orthogonal rotation	*
Ос X	X Axis	
Ос Y	Y Axis	
остатъчен член, грешка от прогнозата (за регресията)	residual	*
остър връх, островръхо разпределение	leptokurtic	
Отбележи файла като само да се чете	Mark File read Only	
Отвори	Open	
Отвори базата данни	Open Database	
Отмени	Cancel	
Отмени	Undo	
Относно	About	
отношение на правдоподобието	likelihood ratio	
отношение на риска	risk ratio	
отношение на шанса	odd ratio	
Отрежи	Cut	
отсечено средно значение	trimmed mean	
оценка на крайните средноаритметични	estimated marginal means	
Оценка на параметрите	Parameter estimates	
Оценки	Estimates	
очаквана, теоретическа честота	expected count/frequency	*

П

параметрична статистика	parametric statistics	*
параметрични тестове	parametric tests	*
параметър (на генералната съвкупност)	parameter (of population)	*
Печатай	Print	
плоско (разпределение)	platykurtic	
Площ	Area	
плътност на разпределението	probability distribution	
по двойки	pairwise	
по редове	listwise	
подгрупи в генералната съвкупност	subpopulations	
подмножество	subset	
Подравняване	Align	
подредено взаимодействието	ordinal interaction	*
подредено множество	ordered set	*
Покажи	Display	
Покажи етикетите	Display labels	
Покажи информацията за файла с данни	Display Data File Information	
Покажи командите в разпечатката	Display commands in the log	
поле, клетка на таблица	cell	
Построяване на модела	Model Building	
посттест	posttest	
постхок тест	*post hoc* multiple comparison test	*
Постъпков	Stepwise	
постъпков метод	stepwise method	
потвърждаващ факторен анализ	confirmatory factor analyses	*
Прав	Forward	
правдоподобие	likelihood	
правдоподобна конкурираща хипотеза	plausible rival hypothesis	*
правдоподобна хипотеза	plausible hypothesis	
Преброй стойности в наблюденията	Count Values within Cases	
Превключи сървера	Switch Server	
Преглеждане	View	
Преглеждане	Viewer	
предварителен тест	a priori test	
Предварително разглеждане	Print Preview	
предпоставки на параметрична статистика	parametric assumption	*
представителна извадка	representative sample	*
представителна извадка с квоти (пропорции)	quota sampling, stratified sampling	*
предтест	pretest	
Прекодирай в други променливи	Recode into different Variables	
Прекодирай в същите променливи	Recode into Same Variables	
Премълчи малките коефициенти	Suppress small coefficients	
Преобразуване	Transform	
приблизителна значимост	Approximate significance	
Приблизителна значимост	Approx. Sig.	
приблизително нормален ексцес на разпределението	mesokurtic	
приложение	appendix	*
Приложи	Apply	
причинно-следствена зависимост	casual relationship	
проверка на хипотеза	hypothesis testing, test of hypothesis	*
прогноза (за регресионния анализ)	prediction	*
Продължи	Continue	
прозорец	Window	
променлива	variable (**var**.)	*
Променливи	Variables	
Променливи Въведени/Премахнати	Variables Entered/Removed	

пропорционална променлива	ratio variable	*
пропорционална скала	ratio scale	*
процентил (за честотното разпределение)	percentile	*
Прочети текстови данни	Read Text Data	
пряко решение	forward solution	*
първични, необработени данни	raw data	*
Първоначално решение	Initial solution	
пътеков анализ	path analysis	*

Р

работна дефиниция	operational definition	*
равенство на дисперсиите	equality of variances	
равенството на дисперсиите е изпълнено	equal variances assumed	
равенството на дисперсиите не е изпълнено	equal variances not assumed	
равномерно разпределение	uniform distribution	
Раздели файла	Split File	
разлика между средноаритметичните	mean difference	
различие, разлика	difference	
размах на разпределението	spread of distribution	
размах, диапазон на изменение	range	*
размер на извадката	sample size	*
разпределение	distribution	
разсейване	dispersion	
Разсейване/Точково	Scatter/Dot	
разстояние	distance	
разстояние на Кук	Cook's distance	*
разстояние на Махаланобис	Mahalanobis distance	*
Разстояния	Distances	
ранг	rang	*
ранжирай наблюденията	Rank Cases	
ревърсна (по стойност) променлива (вторична променлива)	reverse variable	*
регресионен анализ	regression analysis	*
регресионен коефициент	regression coefficient	*
регресионна константа	regression constant	*
регресионна линия	regression line	*
регресия	regression	
Регресия	Regression	
ред	row	
Редактиране	Edit	
Редактор на графиката	Chart Editor	
Редактор на данни	Data Editor	*
Редактор на програма	Syntax Editor	
Редактор на статистическата програма	Statistics Syntax Editor	
Редактор на статистическите данни	Statistics Data Editor	
резултат (от статистическият тест)	outcome	
резултат, факт	finding	
резултати	results section	*
резултати (от изчисление на командата)	output	
резюме	abstract	*
респондент, изследвано лице	respondent	*
ротация	rotation	*
ротация на фактора	factor rotation	
Ротирана компонентна матрица	Rotated Component Matrix	
Ротирано решение	Rotated solution	
ръководство	Tutorial	
ръководството за скалата	scale's manual	*

С

свободен член	intercept	*
свързани двойки	related pairs	
свързани, корелирани извадки	paired samples	*
Селектирай наблюденията	Select Cases	
Селектирана променлива	Selection Variable	
сила на теста	power of test	*
Симетрични оценки	Symmetric Measures	
симетрично разпределение	symmetric distribution	
сингуларност, особеност, особена точка	singularity	
Синтаксис на командата	Syntax	
систематична, постоянна грешка	systematic error	*
скала	scale	*
скали на измерване	measurement scales	*
скрита променлива	latent variable	*
Следващ	Next	
случаен избор, подбор	random sampling	
случайна грешка	random error	*
случайна променлива	random variable	*
собствено значение	eigenvalues	
Сортирай наблюденията	Sort Cases	
Сортирани по размер	Sorted by size	
Списък с променливи	Variable list	
Справка	Help	
Справочник на синтаксиса на командите	Command Syntax Reference	
Спри процесора	Stop Processor	
сравнения по двойки	pairwise comparisons	*
Сравни средноаритметичните	Compare means	
среден квадрат	mean square (MS)	*
среден ранг	mean rank	
средна точка, център	midpoint	*
средно отклонение	mean deviation	*
средно, средна величина	average	*
средноаритметично (равно е на средното (mean))	arithmetic average	
средноаритметично, средно значение	mean	*
средноквадратично отклонение	standard deviation	*
средното значение за генералната съвкупност	population mean	
Средства	Tools	
стандартизиран остатък	standardized residual	
стандартизиран, нормализиран	standardized	
Стандартизирани графици за остатъчните членове	Standardized Residual Plots	
стандартизирани коефициенти	standardized coefficients	
стандартна грешка	standard error, Std. Error	*
стандартна грешка за средноаритметичното	standard error of mean	*
стандартна грешка на оценката	standard error of the estimate	
стандартна оценка	standard score	*
стандартно нормално разпределение	standard normal distribution	*
Стандартно отклонение	Std. Deviation	
стандартно отклонение, средноквадратичното отклонение	standard deviation (std. dev.)	*
статистика (като наука)	statistics	*
статистика (като число)	statistic	*
Статистика за грешката от прогнозата	Residuals Statistics	
Статистика за групите	Group Statistics	
Статистика за една извадка	One-Sample Statistics	
Статистика за свързани извадки	Paired Samples Statistics	
статистическа валидност	statistical validity	*
статистическа значимост	statistical significant	*
статистическа оценка	statistical estimation	*
статистическа хипотеза – проверка	statistical hypothesis test	*

статистически изводи	statistical inference	*
Статистически инструктор	Statistics Coach	
статистически тест	statistical test, test statistic	*
степен на достоверност	degree of certainty	
степени на свобода	degree of freedom (df)	*
стойност	value	
стрингова (буквена) променлива	string variable	*
стълбовидна графика	bar graphs	*
сума на квадрати	sum of squares (SS)	*
сума на ранговете	sum of ranks	
сумарна дисперсионна оценка	pooled variance estimate	
сумарна оценка	pooled estimate	
сферичност	sphericity	*
съгласувани групи	matched groups	
Съдържание	Contents	
съкращаване на данни	data reduction	*
Съкращаване на обема данни	Dimension Reduction	
съкращението на ***mean***	M	
съпоставителна статистика	comparison statistics	
Съпоставка на средноаритметичните	Compare Means	
състоятелни	consistent	

Т

таблица	table	*
Таблица на асоциациите	Association table	
таблица с данни	tabulation	
тау-б на Кендал	Kendall's tau-b	*
Тегла на наблюденията	Weight Cases	
Теми	Topics	
теория	theory	*
теория за трудността на въпроса	item response theory	*
теория на вероятностите	probability theory	
теория на измерването	theory of measurement	
тест за асоциация	test of association	*
тест за една извадка	One-Samples Test	
тест за значимост	Test of Significance	
тест за независими извадки	Independent Samples Test	
тест за равенство на дисперсиите	Homogeneity of variance test	
тест за разлика	test of difference	*
тест за свързани извадки	Paired Samples Test	
тест за сферичност на Маучли	Mauchly's test of sphericity	*
тест за съгласуваност	goodness-of-fit test	*
тест на Бартлет за сферичност	Bartlett's test of sphericity	*
тест на Бокс	Box's Test	*
тест на Браун-Форсите	Brown-Forsythe test	*
тест на Гамес-Хоуел	Games-Howell test	
тест на Колмогоров-Смирнов	Kolmogorov-Smirnov test	*
тест на Крушкел-Уолис	Kruskal-Wallis test	*
тест на Левин (за равенство на дисперсиите)	Levene's test	*
тест на Ман-Уитни	Mann-Whitney U test	*
тест на Туки (за истинска статистическа значимост)	Tukey HDS (Honestly Significant Difference)	
тест на Уелч	Welch test	*
тест на Фридман	Friedman test	*
тест на Шапио-Уилк (за нормално разпределение)	Shapio-Wilk test	
тестове за вътрешногруповите ефекти	tests of within-subjects effects	
тестове за междугруповите ефекти	tests of between-subjects effects	
тестове за устойчивост на равенството на	robust tests of equality of means	

средноаритметичните		
тестове на KMO и на Бартлет	KMO and Bartlett test of sphericity	
точен тест на Фишер	Fisher's exact test	
точка на графиката	data point	
точка на деление	cut point	
точкова оценка	point estimation	*
Традиционни графици	Legacy Dialogs	
Търсене	Find	

У

унимодално честотно разпределение	unimodal distribution	*
уравнение	equation	*
условие	criteria (criterion)	
условна вероятност	conditional probability	*
устойчивост на резултатите от измерването при повторно тестиране	test-retest reliability	*
устойчивост на теста	robust test	*
участник (в изследването)	participant	*

Ф

Файл	File	
файл с данни	data file	*
фактическа значимост	practical significance	
фактор, независима променлива	factor	*
факторен анализ	factor analysis	*
Факторен анализ	Factor	
факториален дизайн (на изследването)	factorial design	*
факториален дисперсионен анализ	factorial ANOVA	*
факторна матрица	factor matrix	*
факторна оценка	factor score	*
факторно тегло	factor loading	*
фи ϕ коефициент (за корелация)	*phi* ϕ coefficient	*
Фиксиран брой на факторите	Fixed number of factors	
фиктивна променлива	dummy variable	*
формат	Format	
формула за прогноза на Спирмън-Браун	Spearman-Brown prophecy formula	
функция на плътността на разпределението	density function	
функция на разпределението (на вероятностите)	distribution function	

Х

Характеристики на модела	Model fit	
хетерогенни, разнородни данни	heterogeneous data	
хетероскедаситчност (разнородност на дисперсиите)	heteroscedasticity	*
хи-квадрат разпределение	chi-square distribution	*
хи-квадрат тест за асоциация	chi-square test of association	*
хи-квадрат тест за една извадка	chi-square one-sample test	*
хи-квадрат тест за независимост	chi-square test of independence	*
хи-квадрат тест за съгласуваност	chi-square goodness of fit test	*
хипотеза	hypothesis	*
хипотетичен брой на степените на свобода	hypothesis *df*	
хистограма	histograms	*
хомогенни подмножества	homogeneous subsets	*
хомогенни, еднородни данни	homogeneous data	
хомогенност, еднородност	homogeneity	*
хомогенност, равенство на дисперсиите	homogeneity of variances	*
хомокедаситчност (еднородност на дисперсиите)	homoscedasticity	*

Ц		
централна пределна теорема	central limit theorem	*
централна тенденция (на разпределението)	central tendency	*
Ч		
частичен квадрат на *ета*	partial *eta* squared	
честота	frequency	*
честотна графика (полигон)	frequency polygon	*
честотна таблица	frequency table	*
честотно разпределение	frequency distribution	*
числова променлива	numeric variable	*
Ш		
ширина	spread	
Ширина	Width	
широк формат данни	wide format dataset	
d на Коен	Cohen's *d*	*
F-отношение	*F*-ratio	*
F-статистика	*F*	
F-стойност	*F*-value	
p-стойност	*p*-value	*
t-разпределение	*t*-distribution	*
t-тест	*t*-test	*
T-тест за една извадка	One-Samples T Test	
t-тест за корелирани, свързани, зависими извадки	paired-samples *t*-test	*
t-тест за независими извадки	independent-samples *t*-test	*
t-тест на Стюдънт	Student's *t*-test	*
V на Крамер	Cramer's *V*	*

Руско-български речник

Този речник съдържа около 200 думи и термини. За всеки термин, който се съдържа в *тълковният речник*, в краят на редът има знакът *.

А		
Альфа	алфа	
Альфа Кронбаха	алфа на Кронбах	*
Анализ главных компонентов	анализ на главните компоненти	*
Анализ надежности	анализ на надеждността	
Априорная вероятность	априорна вероятност	
Асимметрия	асиметрия	*
Асимптотическая значимость	асимптотична значимост	
Б		
Биномиальный критерий	Биноминален тест	
В		
Вероятность	вероятност	*
Вес	теглови (коефициент)	
Включение	включване	
Выборка	извадка	*
Выравнивание	подравняване	
Г		
Гистограмма	хистограма	*
Главный эффект	главен ефект	*
Гомогенность (однородность) дисперсий	хомогенност, равенство на дисперсиите	*
График собственных значений	графика на собствените значения, точкова графика	
Группирующая переменная	групираща променлива	
Д		
Двусторонняя значимость	двустранна хипотеза	*
Детерминант (определитель) матрицы	детерминант на матрица	
Диаграмма	графика, диаграма	*
Диаграмма рассеивания	графика на разсейване	*
Дискриминантный анализ	дискриминантен анализ	*
Дисперсионный анализ	дисперсионен анализ	
Дисперсия	дисперсия	*
Дисперсия элементов	дисперсия на елементите (на скалата)	
Доверительный интервал	доверителен интервал	*
Е		
Евклидово расстояние	Евклидово разстояние	
З		
Зависимая (связанная) выборка	зависима извадка	*

Зависимая выборка	зависима, свързана извадка	
Зависимые выборки	зависими извадки	
Заголовок	заглавие	*
Заданное (тестовое) значение	контролна стойност	
Знак	знак	
Значение	стойност	
Значимость	значимост	*
И		
Иерархический кластерный анализ	йерархичен кластерен анализ	
Изменчивость, дисперсия	дисперсия	
Истинное значение	истинска стойност	
Исходное собственное значение	първоначално собствено значение	
Итог	Общ	
К		
Каталог	директория, папка	
Квадрат эта	ета на квадрат	
Квадратичная связь (зависимость)	квадратична връзка	
Квантиль	квантил	*
Квартиль	квартил	*
Кластерный анализ	кластерен анализ	*
Ковариата	ковариата	*
Ковариация	ковариация	*
Количественный показатель (мера)	наблюдавана, емпирична мярка	
Коробчатая диаграмма	графики кутии	*
Корреляционная матрица	корелационна матрица	*
Корреляция	корелация	*
Корреляция Пирсона	корелационен коефициент на Пирсън	*
Коэффициент	коефициент	
Коэффициент корреляции Спирмена	коефициент на корелация на Спирмън *ро*	
Коэффициент регрессии	регресионен коефициент	*
Кривая (линия)	крива (линия)	
Криволинейный анализ	криволинеен анализ	
Критерии KMO и сферичности Бартлетта	тестове на KMO и на Бартлет за сферичност	*
Критерий U Манна-Уитни	тест на Ман-Уитни	*
Критерий адекватности выборки Кайзера-Мейера-Олкина	критерий за мярка на адекватността на извадката на Кайзер-Мейер-Олкин (KMO)	*
Критерий Вилкоксона	знаков тест на Уилкоксън	*
Критерий знаков	знаков тест	*
Критерий Колмогорова-Смирнова	тест на Колмогоров-Смирнов	*
Критерий Ливиня	тест на Левин (за равенство на дисперсиите)	*
Критерий сферичности Бартлетта	тест за сферичност на Бартлет	*
Критерий сферичности Моучли	тест за сферичност на Маучли	*
Критерий Тьюки	тест на Туки	*
Критерий Фридмана	тест на Фридман	*
Критерий хи-квадрат Пирсона	хи-квадрат на Пирсън	
Круговая диаграмма	секторна, кръгова графика	*
Кумулятивные (накопленные) частоты	кумулативна честота	*
Л		
Линейная связь между переменными	линейна асоциация между променливите	
Линейный регрессионный анализ	линеен регресионен анализ	
Линия регрессии	регресионна линия	*
Логически пропущенное значение	липсващи данни	*
Логлинейный анализ	логлинеен анализ	*
Лямбда Уилкса	ламбда на Уилкс	*
М		
М Бокса	тест на Бокс	*
Медиана	медиана	*

Метка	етикет	
Метка значений	стойност на етикета	
Метод вращения	метод на ротация	
Метод исключения	метод на изключването	
Метод кластеризации	метод за кластеризация	
Метод экстракции	метод на екстракция	
Минимальная ожидаемая частота	минимална очаквана честота	
Многомерный дисперсионный анализ	многомерен дисперсионен анализ	
Многомерный ковариационный анализ	многомерен ковариационен анализ	
Множественные сравнения (средних)	множествено сравняване	
Мода	мода	*
Н		
Наблюдаемая (эмпирическая) частота	наблюдаваната, емпирична, фактическа честота	*
Нагрузка	натоварване	
Насыщенная модель	наситен модел	*
Независимая выборка	независима извадка	
Непараметрический критерий	непараметричен тест	*
Нестандартизированный коэффициент	Нестандартизирани коефициенти	
Нормальное распределение	нормално разпределение	*
О		
Облическое (не ортогональное) вращение	неортогонална ротация	*
Общая линейная модель	общ линеен модел	
Общность	комуналност	
Одна выборка	една извадка	
Одномерный метод (подход)	едномерен метод	
Односторонняя значимость	едностранна значимост	
Однофакторный дисперсионный анализ Краскала-Уоллеса	Крушкел-Уолис тест	*
Ожидаемая (теоретическая) частота	очаквана (теоретична) честота	*
Описательная статистика	дескриптивна статистика	*
Остаток	остатъчен член, грешка от прогнозата	*
Отклонение	девиация	*
Ошибка	грешка	
П		
Параметрический критерий	параметричен тест	*
Парето-диаграмма	диаграма на Парето	
Переменная	променлива	*
Подбор	селекция	
Подбор модели	избор на модел	
Подмножество	подмножество	
Попарно	по двойки	
Поправка на непрерывность	корекция за непрекъснатост	*
Постоянный фактор	постоянен фактор	
Построчно	по редове	
Пошаговый метод	постъпков метод	
Правдоподобие	правдоподобие	
Приблизительная значимость	приблизителна значимост	
Процентиль	процентил	*
Прямоугольная матрица	правоъгълна матрица	
Пункт (элемент шкалы)	елемент (на скала); въпрос; айтъм	
Р		
Равенство дисперсий	равенство на дисперсиите	
Различие	разлика	
Размах	размах, диапазон на изменение	*
Разность средних	разлика между средноаритметичните	
Разность, различие	разлика	
Расстояние	разстояние	

Расстояние Махаланобиса	разстоянието на Махаланобис	*
Решение	решение	
С		
След Пиллая	кривите на Пилай	*
Случайный фактор	случаен фактор	
Сноска	подлиние	
Собственное значение	собствено значение	
Сокращение данных	съкращаване на данните	*
Среднее значение	средно значение, средноаритметично	*
Средний квадрат	среден квадрат	*
Стандартная ошибка	стандартна грешка	*
Стандартное отклонение	стандартно отклонение	*
Статистический критерий	статистически тест	*
Строгая отрицательная корреляция	абсолютно отрицателна корелация	
Строгая положительная корреляция	абсолютно положителна корелация	
Сумма	сума	
Сумма квадратов	сума на квадратите	*
Сходимость	конвергенност	
Т		
Таблица сопряженности (кросстабуляции)	кръстосана таблица	*
Таблица частот	честотна таблица	*
Тау-b Кендалла	*тау-б* на Кендал	*
Толерантность	толерантност	
Точка деления	точка на деление	
Точный критерий Фишера	точен критерии на Фишер	
У		
Улучшение	подобрение	
Уровень (шкала) измерения	ниво на измерване	*
Уровень значимости	ниво на значимост	*
Ф		
Факторная оценка	факторна оценка	*
Факторный анализ	факторен анализ	*
Фи	*фи* ϕ коефициент (за корелация)	*
Физически пропущенное значение	липсващи данни	
Функция плотности вероятности	функция на плътността на разпределението	
Функция распределения вероятности	функция на разпределението (на вероятностите)	
Х		
Хи-квадрат	хи-квадрат	*
Ц		
Центральная тенденция (мера)	средни величини (на разпределението)	*
Ч		
Частичный квадрат Эта	частичен квадрат на *ета*	
Частная корреляция	частична корелация	
Частота	честота	*
Число степеней свободы	степени на свобода	
Ш		
Шкала	скала	*
Эксцесс	ексцес	*
Я		
Ячейка (таблицы)	Клетка	*
F-критерий	F-стойност	*
t-критерий	t-стойност	*
V Крамера	*V* на Крамер	*

Българо-руски речник

Този речник съдържа около 200 думи и термини. За всеки термин, който се съдържа в *тълковният речник*, в краят на редът има знакът *.

	А	
абсолютно отрицателна корелация	Строгая отрицательная корреляция	
абсолютно положителна корелация	Строгая положительная корреляция	
алфа	Альфа	
алфа на Кронбах	Альфа Кронбаха	*
анализ на главните компоненти	Анализ главных компонентов	*
анализ на надеждността	Анализ надежности	
априорна вероятност	Априорная вероятность	
асиметрия	Асимметрия	*
асимптотична значимост	Асимптотическая значимость	
	Б	
Биноминален тест	Биномиальный критерий	
	В	
вероятност	Вероятность	*
включване	Включение	
	Г	
главен ефект	Главный эффект	*
графика на разсейване	Диаграмма рассеивания	*
графика на собствените значения, точкова графика	График собственных значений	
графика, диаграма	Диаграмма	*
графики кутии	Коробчатая диаграмма	*
грешка	Ошибка	
групираща променлива	Группирующая переменная	
	Д	
двустранна хипотеза	Двусторонняя значимость	*
девиация	Отклонение	*
дескриптивна статистика	Описательная статистика	*
детерминант на матрица	Детерминант (определитель) матрицы	
диаграма на Парето	Парето-диаграмма	
директория, папка	Каталог	
дискриминантен анализ	Дискриминантный анализ	*
дисперсионен анализ	Дисперсионный анализ	*
дисперсия	Дисперсия	*
дисперсия на елементите (на скалата)	Дисперсия элементов	
доверителен интервал	Доверительный интервал	*

Е		
Евклидово разстояние	Евклидово расстояние	
една извадка	Одна выборка	
едномерен метод	Одномерный метод (подход)	
едностранна значимост	Односторонняя значимость	
ексцес	Эксцесс	*
елемент (на скала); въпрос; айтъм	Пункт (элемент шкалы)	
ета на квадрат	Квадрат эта	
етикет	Метка	
З		
зависима извадка	Зависимая (связанная) выборка	*
зависима, свързана извадка	Зависимая выборка	
заглавие	Заголовок	*
знак	Знак	
знаков тест	Критерий знаков	*
знаков тест на Уилкоксън	Критерий Вилкоксона	*
значимост	Значимость	*
И		
избор на модел	Подбор модели	
извадка	Выборка	*
истинска стойност	Истинное значение	
Й		
йерархичен кластерен анализ	Иерархический кластерный анализ	
К		
квадратична връзка	Квадратичная связь (зависимость)	
квантил	Квантиль	*
квартил	Квартиль	*
кластерен анализ	Кластерный анализ	*
Клетка	Ячейка (таблицы)	*
ковариата	Ковариата	*
ковариация	Ковариация	*
коефициент	Коэффициент	
коефициент на корелация на Спирмън *ро*	Коэффициент корреляции Спирмена	
комуналност	Общность	
конвергенност	Сходимость	
контролна стойност	Заданное (тестовое) значение	
корекция за непрекъснатост	Поправка на непрерывность	*
корелационен коефициент на Пирсън	Корреляция Пирсона	*
корелационна матрица	Корреляционная матрица	*
корелация	Корреляция	*
крива (линия)	Кривая (линия)	
кривите на Пилай	След Пиллая	*
криволинеен анализ	Криволинейный анализ	
критерий за мярка на адекватността на извадката на Кайзер-Мейер-Олкин (KMO)	Критерий адекватности выборки Кайзера-Мейера-Олкина	*
кръгова, секторна графика	Круговая диаграмма	*
кръстосана таблица	Таблица сопряженности (кросстабуляции)	*
кумулативна честота	Кумулятивные (накопленные) частоты	*
Л		
ламбда на Уилкс	Лямбда Уилкса	*
линеен регресионен анализ	Линейный регрессионный анализ	
линейна асоциация между променливите	Линейная связь между переменными	
липсващи данни	Логически пропущенное значение	*
липсващи данни	Физически пропущенное значение	
логлинеен анализ	Логлинейный анализ	*
М		
медиана	Медиана	*

метод за кластеризация	Метод кластеризации	
метод на екстракция	Метод экстракции	
метод на изключването	Метод исключения	
метод на ротация	Метод вращения	
минимална очаквана честота	Минимальная ожидаемая частота	
многомерен дисперсионен анализ	Многомерный дисперсионный анализ	
многомерен ковариационен анализ	Многомерный ковариационный анализ	
мода	Мода	*
Н		
наблюдавана, емпирична мярка	Количественный показатель (мера)	
наблюдаваната, емпирична, фактическа честота	Наблюдаемая (эмпирическая) частота	*
наситен модел	Насыщенная модель	*
натоварване	Нагрузка	
независима извадка	Независимая выборка	
неортогонална ротация	Облическое (не ортогональное) вращение	*
непараметричен тест	Непараметрический критерий	*
Нестандартизирани коефициенти	Нестандартизированный коэффициент	
ниво на значимост	Уровень значимости	*
ниво на измерване	Уровень (шкала) измерения	*
нормално разпределение	Нормальное распределение	*
О		
Общ	Итог	
общ линеен модел	Общая линейная модель	
остатъчен член, грешка от прогнозата	Остаток	*
очаквана (теоретична) честота	Ожидаемая (теоретическая) частота	*
П		
параметричен тест	Параметрический критерий	*
по двойки	Попарно	
по редове	Построчно	
подлиние	Сноска	
подмножество	Подмножество	
подобрение	Улучшение	
подравняване	Выравнивание	
постоянен фактор	Постоянный фактор	
постъпков метод	Пошаговый метод	
правдоподобие	Правдоподобие	
правоъгълна матрица	Прямоугольная матрица	
приблизителна значимост	Приблизительная значимость	
променлива	Переменная	*
процентил	Процентиль	*
първоначално собствено значение	Исходное собственное значение	
Р		
равенство на дисперсиите	Равенство дисперсий	
разлика	Различие	
разлика	Разность, различие	
разлика между средноаритметичните	Разность средних	
размах, диапазон на изменение	Размах	*
разстояние	Расстояние	
разстоянието на Махаланобис	Расстояние Махаланобиса	*
регресионен коефициент	Коэффициент регрессии	*
регресионна линия	Линия регрессии	*
решение	Решение	
С		
селекция	Подбор	
скала	Шкала	*
случаен фактор	Случайный фактор	
собствено значение	Собственное значение	

среден квадрат	Средний квадрат	*
средно значение, средноаритметично	Среднее значение	*
стандартна грешка	Стандартная ошибка	*
стандартно отклонение	Стандартное отклонение	*
статистически тест	Статистический критерий	*
степени на свобода	Число степеней свободы	*
стойност	Значение	
стойност на етикета	Метка значений	
сума	Сумма	
сума на квадратите	Сумма квадратов	*
съкращаване на данните	Сокращение данных	*
Т		
тау-б на Кендал	Тау-b Кендалла	*
теглови (коефициент)	Вес	
тест на Бартлет за сферичност	Критерий сферичности Бартлетта	*
тест за сферичност на Маучли	Критерий сферичности Моучли	*
тест на Бокс	М Бокса	*
тест на Колмогоров-Смирнов	Критерий Колмогорова-Смирнова	*
тест на Крушкел-Уолис	Однофакторный дисперсионный анализ Краскала-Уоллеса	*
тест на Левин (за равенство на дисперсиите)	Критерий Ливиня	*
тест на Ман-Уитни	Критерий U Манна-Уитни	*
тест на Туки	Критерий Тьюки	*
тест на Фридман	Критерий Фридмана	*
тестове на КМО и на Бартлет за сферичност	Критерии КМО и сферичности Бартлетта	*
точен тест на Фишер	Точный критерий Фишера	
точка на деление	Точка деления	
Ф		
факторен анализ	Факторный анализ	*
факторна оценка	Факторная оценка	*
фи ϕ коефициент (за корелация)	Фи	*
функция на плътността на разпределението	Функция плотности вероятности	
функция на разпределението (на вероятностите)	Функция распределения вероятности	
Х		
хи-квадрат	Хи-квадрат	*
хи-квадрат на Пирсън	Критерий хи-квадрат Пирсона	
хистограма	Гистограмма	*
хомогенност, равенство на дисперсиите	Гомогенность (однородность) дисперсий	*
Ц		
Централна тенденция (на разпределението)	Центральная тенденция (мера)	*
Ч		
честота	Частота	*
частичен квадрат на *ета*	Частичный квадрат Эта	
частична корелация	Частная корреляция	
честотна таблица	Таблица частот	*
F-отношение	F-критерий	*
t-разпределение	t-критерий	*
V на Крамер	V Крамера	*

Тълковен речник

Този *тълковен речник* съдържа кратки *работни дефиниции* на всички ключови термини от учебника. Думите с *курсив* се отнасят до термини, които се дефинирани на други места в тълковния речник.

Абсолютна стойност (absolute value). Стойността на числото без да се взима предвид алгебричният му знак.

Автокорелация (autocorrelation). *Корелация* между *наблюденията* на *времевия ред* и стойностите на същият времеви ред намиращи се на фиксиран интервал от време. Когато грешките от прогнозата за две наблюдения в регресионния модел са корелирани се наблюдава автокорелация.

Алтернативна хипотеза H_1 (alternative hypothesis H_1). Алтернативната хипотеза е обратна на *нулевата хипотеза* H_0, която показва, че има истинско различие. Обикновено е твърдение, което изследователят желае да потвърди в изследването. Алтернативната хипотеза е *експерименталната хипотеза*.

Алтернативна форма на надеждност (alternative-form reliability). Степента, с която няколко варианта на един и същи тест съответстват един на друг от гледна точка на еднозначността при оценката на измервания *параметър на генералната съвкупност*.

Алфа на Кронбах (Cronbach's alpha). Мярка за *надеждност* на *скала*, която оценява вътрешната съгласуваност на нейните елементи (въпроси).

Алфа ниво (α-level). *Вероятността* да се направи *грешка от първи род*. Тя се задава от изследователя и обикновено има стойност $\alpha = 0.05$.

Анализ на главните компоненти (principal component analysis). Многомерна техника за идентифициране на линейните компоненти на група от *променливи*.

Анормални наблюдения (outliers). Нехарактерни *наблюдения*, които изискват специално внимание. Обикновено те са на много голямо разстояние от другите наблюдения и техните стойности се отличават много от тези на другите наблюдения. Те обикновено се изключат от изследването, защото е много вероятно да се изкривят *статистическите оценки*, например *средноаритметичното* и *стандартното отклонение*.

Асиметрия (skewness). Описва степента на симетрия или на асиметрия на дадено *честотно разпределение* по отношение на *нормалното разпределение*. Показва степента, с която по-голяма част от *наблюденията* в честотното разпределение се намират в един от неговите краища. Ако разпределението е симетрично то асиметрията е $= 0.0$, ако разпределението е асиметрично и неговата опашка е надясно, то асиметрията е > 0.0; ако опашката на разпределението е наляво, то асиметрията е < 0.0.

База от данни (data base). Систематизиран набор от *данни*, обикновено в цифрова форма, до която има лесен достъп.

Бета коефициент (beta β coefficient). *Регресионният коефициент* в стандартна форма (винаги приема стойност между -1 и $+1$).

Бета ниво (β-level). *Вероятността* да се направи *грешка от втори род*, когато се провежда *статистически тест* (обикновено се задава да е до $\beta \leq 0.20$).

Бимодално честотно разпределение (bimodal distribution). Описание на честотно разпределение на наблюдения, които имат две *моди*.

Бланд-Олтман анализ (Bland–Altman analysis). Това е графичен метод за сравняване на съгласуваността на две метода за измерване на една и съща характеристика. Обикновено се използва когато е конструиран нов метод и изследователят иска да провери дали той е взаимозаменяем със старият метод.

Валидност (validity). Индикатор за точността на *скалата*. Ефективността на направените изводи, заключения и твърдения.

Варимакс (varimax). Метод на *ортогонална ротация* във *факторния анализ*. Той се опитва да максимизира дисперсията на *факторните тегла* с *факторите* като използва по-малко количество променливи.

Вероятност (probability). Дефинира възможността да се получи конкретна стойност на *случайна променлива*. Определя се като числова мярка на обективната възможност за поява на случайно събитие. Тя е винаги по-голяма от нула и по-малка от единица. Тя е равна на нула, когато случайното събитие никога не може да се появи и е равна на единица, когато случайното събитие винаги се случва. Тя е очакваната относителна честота за дадено събитие.

Взаимодействие (interaction). При повече от една *независими променливи* взаимодействието между тях възниква, когато нивото на едната независима променлива оказва влияние върху другата независима променлива.

Времеви ред (time-series). *Дизайн на изследването*, при който се изследва динамиката на определен *параметър на генералната съвкупност* във времето. Изследваната група може да е различна във времето. *Зависимите* и *независимите променливи* се измерват повече от един път.

Въведение (introduction section). Първата голяма част от научната статия, в която се представя темата, обобщават се проведените изследвания по нея и накратко се очертава конкретното изследване.

Външна валидност (external validity). Разширението, до което всяка връзка наблюдавана между *променливите* в изследването може да се обобщи за различен контекст и други наблюдавани лица.

Външна променлива (extraneous variable). *Променлива*, която може да влияе върху *зависимата променлива*, но не може да се контролира чрез *дизайна на изследването*.

Въпросник (questionary). Списък от въпроси, които се задават на *респондента*.

Вътрешна валидност (internal validity). Мярка, с която се оценява изводът, че всяко различие в *зависимата променлива* при различните условия на *експеримента* е следствие на зададените от изследователя стойности (нива) на *независимата променлива*. Зависи доколко е елиминирано влиянието на *зашумяващите*, външните променливи.

Вътрешна съгласуваност на скала (internal consistency of the scale). Във *факторния анализ* представлява връзката между всеки от елементите (въпросите, айтъмите) на скалата за измерване с нейния общ резултат. Показва доколко елементите на *скалата за измерване* не си противоречат, а също и определя доколко всеки отделен елемент измерва характеристиката, което мери скалата.

Вътрешногрупов дизайн на изследване (within-subjects design). Другото име на *дизайн на изследване с повтарящи се измервания*.

Генерална съвкупност (population). Множество от всички членове на дефинирана група.

Главен ефект (main effect). Уникалният ефект на една *независима променлива* върху стойностите на *зависимата променлива*. Терминът обикновено се използва в *дисперсионния анализ*.

Големина на ефекта (effect size). *Дескриптивна статистика*, която при зададена сила на теста показва ефекта на *статистически значимия* резултат ако *алтернативната хипотеза* H_1 е изпълнена. Обикновено се използват следните коефициенти: d на Коен (Cohen's d), r на Пирсън, *ета* (η) и др.

Графика на разсейване (scatterplot). *Графика*, която начертава стойностите на една *променлива* Y в съответствие със стойностите на друга променлива X. Елементите на графиката са представени като точки в двумерната координатна система X, Y.

Графика (graph). Визуално изображение на *данни*. Обикновено се използва, за да се илюстрира връзката между *независима* и *зависима променлива*.

Графика-кутия (Boxplot). Сумарна графика за набор от *наблюдения*, която показва както *централната тенденция* така и вариацията. В центъра на графиката се намира *медианата*, която е заобиколена с кутия долният и горният край, на която обхващат средните 50% от наблюденията. От двете страни на кутията стърчат два "мустака", които показват наблюденията с най-малка и с най-голяма стойност или са дълги 1.5 пъти от дължината на кутията. Всички наблюдения (ако има такива), които лежат извън "мустаците" се третират като *анормални*.

Грешка в прогнозата (error in prediction). Разликата между истинската Y и прогнозната стойност на *наблюдението*.

Грешка на измерването (error of measurement). Грешка в измерването на *зависимата променлива* възниква, когато има ефект на *зашумяващата променлива* върху зависимата променлива.

Грешка от втори род или β грешка (Type II error; β error). При проверка на *статистическите хипотези* е приемането на *нулевата хипотеза* H_0, когато тя не е вярна. Грешката, когато се направи изводът, че няма различие между изследваните групи на *генералната съвкупност*, когато де факто има различие.

Грешка от първи род или α грешка (Type I error; α error). При проверка на *статистическите хипотези* е отхвърлянето на *нулевата хипотеза* H_0, когато тя е вярна. Грешката, когато се направи изводът, че има различие между изследваните групи на *генералната съвкупност*, когато няма различие.

Данни (data). Резултатите от измерването на обектите на изследването, които са получени по време на неговото провеждане.

Двумерна корелация (bivariate correlation). *Корелацията* между две променливи.

Двустранна хипотеза (two-tailed hypothesis). *Експериментална* (*алтернативна*) *хипотеза* H_1, която няма направление, т. е. която не прогнозира посоката на различието или на връзката. Тя проверява дали е изпълнена *нулевата хипотеза* H_0 без да се отчита посоката на *алтернативна хипотеза* H_1.

Двуфакторен дисперсионен анализ (two-way ANOVA, two-factor ANOVA). *Параметричен статистически тест*, който проверява *хипотезата*, че средните за две *променливи* за две и повече групи изследвани лица са равни едновременно. Има две *независими променливи* (фактори), които имат по две или повече групи (нива) и една *зависима променлива*.

Девиация (deviation). Разликата между дадено *наблюдение* и *средноаритметичното* за *извадката*.

Дедуктивна статистика (inferential statistics). Методи, позволяващи да са направят заключения за *генералната съвкупност* чрез използване само на част от нея, наречена *извадка*.

Дескриптивна статистика (descriptive statistics). Методи, използвани за класификация, обобщение или графично и числово описание на *данните* (например: *хистограма*, *средноаритметично*, *дисперсия*).

Диалогова кутия (Dialog Box). Прозорец, в който се въвежда информация, която статистическият пакет IBM SPSS Statistics използва, за да изпълни команда.

Дизайн на изследване (research design). Целият план на изследването, който показва как ще се събират и анализират данните с цел *експерименталните хипотези* да се проверят по подходящ начин.

Дизайн на изследване с независими групи (independent group design). *Дизайн на изследване*, когато стойността на *зависимата променлива* за една група от участници (например: момчета) се сравнява със стойността на зависимата променлива за друга група участници (например: момичета). Всеки *участник* е само в една от групите на изследването.

Дизайн на изследване с повтарящи се измервания (repeated-measures design). *Дизайн на изследване*, при който ефектът на *независимата променлива* се оценява чрез измерване на *зависимата променлива* преди и след промяната на стойността на независимата променлива. Една и съща променлива се мери няколко пъти за един и същ *участник* при различни условия на експеримента. Ето защо всеки участник участва повече от един път в експеримента.

Дискретна променлива (discrete variable). *Променлива*, която има краен брой стойности, които са обикновено (но не и задължително) цели числа.

Дискриминантен анализ (discriminant analysis). Метод, подобно на *регресионният анализ* и *логистичната регресия*, който прогнозира стойностите на зависимата *категорийна променлива* с две и повече категории, когато *независимите променливи* са *интервални*.

Дискусия (discussion section). Самостоятелна част от научната статия, в която се интерпретират получените резултати, обяснява се значението им и се прави връзка между тях и теоретичния, литературен обзор и получените резултати от предишни изследвания. Описват се ограниченията на проведеното изследване и се предлагат идеи за бъдещи изследвания.

Дисперсионен анализ (analysis of variance). Статистическа процедура, която използва *F*-статистика, за да провери линейният модел в който се сравняват *средноаритметичните* за всяка група като за целта се разделя общата *дисперсия* на компоненти за всеки фактор.

Дисперсия (variance). Сума на квадратите на *девиациите* в разпределението относно неговото средно.

Дистрактори (fillers). Въпроси, които се задават на *респондента*, но не се анализират.

Дихотомна променлива (dichotomous variable). *Дискретна променлива*, която има само две стойности (например пол: мъж или жена).

Доверителен интервал (confidence interval). Диапазон от стойности, в който с *доверителна вероятност* (обикновено 95%) се намира истинският *параметър на генералната съвкупност*. Всички стойности за параметъра, които не могат да се отхвърлят ако се използват в *нулевата хипотеза* H_0 за *статистическия тест* за този параметъра. 95% *доверителен интервал* включва всички стойности, които не се отхвърлят с $p = 0.05$.

Доверителна вероятност (level of confidence). Задаваната от изследователя *вероятност* (обикновено 95%), с която търсеният *параметър на генералната съвкупност* ще лежи в *доверителния интервал*. Вероятността, с която при няколко *извадки* в този интервал се намират 95% от оценките на търсения параметър.

Единична линейна регресия (simple linear regression). Линейно уравнение (модел), в което една *зависима променлива* Y се прогнозира от една *независима променлива* X.

Едностранна хипотеза (one-tailed hypothesis). Проверка на *експериментална* (*алтернативна*) *хипотеза* H_1, когато тя има посока. Проверява се дали е изпълнена *нулевата хипотеза* H_0 като се отчита посоката на *алтернативната хипотеза* H_1.

Еднофакторен дисперсионен анализ (one-way ANOVA, one-factor ANOVA). *Дисперсионният анализ* е *параметричен статистически тест*, който проверява *хипотезата*, че средноаритметичните за две и повече групи са равни. Състои се от една *независима променлива* (фактор), която има две или повече групи (нива) и една *зависима променлива*.

Експеримент (experiment). Процедура за изследване на причинно-следствената връзка между различни признаци (*променливи*), която включва **(1)** промяната в единия признак (променлива) и **(2)** наблюдаване на ефекта върху другия признак (променлива) **(3)** докато всички други признаци (променливи) се задържат непроменени.

Експериментален дизайн (experimental design). Набор от планирани действия, които се правят като част от *експеримента*.

Експериментална хипотеза (experimental hypothesis). Прогноза за ефекта на въздействие на една *променлива* (независимата) върху друга променлива (зависимата). По принцип експерименталната хипотеза е научна хипотеза, но от практическа гледна точка се приема, че тя е същата като *алтернативната хипотеза* H_1. В учебника двете хипотези се смятат за еднакви.

Експериментално изследване (experimental research). Изследване, в което изследователят: **(1)** задава стойностите на *независимите променливи*, **(2)** опитва да задържи всички други *променливи* като константи **(3)** за да наблюдава и изследва стойностите на *зависимите променливи*. Целта на експерименталното изследване е да се установят причинно-следствените връзки.

Ексцес (kurtosis). Описва степента на сплеснатост или заостреност на дадено *честотно разпределение* по отношение на *нормалното разпределение*, за което ексцесът $= 0.0$ Ако ексцесът е > 0.0, то разпределението е по-островръхо по отношение на нормалното. Ако ексцесът < 0.0, то разпределението е по-плоско по отношение на нормалното.

Емпирично, експериментално доказателство (empirical evidence). *Наблюдения*, които могат да се повторят.

Ета (η) коефициент (*eta* (η) coefficient). *Корелацията* между две *интервални променливи*, която се явява индекс за нелинейна връзка между тях. Използва като мярка на *големина на ефекта* в *дисперсионния анализ*.

Етикет на стойност (value label). Име, което се използва, за да се различи дадена стойност на *номинална променлива*.

Ефект на взаимодействие (interaction effect). Комбинираният ефект на две или повече *независими променливи* върху стойностите на *зависимата променлива*.

Живот (a Life). Това, което се осмисля докато се пише или чете книгата "Да преоткрием статистиката с IBM SPSS Statistics".

Зависима променлива (dependent variable). *Променлива* стойностите, на която се предполага, че се променят вследствие на промяната на стойностите на *независимата променлива*. Тази променлива се измерва по време на *експеримента*. В статистическия анализ е променливата, която се обяснява като функция на други променливи, които се наричат *независими*.

Зависима променлива в регресионното уравнение (dependent variable, criterion variable). В процеса на прогноза е променливата в регресионното уравнение, чиито стойности се оценяват на базата на знанията на стойностите на *независимите променливи* в уравнението (predictor variables).

Зависими извадки (dependant samples). Две или повече *извадки* на една и съща *генерална съвкупност* (или на две или повече съгласувани генерални съвкупности (matched population), за които *наблюденията* от едното измерване са съгласувани с тези от другото, например един и същи *респондент* е измерен при две различни условия или с две различни *скали*. Зависими, свързани и корелирани извадки са идентични понятия.

Заглавие (title). Първата информация от научната статия, с която се запознават читателите. Съдържа основните характеристики на проведеното изследване като се споменават независимите и зависимите променливи. По правило не надхвърля 12-15 думи.

Зададени по подразбиране параметри (default parameters). Зададените предварително варианти на възможните отговори, които автоматично програмата е установила в диалоговите прозорци ако потребителят не е направил друг избор за тях.

Зашумяващи променливи (nuisance variables). *Променливите*, освен *независимата променлива*, които могат да оказват влияние на стойностите на *зависимата променлива* по време на изследването.

Знаков тест (sign test). *Статистически тест*, който анализира посоката на разликата в стойностите между съответните двойки за обектите на изследването при двете експериментални условия.

Знаков тест на Уилкоксън (Wilcoxon signed ranks test). *Непараметричен тест* който търси посоката на разликата в стойностите между две *свързани извадки*. Непараметричната алтернатива на *t*-теста за корелирани свързани извадки.

Значимост (significance). Виж: *статистическа значимост*.

Извадка (sample). Подмножество на *генералната съвкупност*. В нея не са включени всички членове на генералната съвкупност.

Извадково разпределение (sample distribution, sampling distribution). *Честотно разпределение* на дадена статистика (например на *средноаритметичното* за *извадката*) за всички възможни извадки с даден размер на извадката.

Извличане (extraction). Термин, който се използва в процеса на взимане на решение дали *факторът* във *факторния анализ* е достатъчно статистически важен, за да се "извлече" от данните и да се интерпретира. Взимането на решение се базира на размера на *собственото значение*, което се асоциира с този фактор.

Изглед на данни (Data View). Единият от двата начина да се види съдържанието на *файла с данни* в статистическия пакет IBM SPSS Statistics с помощта на *редактора на данни* (data editor), при който данните са показани под формата на електронна таблица за въвеждане и редактиране на нови наблюдения.

Изглед с променливи (Variable View). Единият от двата начина да се види съдържанието на *файла с данни* в статистическия пакет IBM SPSS Statistics с помощта на *редактора на данните* (data editor), при който се задават свойствата на променливите, за които се въвеждат данните.

Измерване (measurement). Процес на асоцииране на характеристиките на изследваният обект с числа в съответствие с дефинирано правило.

Измерване на асоциация (measures of association). Коефициент за *кръстосана таблица* с размерност по-голяма от 2×2.

Изследователски въпроси (research questions). Въпроси отговорите, на които изследователят се опитва да даде в изследването и в научното съобщение (доклад, статия, постер). Желателно е те да са максимално конкретни.

Изследователски хипотези (research hypotheses). Прогнозируеми твърдения относно връзката между *променливите*, които могат да се докажат.

Интервална оценка (interval estimation). Интервал със стойности, в който се предполага, че се намира търсеният *параметър на генералната съвкупност*.

Интервална променлива (interval variable). *Променлива* измерена с *интервална скала* за измерване. В IBM SPSS Statistics тя се задава като метрична (scale).

Интервална скала (interval scale). *Скала за измерване*, която класифицира *наблюденията* във взаимно изключващи се подредени категории с еднакви интервали между стойностите им.

Категорийна променлива (categorical variable). *Дискретна променлива*, която няма числови стойности (например: пол, религиозна принадлежност), когато числата са просто кодове (например: 1-мъж, 2-жена; 1-християнин, 2-мюсюлманин, 3-будист). Категорийната променлива не е *количествена*, тя разделя обектите на изследването на непресичащи се групи по даден признак (например: пол, етнос, клас), но не позволява да се сравнят обектите по степента на проява на даден признак (например да се подредят от "най-висок" към "най-нисък"). Термините *номинална*, *качествена* и *категорийна* променлива са идентични.

Качествени променливи (qualitative variables). *Променливи*, чиито стойности са кодирани с числа като самите числа нямат смисъл. Променливите, които не са качествени се наричат *количествени*. Виж също: *категорийна променлива*.

Квадратична грешка (squared error). Квадрат на грешката за наблюденията (*девиацията*).

Квантил (quantile). Значение, което разделя *наблюденията* на равни пропорции (например: квартил).

Квартил (quartile). Значения, които разделят подредените *наблюдения* на 4 равни части.

Кластерен анализ (Cluster analysis). Това е обединението на алгоритми и методи за групирането на обекти, които си приличат по някакъв начин в съответни групи, които се наричат кластери.

Клетка (от факторна таблица) (cell of contingency table, crosstabulation). Пресичането на ред с колона във *факторната таблица*.

Ковариата (covariate). *Променлива*, която е свързана със *зависимата променлива* и се контролира чрез статистическия анализ.

Ковариационен анализ (Analysis of covariance, ANCOVA). Статистическа процедура, която използва *F*-статистиката, за да провери ефекта на модела, в който статистически се контролира една или няколко *ковариати* влияещи на *зависимата променлива*.

Ковариация (covariance). Мярка за "средната" връзка между две *променливи*. Показва степента, с която две променливи се променят заедно. Ако две променливи са независими, то тяхната ковариация е равна на нула.

Кодиране (data coding). Кодирането е техническа процедура за преобразуване на вербална информация в числа или други символи. Процес на идентификация и присвояване на числови или буквени кодове на *данни*.

Кодова книга (codebook). Набор от цялата информация, която позволява да се съберат и интерпретират *данни* относно различните *променливи* във *файла с данни*. В кодовата книга са включени типът на променливите, техният формат, етикетите, стойностите им и кодовете, които се използват при кодиране на липсващите данни заедно с тяхната интерпретация.

Коефициент на детерминация (coefficient of determination). Показва пропорцията на *дисперсия* на *променливата* X, която се асоциира с дисперсията в променливата Y. Равна е на квадрата на *корелационния коефициент* (r^2) между двете променливи.

Колинеарност (collineality). Когато две *променливи* в регресионното уравнение са много силно *корелирани*, т. е. *коефициентът на корелация* между тях е близък до ± 1.00, то се наблюдава колинеарност.

Количествени променливи (quantitative variables). *Променливи*, измерени с *ординална*, *интервална* или *пропорционална* скала. Измерват се с числа, които имат смисъл, например: пулс, височина, температура.

Константа (constant). Характеристика, която има една и съща стойност за всички членове на изследваната група за конкретно изследване.

Конструктивна валидност (construct validity). Степента на съгласуваност между резултатите от изследването и теоретичните фундаменти, които са в основата му. Тя се отнася до степента, в която *независимите* и *зависимите променливи* произтичат от *теориите*, чиито причинно-следствени връзки са разгледани.

Корегирано средноаритметично (adjusted mean). В ковариационния анализ е средноаритметичното за групата, което е корегирано с ефекта на ковариатата.

Корекция за непрекъснатост на Йейт (Yates' continuity correction). Корекция на формулата за изчисляване на хи-квадрат статистиката за 2×2 *кръстосани таблици*, която често се препоръчва, когато очакваната честота на клетките на кръстосаната таблица е много малка. Тя се базира на факта, че теоретичното *хи-квадрат разпределение* е непрекъснато, а полученото разпределение е дискретно.

Корекция на Бонферони (Bonferroni correction). Корекция, която се прилага за *алфа* (α) *ниво*, за да се контролира общата *грешка от първи род*, когато се провеждат серия от *статистически тестове*. За всеки от тестовете се използва критерий за *статистическа значимост* като алфа (α) нивото се разделя на броя на тестовете, които се провеждат. Лесна, но ефективна корекция, но има тенденция да е прекалено консервативна (строга), когато се провеждат много тестове.

Корекция на Сидак (Sidak correction). Малко по-неконсервативен вариант на *корекцията на Бонферони*.

Корелационен анализ (correlation analysis). Статистически анализ целящ да провери *хипотезата* за (неслучайна) връзка между *променливите*. С него не може да се установи причинно-следствената връзка между променливите.

Корелационен коефициент (correlation coefficient). Индекс за зависимост между две *променливи*. Ако между двете променливи няма връзка, т. е. те са независими, то тогава корелационният коефициент е равен на нула (обратното не е вярно).

Корелационен коефициент на Пирсън (Pearson's (product-moment) correlation coefficient). Индекс за линейната сила на връзката между две *променливи*. Той може да приема произволна стойност от -1.00 (когато при промяната на едната променлива другата се променя в обратната посока със същата стойност), минавайки през 0.00 (когато при промяната на едната променлива другата не се променя изобщо) до стойността $+1.00$ (когато при промяната на едната променлива другата се променя в същата посока със същата стойност).

Корелационна матрица (correlation matrix). Матрица (обикновено в изходните таблици на статистическите пакети) всеки елемент, на която е *корелационният коефициент* за две променливи.

Корелация (correlation). Мярка за силата на зависимост между две *променливи*.

Корелирани извадки (paired-samples). Виж: *Зависими извадки.*

Криви на Пилай (Pillai's Trace). Статистически тест, който се използва в многомерния дисперсионен анализ (MANOVA).

Критерии за мярка на адекватност на извадката на Кайзер-Мейер-Олкин (KMO) (Kaiser-Meyer-Olkin Measure (KMO) of Sampling Adequacy). Може да се изчисли както за една така и за няколко *променливи* и има стойности между 0 и 1. Стойностите около нула показват, че *факторният анализ* не е подходящ да се използва, а стойности около 1 показват, че факторният анализ е надежден.

Критерий на Кайзер (Kaiser's criterion). Метод за извличане във *факторния анализ*, който се основава на идеята, че *факторите* със собствено значение по-голямо от единица трябва да останат.

Критична стойност (critical value). Стойност в *честотното разпределение*, която показва началото на областта на отхвърляне на *хипотезата*. Стойността, за която се взима решение дали резултатите от статистическия тест са *статистически значими* или не са статистически значими при зададено *ниво на* α.

Кроссекционален или напречен дизайн (cross-sectional design). *Дизайн на изследването*, при който *независимите* и *зависимите променливи* се измерват в един и същи момент.

Кръгова, секторна графика (pie chart). Кръгова графика, която е разделена на сектори пропорционални на количеството или на процентите, които онагледяват (илюстрират).

Кръстосана таблица (contingency table, crosstabulation). Таблица на статистическата структура на изучаваната *извадка*. Във всяко поле на таблицата се съдържа наблюдаваната честота на определено събитие за изследваната извадка като наблюденията са във взаимно изключващи се категории. Тя може да бъде едномерна и многомерна. Номиналните данни обикновено се представят с такава таблица.

Кумулативна честота (cumulative frequency). Общият брой на *наблюдения* със стойност от минималната до дадена стойност.

Ламбда на Уилкс (Wilks' Lambda). Статистически тест в *многомерния дисперсионен анализ*. Отношението на *дисперсията* на грешката към общата дисперсия. Стойностите на ламбда близки до 1 означават, че наблюдаваните средни за групите са равни, а стойностите близки до 0 показват, че вътрешногруповата дисперсия е малка по отношение на общата дисперсия.

Ликерт въпрос (Likert question/item). Твърдение, за което респондентът се изисква да отговори съгласно определен обективен или субективен критерии – най-често е ниво на съгласие или несъгласие. Разработен е от американския социален психолог Ренис Ликерт (Rensis Likert) през 1932 г. и въпросът е *ординална променлива*. Често при 5 и повече възможни отговори той се третира като *интервална променлива*. Виж също: *Ликерт скала*.

Ликерт скала (Likert scale). Вид измерване, разработено от Ренис Ликерт (Rensis Likert) с цел подобряване на измерванията в социалните науки чрез използване на стандартизирани отговори. Чрез нея се измерва силата, с която респондентът е съгласен или несъгласен с дадено твърдение като за целта прави градация на степените на съгласие или несъгласие с твърдението. Изчислява се като сума или средно на няколко (обикновено повече от 3) *Ликерт въпроса*. Тя се третира като *интервална променлива* независимо дали Ликерт въпросите, които я формират, са *ординални* (с по-малко от 5 възможни отговора) или *интервални* (с повече от 5 възможни отговора). Виж също: *Ликерт въпрос*.

Линейна графика (line graph). Графика, която съединява точките с данните с права линия, за да илюстрира връзката между две *променливи*.

Линейна регресионна линия (linear regression line). Математическо уравнение за права линия: $Y = a + bX$.

Липсващи стойности, данни (missing values, data). *Данни*, които липсват за дадено *наблюдение*.

Листовидна графика (stem-and-leaf). Използва се за онагледяване на разпределението на една *променлива*, обикновено *скала*. Формата на графиката е стъбло и листа.

Литература (references). Една от последните части на научната статия. Представлява списък, обикновено по азбучен ред на всички литературни източници (проведени изследвания), които е използвал авторът по време на писане на статията.

Логистична регресия (logit regression; logistic regression). Това е вид *регресионен анализ* който се използва когато *зависимата променлива* е *категорийна променлива*, а *независимите променливи* могат да са както категорийни, така и *количествени*.

Логлинеен анализ (log-linear analysis). Непараметричен статистически метод за изучаване на *кръстосани* честотни *таблици* на две или повече *номинални променливи*. Методът извършва статистическа проверка на *хипотезата* за наличие на двумерни или многомерни зависимости между номиналните променливи.

Лонгитуден дизайн (longitudinal design). Изследване, в което се анализира едни и същи *променливи* в течение на дълъг период от време. Изследваните лица могат да бъдат както едни и същи, така и различни. *Зависимите променливи* се измерват повече от един път.

Матрица (matrix). Набор от числа, които са подредени в колони и редове. Те обикновено се наричат елементи или компоненти на матрицата.

Матрица с данни (data matrix). *Матрица*, в която редовете са *наблюденията* от изследването, а колоните - *променливите* от изследването.

Медиана (median). Мярка за *централна тенденция*, която е средната точка в подредено по стойности разпределение. Число от *скалата* за измерване, което показва средата на извадката ако *наблюденията* в нея са подредени във възходящ ред. 50% от наблюденията на извадката са под медианата.

Междугрупов дизайн на изследване (between-subject (group) design). Другото има на *дизайн на изследване с независими групи*.

Междуквантилов размах (interquartile range). Разликата между стойността на *променливата* за която 25% от *извадката* са със стойности по-малки от нея и стойността на променливата, за която 75% от извадката са със стойност по-малки от нея. Мярка за *размаха на разпределението*. В *графиката-кутия* размерът на кутията е равен на междуквантиловия размах.

Мерки за разсейване (measures of variability). Докато *мерките за централната тенденция* дават информация за сходството между наблюденията, мерките за разсейване дават информация за тяхното различие. *Размахът*, *стандартното отклонение* и *дисперсията* са най-често използваните мерки за разсейване.

Мерки за централната тенденция (measures of central tendency). Измерването на централните тенденции дават типичната, средната стойност за *извадката* от данни. *Средно-аритметичното*, *медианата* или *модата* могат да се използват като оценка в зависимост от разпределението на изследваните *данни*.

Мета-анализ (meta-analysis). Количествена методология за синтезиране на предишни изследвания на даден конкретна тема в един обобщен резултат.

Метод (method section). Самостоятелна част от научната статия, която следва след *въведението*. Включва описание на изследваните лица, използваните материали или апарати и процедурата на проведеното изследване.

Метод на Монте Карло (Monte Carlo method). Термин от процеса на използване на данните за построяване на математически модели, в които се отчитат случайни процеси и вероятностните разпределения на стойностите на променливите.

Метод на най-малките квадрати (least square method). Метод за построяване на линията в *графика на разсейване* по такъв начин, че сумата на квадратите на разстоянията от точките на *графиката* до линията да е минимално.

Многомерно (multivariate). Означава "много променливи" и обикновено се използва при статистическите анализи с много *зависими променливи*, например при многомерния дисперсионен анализ (MANOVA).

Многомодално разпределение (multimodal distribution). Описание на *честотно разпределение*, което има повече от една *мода*.

Множествена корелация (multiple correlation). Връзката (*корелацията*) между *зависимата променлива* и няколко (повече от една) *независими променливи*.

Множествена линейна регресия (multiple linear regression). Разширение на *единичната линейна регресия*, където една *зависима променлива* Y се прогнозира на базата на линейната комбинация на две или повече *независими променливи* $X_i, i \geq 2$.

Мода (mode). Мярка за *централната тенденция*, която се дефинира като най-често срещаната стойност в *извадката*.

Монотонна връзка (monotonic relation). Две *променливи* имат монотонна връзка ако при увеличаване (намаляване) на едната, другата също се увеличава (намалява) или не се променя.

Мултиколинеарност (multicollinearity). Състояние, когато две или повече *променливи* са силно корелирани, например за *регресионните коефициенти* в регресионното уравнение, когато *корелацията* между тях е близка до 1.

Мярка за разсейване (measure of variability). Обсега, до който *наблюденията* се отличават едно от друго. Най-често се използва: *стандартно отклонение*, *размахът* и *дисперсията*.

Наблюдавана честота (observed frequency). Наблюдаваната честота за събитията в *кръстосаната таблица*.

Наблюдение (case, event, observation). Измерените характеристики за обекта на научното изследване или данните във *файла с данни*, които се отнасят до един респондент или обект на изследване.

Надеждност (reliability). Индикация за достоверността на *скалата*. Надеждността на скалата е нейната вътрешна непротиворечивост и стабилност във времето. Способността на измерването (скалата) да дава еднакви резултати, когато мери едни и същи елементи при еднакви условия.

Надеждност чрез разделяне на теста на две половини (split-half method reliability). Оценка на надеждността по метода на разделяне на въпросите на теста на две равни половини.

Наклон (slope). Количеството промяна в Y която съответства на промяната в единица на X.

Наситен модел (saturated model). Модел, който перфектно описва данните и затова няма грешка. Той съдържа всички възможни *главни ефекти* и *ефекти на взаимодействието* между променливите.

Научен метод (scientific method). Изследователска стратегия, състояща се от два етапа: **(1)** формулиране на хипотези и **(2)** тяхното доказване чрез емпиричен тест.

Научно изследване (scientific research). Полет на мисълта зад пределите на известното.

Независима променлива (independent variable). *Променлива*, която по време на експеримента е контролирана или е управляема от изследователя, който ѝ задава различни стойностите в зависимост от целите на изследването като най-често цели да установи как тя влияе върху зависимата променлива. Номиналните независими променливи се използват, за да се формират групи на наблюденията. Виж също: *независима променлива в регресионното уравнение*.

Независима променлива в регресионното уравнение (independent variables, predictor variables). *Променливата*, чиито стойности са известни и се използват, за да се прогнозира стойността на *зависимата в регресионното уравнение*.

Независими събития (independent events). Две събития са независими ако информацията за едното от тях не дава информация за другото събитие (например: две хвърляния на монета). Когато *данните* се събират от респонденти обикновено се смята, че поведението на единия респондент не влия на поведението на другия и затова се предполага, че наблюденията са независими.

Неортогонална ротация (oblique factor solution/rotation). Метод на ротация във *факторният анализ*, която позволява на базовите *фактори* да са корелирани.

Непараметрични тестове (nonparametric tests). *Статистически тестове*, които не зависят от *параметрите на генералната съвкупност* като например от *нормалното разпределение* на данните. Предпоставките за тях са по-малко по отношение на *параметричните тестове*.

Неподредено взаимодействие (disordinal interaction). Условие, което възниква, когато в графиката на взаимодействие линиите на средноаритметичните за клетките се пресичат.

Непрекъсната променлива (continuous variable). *Променлива*, която може да приема произволна стойност в *скалата* на измерване. Тя винаги има числова стойност, която може да е както цяло така и дробно число. Числовите стойности на непрекъснатата променлива се подреждат от "най-висок" към "най-нисък".

Нива на измерване (levels of measurement). Виж: *скали на измерване*.

Ниво на значимост (level of significance, significance level). В *статистическия тест* е *вероятността*, с която се отхвърля *нулевата хипотеза* H_0, когато тя е вярна. Вероятността α да се направи *грешка от първи род*.

Номинална променлива (nominal variable). *Променлива*, измерена с *номинална скала* за измерване. Другото име за *категорийна променлив*а като на всяка категория се присвоява числов код, например кодът за мъж е **1**, а за жена – **2**. В IBM SPSS Statistics тя се задава като номинална (nominal).

Номинална скала (nominal scale). *Скала за измерване*, която само класифицира *наблюденията* във взаимно изключващи се категории без да ги подрежда.

Нормално разпределение (normal distribution). Теоретично разпределение, което е симетрично и има свойствата на класическата крива с формата на камбана. Сумата на няколко *независими променливи* с различни разпределения се доближава до нормалното разпределение на една *случайна променлива* ако размерът на извадката е достатъчно голям (≥ 30). Ето защо това е най-често срещаното в природата разпределение и от тука носи името си – нормално разпределение.

Нулева хипотеза H_0 (null hypothesis H_0). Нулевата хипотеза H_0, която трябва да се провери е твърдение, че няма различие или взаимовръзка. Нулевата хипотеза H_0 е взаимно изключваща се с *алтернативната (експерименталната) хипотеза* H_1. Ако е изпълнена H_0 означава, че прогнозата не е вярна и че прогнозираният ефект не съществува.

Обработка на данни (data processing). Операции, които се извършват с *данните* съгласно дефинирани правила с цел да се получи нова информация.

Обратно елиминиране (backward elimination). В *логлинейния анализ* е процедурата за премахване на статистически незначими *главни ефекти* и *ефекти на взаимодействие* от *наситения модел*.

Обратно решение (backward solution). В *регресионния анализ* всички *независими променливи* първоначално са въведени в модела и след това се елиминират (премахват) една по една, когато те не обогатяват регресията.

Обратно-фразиран въпрос (reverse-phrased item). Въпрос от *скалата на измерване*, който има негативна *корелация* по отношение на другите въпроси от скалата.

Обща дисперсия (grand variance). *Дисперсията* за цялата извадка.

Общо средноаритметично (grand mean). *Средноаритметичното* за цялата извадка.

Ординална (рангова) променлива (ordinal variable). *Променлива*, измерена с *ординална (рангова) скала*. В IBM SPSS Statistics тя се задава като ординална (ordinal).

Ординална (рангова) скала (ordinal scale). *Скала за измерване*, която класифицира *наблюденията* във взаимно изключващи се подредени категории. *Данните* се подреждат в ред например от най-малкото до най-голямото значение, но интервалите между тях не са равни. Например златният, сребърният и бронзовият медал от световно първенство по футбол са ординална скала, защото не показват с колко златният медалист е по-добър от сребърния.

Ортогонална ротация (orthogonal rotation). Метод на ротация, въртене във *факторният анализ*, който позволява базовите *фактори* да не са корелирани.

Остатъчен член, грешка от прогноза (residual). Разлика между прогнозната и наблюдаваната стойност в регресионното уравнение.

Очаквана честота (expected or theoretical frequency). В *честотната таблица* е очакваната честота за всяка нейна *клетка* при условие, че *нулевата хипотеза* H_0 е вярна, т. е. честотите в таблицата са независими една от друга.

Параметрична статистика (parametric statistics). Статистически процедури, които изискват изпълнението на параметричните предпоставки.

Параметрични тестове (parametric tests). *Статистически тестове* за *хипотези*, които използват *извадка*, за да оценят *параметрите на разпределението на генералната съвкупност*. Те изискват да са изпълнени т. нар. *параметрични предпоставки*.

Параметър на генералната съвкупност (parameter of population). Дескриптивна мярка на *генералната съвкупност*. Стойност която се отнася до генералната съвкупност и затова е "фиксирана", т. е. *константа*, а нейната *статистическа оценка* (statistic) се изчислява на базата на случайна (представителна) *извадка* от генералната съвкупност, има случаен характер и е различна за различните извадки на генералната съвкупност.

Подредено взаимодействие (ordinal interaction). Състояние, когато не се пресичат линиите на средноаритметичните за клетките в графиката на взаимодействията.

Подредено множество (ordered set). Множество от елементи, което се отличава от всяко друго множество от същите елементи с подредбата на елементите по нарастване на тяхната стойност. Например множеството: (1,3,4,7) е подредено, а множеството от същите елементи (1,7,3,4) не е подредено.

Постхок тест (*post hoc* multiple comparison test). Завършващи методи за статистически анализ, които се използват, за да се определи коя двойка или двойки от средноаритметични са статистически различни.

Потвърждаващ факторен анализ (confirmatory factor analyses). Версия на *факторния анализ*, в която се проверява специфичната *хипотеза* относно структурата и връзката между *скритите променливи* в изследваните данни.

Правдоподобна конкуриращa хипотеза (plausible rival hypothesis). Алтернативна интерпретация на *изследователската хипотеза* относно взаимодействието на *независимата* и *зависимата променливи*, която дава друго разумно (логично) обяснение на резултатите, което не е в съответствие с издигнатите от изследователя научни *хипотези*.

Предпоставки на параметрична статистика (parametric assumption). Предпоставки, при които може да се използва *дедуктивна статистическа* процедура. Предпоставките са данните да са: интервални или пропорционални, с *нормално разпределение* и с хомогенни *дисперсии*.

Представителна извадка (representative sample). Подмножество на *генералната съвкупност*, което има същите статистически характеристики както и генералната съвкупност. Ако една *извадка* е селектирана по случаен начин от генералната съвкупност, така че всеки неин представител е имал еднакви шансове да е избран, то тогава извадката се нарича представителна и резултатите от анализа ѝ могат да се обобщят за генералната съвкупност.

Представителна извадка с квоти (пропорции) (quota or stratified sampling). Метод на селекция на елементите в *представителната извадката*, при който се спазват пропорциите в *генералната съвкупност* за всяка категория. Например ако пропорцията на момичета/момчета на студентите в СУ „Св. Климент Охридски" е равна на 60/40, то в представителната извадката също трябва да има 60% момичета и 40% момчета.

Приложение (appendix). Допълнение към научната статия, което се слага по преценка на изследователя. Съдържа множество детайли от проведеното изследване, които са основа за успешното му разбиране, оценка и повторение. Възможно е да включва сложни математически доказателства, използвани *въпросници* или нови компютърни програми.

Проверка на хипотеза (hypothesis testing). Процедура, която позволява да се провери дали дадена *хипотеза* е вероятно да е вярна, т. е. да се провери дали *нулевата хипотеза* H_0 трябва да се отхвърли на базата на анализираните *данни*. Издига се твърдение относно *параметъра на генералната съвкупност* и след това то се проверява с получените резултати от емпиричното изследване. Ако резултатите са "много различни" от стойността предложена за хипотезата то тогава хипотезата се отхвърля с определена *вероятност* на грешка. В противен случай тя се приема отново с определена вероятност от грешка.

Прогноза (prediction). Процес на оценка на стойността на една *променлива* (която се нарича *зависима*) на базата на знанието на стойността на друга променлива (която се нарича *независима*).

Променлива (variable). Характеристика, която приема различни стойности за различните членове на изследваната група за конкретното изследване. Тя се измерва и обикновено се записва като колона във *файла с данни*.

Пропорционална променлива (ratio variable). *Променлива*, измерена с *пропорционална скала* за измерване. В IBM SPSS Statistics тя се задава като метрична (scale).

Пропорционална скала (ratio scale). *Скала за измерване*, която класифицира наблюденията във взаимно изключващи се категории, които имат еднакви интервали между стойностите и истинска нула, показваща че обектът няма определено свойство или характеристика.

Процентил (percentile). Точка в *разпределението*, под която се намира даден процент от броя на *наблюденията* в подреденото разпределението. Процентилът (или центила) е една от 99-те номинални стойности на *променливата*, която разделя нейното *честотно разпределение* на 100 групи с еднаква честота на разпределение. Например 90-тият процентил, който се обозначава с P_{90}, е такава стойност на променливата, за която 90% от извадката е под тази стойност. P_{99} е максималната стойност, защото са необходими 99 точки за разделяне на честотното разпределение на 100 равни интервала.

Пряко решение (forward solution). В *регресионния анализ* процесът на избор на *независими променливи*, които се въвеждат в модела една по една докато увеличаването на R^2 престане да е *статистически значимо*.

Първични, необработени данни (raw data). Оригиналните данни от изследването върху които не са правени манипулации или статистически преобразувания (например: групиране, смяна на кодове, селектиране и др.).

Пътеков анализ (path analysis). Статистически анализ, който е непосредствено продължение на *регресионният анализ* и се използва за оценка на причинно-следствения модел. За целта се оценява взаимодействието между *зависимата променлива* и две или повече *независими променливи*.

Работна дефиниция (operational definition). Дефинирана от изследователя ключова за неговото изследване концепция или термин. Чрез използването на работната дефиниция изследователят гарантира, че всеки разбира едно и също понятие в контекста на проведеното изследване.

Размах, диапазона на изменение (range). Число, измерено в единиците на *скалата за измерване* на променливата, което е равно на разликата между най-голямата и най-малката измерена величина в даденото разпределение. Ако най-голямото значение е 90, а най-малкото 10 то размахът е равен на $90-10=80$.

Размер на извадка (sample size). Броят на *наблюденията* в *извадката*.

Разстояние на Кук (Cook's distance). Мярка за общото влияние на едно *наблюдение* върху модела. Ако то приема стойности по-големи от 1 на наблюдението трябва да се обърне особено внимание.

Разстояние на Махаланобис (Mahalanobis distance). Мярка за влияние на *наблюдението* чрез анализ на разстоянието между наблюдението и средноаритметичното на *зависимата променлива*.

Ранг (rang). Рангът за дадено *наблюдение* е неговият пореден номер в *подреденото множество*. Например в подреденото множество: 1, 3, **4**, 7 рангът на наблюдение със стойност 4 е 3.

Ревърсна променлива (reverse variable). Променлива, чиито кодове са обратни по отношение на *обратно-фразираната променлива* (въпрос). Ето защо тя се нарича още и ревърсна по стойност променлива.

Регресионен анализ (regression analysis). Регресионният анализ оценява връзката между една или повече *зависими променливи* и *независими променливи*, за да се построи права линия, която се явява най-добрата прогноза за връзката между *променливите*. Регресионният анализ позволява да се оценят стойностите на зависимата променлива при зададени стойности за независимата променлива.

Регресионен коефициент (regression coefficient). Число, показващо наклона на *регресионната линия*. Показва силата на връзката между *независимата променлива* X_i и *зависимата променлива* Y. Промяната в стойностите на зависимата променлива, които могат да се асоциират с промяната на стойностите в независимата променлива.

Регресионна константа (regression constant). Число, показващо стойността на *зависимата променлива* Y, когато стойността на *независимата променлива* X е равна нула.

Регресионна линия (regression line). Графична интерпретация на тенденцията на връзката между две *променливи*. Права линия, която преминава през точките, показващи прогнозираните стойности на *зависимата променлива* за всички стойности на *независимата променлива*.

Редактор на данни (Data editor). Главният прозорец на статистическия пакет IBM SPSS Statistics, в който може да се въвеждат *данни* и да се изпълняват статистически процедури.

Резултати (results section). Самостоятелна част от научната статия, която следва частта *метод*. Включва резултатите от всички статистически анализи описани цифром и словом/ с думи и числа. Често в нея се включват фигури (*графики*) и *таблици*.

Резюме (abstract). Кратко (между 100 и 150 думи) обобщение на статия, с което тя започва. То съдържа изложение на темата, процедура на проведено изследване, получени резултати и изводи от проведеното изследване в научната статия.

Респондент (respondent).Човек, който отговаря на анкета (*въпросник*). *Участник*, изследвано лице и респондент са идентични понятия.

Ротация (rotation). Процес във *факторния анализ* за подобряване на *факторите*. За целта се предприемат опити да се трансформират факторите по такъв начин, че да се максимизират *факторните тегла*, които са били големи и да се минимизират факторните тегла, които са били малки. Има две най-често използвани процедури: *ортогонална ротация* и *неортогонална ротация*.

Ръководство за скала (scale's manual). Инструкция, която най-често е докладвана от автора на *скалата* в научна статия. Тя съдържа информация за: **(1)** какви са въпросите, които формират скалата и възможните им отговори; **(2)** има ли *обратно-фразирани въпроси* (reverse-phrased items) и *дистрактори* (fillers); **(3)** как се изчислява скалата: сума, средно; **(4)** скалата има ли подскали и ако да, то как се изчисляват те; **(5)** как се интерпретират резултатите от скалата и от подскалите.

Свободен член (intercept). Свободният член в линейното уравнение $Y = a + bX$ е параметъра a. Той показва стойността на Y при $X = 0$. В *графиката* е точката на пресичане на вертикалната линия Y.

Свързани извадки (paired-samples). Виж: *Зависими извадки.*

Сила на теста (power of test). *Вероятността*, че *статистическият тест* ще отхвърли *нулевата хипотеза* H_0, когато *алтернативната хипотеза* H_1 е вярна. Способността на статистическия тест да открие ефект с определена големина. Обикновено изследователят се стреми силата на теста да е 0.80.

Систематична грешка (systematic error). Неслучайна *грешка*, която причинява изместване в стойностите на *наблюденията*. Обикновено е следствие на неправилния *дизайн на изследване*, най-често от метода за наблюдение.

Скала (scale). Инструмент за измерване на *скрита променлива*, която се формира от няколко други *променливи*. Предполага се, че те **(а)** са свързани със скритата променлива съгласно дадена научна теория и **(б)** могат директно да се измерят.

Скали на измерване (measurement scales). Йерархията на скалите за измерване по точност е следната: *номинални*, *ординални (рангова)*, *интервални* и *пропорционални скали*. Числата, които се използват в четирите *скали* имат повече свойства при движение от номиналната към пропорционалната скала. На практика означава, че с числата могат да се провеждат допълнителни математически операции, когато скалата на измерване е по-точна.

Скрита променлива (latent variable). *Променлива*, която не може да се измери директно, но е свързана с други променливи, които могат да се измерят.

Случайна грешка (random error). Грешка, която се получава от несистематична *зашумяваща променлива*, която увеличава *дисперсията* в измерените стойности на *зависимата променлива* и с еднаква *вероятност* увеличава или намалява стойностите на зависимата променлива при всички условия на изследването.

Случайна променлива (random variable). *Променлива*, чиято стойност може да е произволна от група на взаимноизключващи се стойности с дадена *вероятност*.

Сравнения по двойки (pairwise comparisons). Всички възможни комбинации, когато се проверява различието между *средноаритметичните* в групите.

Среден квадрат (mean square). Мярка за средното разсейване за *наблюденията* в *извадката*. За всяка сума на квадратите (която е мярка за общото разсейване) се изчислява нейното *средноаритметично* като сумата се раздели на *степените на свобода*. В *еднофакторния дисперсионен анализ* средният квадрат се изчислява както за вътрешногруповата така и за междугруповата сума на квадратите, а в *регресионния анализ* – за регресионната и остатъчната сума на квадратите. Във всички случаи средният квадрат се използва, за да се изчисли *F*-статистиката.

Средна точка (midpoint). Точката в *скалата за измерване*, която я разделя на две равни части.

Средно отклонение (mean deviation). Мярка за вариация на наблюденията, която се дефинира като *средноаритметичното* на *абсолютните стойности* на *девиациите* в разпределението.

Средно, средна величина (average). Другото име за *средноаритметичното* (mean).

Средноаритметично (mean). Аритметичното средно на *наблюденията* в *извадката*. Средноаритметичното на n наблюдения е равно на тяхната сума разделена на n. Елементарен модел за центъра на разпределение. Теоретично то е оценка на "типичното" наблюдение.

Средноквадратично отклонение (standard deviation). Виж: *Стандартно отклонение*.

Стандартна грешка (standard error). *Стандартното отклонение* за *извадковото разпределение* за произвола *статистика*. Количеството грешка при оценката на *параметъра на генералната съвкупност* от *извадка*. Тя е равна на корен квадратен от *дисперсията* разделена на *степените на свобода*.

Стандартна грешка на средноаритметичното (standard error of mean). *Стандартното отклонение* за *извадково разпределение* за *средноаритметичното*.

Стандартна оценка (standard score). Стойността във всяко *нормално разпределение* $N(0,1)$. Произволна стойност може да се преобразува в стандартно z като от стойността се извади *средноаритметичното* и се раздели на *стандартното отклонение*.

Стандартно нормално разпределение (standard normal distribution). *Нормално разпределение* със *средноаритметично* равно на 0.0 и *девиация* 1.0

Стандартно отклонение (standard deviation). Корен квадратен на *дисперсията*. Тя е изчислена в същите мерни единици, в които е изчислена и *променливата*. *Мярка за разсейване* в *честотното разпределение*.

Статистика (като наука) (statistics). Набор от техники и процедури за събиране, организиране, анализ, интерпретация и представяне на информация, която се изразява числово.

Статистика (като число) (statistic). *Дескриптивна* оценка за извадката. Изчислено число от *извадката* (например: *средноаритметичното*) и което за различните извадки на една и съща *генерална съвкупност* ще е различно.

Статистическа валидност (statistical validity). Числова оценка на точността на заключенията направени от резултатите от изследването.

Статистическа значимост (statistical significant). Когато изчислената (от статистическия пакет) за извадката стойност на *статистическия тест* (*p*-стойността) е по-малка от зададената от изследователя стойност на *алфа* α (обикновено: 0.05), то оценяваният параметър е статистически значим. Една разлика се нарича статистически значима ако

вероятността да се допусне *грешка от първи род* е по-малка от допустимото *ниво на значимост* (обикновено 5%). Ако разликата е статистически значима *нулевата хипотеза* H_0 се отхвърля в полза на *алтернативната* H_1 за наличие на разлика.

Статистическа оценка (statistical estimation). Процесът на оценка на произволен *параметър* на *генералната съвкупност* по съответстваща *статистика* (като число).

Статистическа хипотеза – проверка (statistical hypothesis test). Оценка дали асоциацията (разликата) наблюдавана в *извадката* предполага, че има асоциация (разлика) в *генералната съвкупност*, от която тя е получена.

Статистически изводи (statistical inference). Форма на умозаключения, чиято цел е да се генерализират измерванията направени за *извадка* към *параметрите* на *генералната съвкупност*. Статистическите изводи обикновено се правят при допустимо ниво на грешка и *вероятността* от грешка.

Статистически тест (statistical test, test statistic). Стандартен показател за разликата между наблюдаваната за извадката статистика и хипотетичните стойности за генералната съвкупност.

Степени на свобода (degree of freedom). Броят на наблюденията минус броя на ограниченията, наложени на тях (обикновено е броят на оценяваните параметри).

Стрингова променлива (string variable). *Променлива*, в които има букви и числа докато *числовата променлива* има само числа. Повечето от командите на IBM SPSS Statistics не работят с буквени променливи.

Стълбовидна графика (bar graphs). Графично представяне на информация за една *номинална променлива* във вид на стълбове. Височината на стълба показва честотата на конкретната категория на номиналната променлива. Аналогичното средство за графично представяне на *количествена променлива* с голямо число възможни стойности се нарича *хистограма*.

Сума на квадрати (sum of squares, SS). Сума на квадратите на разликата (*девиацията*) между *средноаритметичното* и всяко наблюдение от *извадката*. Дава оценка за общото разсейване, ширината на данните.

Сферичност (sphericity). Предположение, според което *дисперсията* на разликите между данните получени от един и същи *респондент* са равни. Една от предпоставките на дисперсионния анализ за *зависими извадки*, когато има повече от две наблюдения за един и същи респондент. Ако не е изпълнена предпоставката се увеличава рискът да се допусне *грешка от първи род*.

Съкращаване на данни (data reducting). Процес на обобщаване на голямо количество *данни* обикновено чрез методите на *дескриптивната статистика* чрез групиране в *таблици* съдържащи обобщаващите им характеристики (например: *средноаритметично*, *дисперсия*).

Таблица (table). Набор от *данни*, подредени по редове и колони.

***тау-б* на Кендал** (Kendall's tau-b). Непараметричен *корелационен коефициент*, подобен на корелационния коефициент на Спирмън, но се прилага при малки извадки.

Теория (theory). Добре обосновано обяснение на аспект от естествения свят. Дава предварителни обяснения и *хипотези* за същността на причинно-следствените връзки, които се наблюдават и защо те съществуват. Теориите обикновено включват факти, закони и тествани научни хипотези.

Теория за трудността на въпроса (item response theory). Принцип за конструиране и анализ на *въпросник*, тест за измерване на *скрити променливи*. За разлика от другите методи за конструиране на *скали* като: сума или средно на отговорите на въпросите, не се предполага че всеки въпрос е с еднаква трудност.

Тест за асоциация (test of association). Тест за връзка (*корелация*) между *променливите*. *Статистически значимата* корелация не може да се интерпретира като индикатор за причинно-следствена връзка между изследваните променливи.

Тест за разлика (test of difference). Тест за разлика между наблюдаваните стойности при две различи условия на изследването.

Тест за сферичност на Маучли (Mauchly's test of sphericity). Тест за проверка на предпоставката за *сферичност*. Ако тестът е *статистически значим* тогава предпоставката за сферичност не е изпълнена и трябва да се направи корекция в *степените на свобода* в *F*-отношението на дисперсионния анализ за *свързани извадки*.

Тест за съгласуваност (goodness-of-fit test). *Статистически тест* за проверка дали *наблюдаваните честоти* се съгласуват добре с *очакваните честоти*.

Тест на Бартлет за сферичност (Bartlett's test of sphericity). Тест за предпоставката за *сферичност* и се явява критерий за **(1)** многомерно *нормално разпределение* на променливите и за **(2)** различие на *корелациите* от 0. За *p*-стойности по-малки от 0.05 се приема, че данните могат да се анализират с *факторен анализ*.

Тест на Бокс (Box test). Тест за проверка на *хомогенността* на ковариационната матрица. Тестът трябва да не е *статистически значим* ако матриците са едни и същи. Тестът е много чувствителен към предпоставката за многомерното *нормално разпределение*, която е трудно да се провери.

Тест на Браун-Форсайт (Brown-Forsythe test). Версия на *F*-отношението, което е създадено да бъде по-точно, когато предпоставката за *хомогенност на дисперсията* не е изпълнена.

Тест на Колмогоров-Смирнов (Kolmogorov-Smirnov test). Тест за проверка за *нормално разпределение* на данните.

Тест на Крушкел-Уолис (Kruskal-Wallis test). Непараметрична алтернатива на *еднофакторния дисперсионен анализ*. Използва се за сравняване на повече от две независими групи от наблюдения.

Тест на Левин (Levene's test). Тест за проверка на *нулевата хипотеза* H_0 за равенство на две или повече *дисперсии*. Използва се при *t-теста* и *дисперсионния анализ*.

Тест на Ман-Уитни (Mann-Whitney test). *Непараметричен тест*, който търси различията между две *независими извадки* на базата на *рангове*. Той функционално е аналогичен на *знаковия тест на Уилкоксън*. Двата теста се приемат като непараметрични аналози на *t-теста*.

Тест на Уелч (Welch test). Версия на *F*-отношението, което е по-точно ако е нарушена предпоставката за *хомогенност на дисперсиите*.

Тест на Фридман (Friedman test). *Непараметричен статистически тест* за проверка на различието между две или повече корелирани групи. Непараметричният алтернативен тест за еднофакторния дисперсионен анализ за свързани (корелирани) извадки.

Точкова оценка (point estimation). Точкова статистическа оценка, която показва "най-добрата" оценка за *параметъра на генералната съвкупност*.

Тълковен речник (glossary). Сбор от статистически термини, които изследователят е предполагал, че знае докато прочетена книга не го принуждава да се опита да ги дефинира и осмисли наново.

Унимодално разпределение (unimodal distribution). Разпределение, което има само една *мода*.

Уравнение (equation). Математически израз, който съдържа знака на равенство =.

Условна вероятност (conditional probability). *Вероятността*, че едно случайно събитие *A* ще се случи при условие, че друго случайно събитие *B* вече се е случило.

Устойчивост на резултатите от измерването при повторно тестиране (test-retest reliability). Възможността да се получат едни и същи резултати от измерване при еднакви условия.

Устойчивост на теста (robust test). Тестът е устойчив ако продължава да осигурява акуратни резултати дори и ако някои от неговите предпоставки не са изпълнени.

Участник (изследвано лице) (participant). Човек, който взима участие в научното изследване. Участник, изследвано лице и респондент са идентични понятия.

Файл с данни (data file). Файл в хартиен или електронен формат, който съдържа всички събрани *данни* по време на изследването или са използвани при статистическия анализ.

Фактор (factor). Синоним на: **(а)** *независима променлива* в *дисперсионния анализ*; **(б)** *скрита променлива* във *факторния анализ*.

Факторен анализ (factor analysis). Многомерна техника за идентифициране на *скрити променливи* в *данните* като за целта се изчислява *корелацията* между тях.

Факториален дизайн (factorial design). *Дизайн на изследване*, в който две или повече *независими променливи* се анализират едновременно.

Факториален дисперсионен анализ (factorial ANOVA). *Дисперсионен анализ*, в който има две или повече *независими променливи*.

Факторна матрица (factor matrix). Общ термин за матриците във *факторния анализ*.

Факторна оценка (factor score). Оценката на един въпрос (айтъм), даваща неговото участие в дадена *скрита променлива*.

Факторно тегло (factor loading). Корелационният коефициент между първичната променлива и *скритата променлива* или *фактора* във *факторния анализ*.

Фи ϕ коефициент за корелация (*phi* ϕ coefficient). Мярка за силата на асоциацията на две *категорийни* (номинални) *променливи*. Използва се при 2×2 *кръстосани таблици* (таблица с две променливи всяка с по две нива). *Фи* е вариант на хи-квадрат теста: $\phi = \sqrt{\chi^2 / n}$, където n е общият брой на наблюденията.

Фиктивна променлива (dummy variable). *Номинална променлива* с две стойности, които се кодират с числата 0 и 1.

Хетероскедастичност (heteroscedasticity). Данните са хетероскедаситчни ако *дисперсията* между групите на наблюденията не са равни. Това понятие е противоположно на *хомоскедастичността*. Много статистически процедури не са валидни, ако данните са хетероскедаситчни.

Хи-квадрат χ^2 разпределение (Chi-square distribution). Вероятностно разпределение на сумата на квадратите на няколко нормално разпределени променливи. Обикновено се използва при проверка на хипотезите за *номинални променливи*.

Хи-квадрат χ^2 тест за асоциация (Chi-square test of association). Виж: *хи-квадрат тест за независимост*.

Хи-квадрат χ^2 тест за една извадка (Chi-square one-sample test). Виж: *хи-квадрат тест за съгласуваност*.

Хи-квадрат χ^2 тест за независимост (Chi-square test of independence). Тест за независимост (или за асоциация) между честотите във взаимно изключващи се категории (например: мъж/жена, непълнолетни/пълнолетни). Честотите са получени с помощта на *номинални променливи* и формират *кръстосана таблица*. *Непараметричният тест* сравнява *наблюдаваната* с *очакваната честоти*.

Хи-квадрат χ^2 тест за съгласуваност (Chi-square test for goodness of fit). *Непараметричен тест* за една *променлива* (или за една извадка), който определя различието между наблюдаваното разпределение на *номиналната променлива* от очакваното (теоретичното) разпределение.

Хипотеза (hypothesis). Проверяемо предположение, което обикновено следва от научна *теория* или от *наблюдения* и прогнозира връзката или различията между две (независима и зависима) *променливи*. Прогноза, която се проверява.

Хистограма (histograms). *Графика*, която показва *честотното разпределение* на *интервална* или *пропорционална* променлива във вид на стълбове.

Хомогенни подмножества (homogeneous subset). Подмножества от групи в постхок анализа за които средноаритметичните не са статистически различни.

Хомогенност (homogeneity). Степента, до която членовете на една група имат тенденция да са едни и същи, когато се измерва тяхната променливост.

Хомогенност на дисперсиите (homogeneity of variances). Предположение, че *дисперсиите* за *генералната съвкупност* са равни.

Хомоскедатичност (homoscedasticity). Данните са хомоскедастични ако *дисперсията* между групите на наблюденията са равни. Това понятие е противоположно на *хетероскедаситчността*.

Централна пределна теорема (central limit theorem). Теоремата, която осигурява математическа основа за използване на *нормалното разпределение* като извадково *честотно разпределение*. Теоремата гласи, че честотното разпределение на *средноаритметичните* за извадките **(1)** е с нормално разпределение, **(2)** има средноаритметично равно на μ и **(3)** има *дисперсия* равна на σ^2/n. Независимо от формата на разпределение на *генералната съвкупност* извадковото разпределение на средната се доближава до нормалното със средна, съвпадаща със средното на генералната съвкупност.

Централна тенденция (central tendency). Обобщен термин за статистическо измерване целящо да даде стойността на типичното наблюдение. Централните точки (например: *средноаритметично*, *медиана*, *мода*) в скалата на разпределение, намиращи се между екстремалните, около които са разпределени наблюденията.

Честота (frequency). Броят на *наблюденията*, които попадат (или се очаква да попаднат) в дадена категория или група.

Честотна графика (полигон) (frequency polygon). *Линейна графика*, в която броят на *наблюденията* за всяка възможна стойност на *променливата* е показан като точка и тези точките са свързани по между си с права линия. Обикновено стойностите на

наблюденията са показани на хоризонталната ос, а честотата, с която всяка от тези стойности се среща в дадената извадка е дадена на вертикалната ос (например: *хистограма*).

Честотна таблица (frequency table). Виж: *кръстосана таблица*.

Честотно разпределение (frequency distribution). Броят на *наблюденията* от извадката за всяка от възможните категории за *променливата*.

Числова променлива (numeric variable). *Променлива*, която се състоят от числа. Тяхната алтернатива са *буквените (стринговите) променливи*.

***d* на Коен** (Cohen's d). Най-често използвана мярка за *големината на ефекта*, която стандартизира разликата между групите.

***F*-отношение** (*F*-ratio). Отношение на оценките на две *дисперсии*. *Статистически тест* с известно вероятностно разпределение (*F*-разпределение, разпределението на Фишер). Отношението на дисперсията в групата към дисперсията между групите. Служи за основа при *дисперсионния* и *регресионния анализ*.

***p*-стойност** (p -value). Отнася се до числовото изразяване на *вероятността* резултатът да е случаен. Вероятността е в диапазона между 0 и 1. Прието е да се приема p стойност от 0.05 или по-малки за *статистически значими*, което кореспондира на вероятността 1 от 20 резултатът да е случаен.

***t*-разпределение** (*t* distribution). Семейство от симетрични разпределения с форма на камбана, което е много близко до *нормалното разпределение*. Използва се при *статистическите тестове*, когато *дисперсията* на *генералната съвкупност* не е известна или когато размерът на *извадката* е малък (≤ 30). С увеличаване на размера на извадката *t* разпределението се доближава до нормалното.

***t*-тест** (*t*-test). Проверка на *хипотези* с *t* разпределение.

***t*-тест за корелирани извадки, зависими, свързани извадки** (paired-samples, dependant *t*-test). ***t*-**тест, който проверява дали *средноаритметичните* за две *зависими, свързани извадки* са *статистически значимо* различни.

***t*-тест за независими извадки** (independent-samples *t*-test). ***t*-**тест, който проверява дали *средноаритметичните* за две независими извадки са *статистически значимо* различни.

***t*-тест на Стюдънт** (Student's *t*-test). *Параметричен статистически тест*, който се използва: **(а)** при *регресионния анализ* за проверка дали *регресионните коефициенти* b са *статистически значимо* различни от нулата; **(б)** при проверка дали разликата между две *средноаритметични* е статистически значимо различна от нулата.

***V* на Крамер** (Cramer's V). Мярка за силата на асоциацията между две *номинални променливи*, когато едната от тях има повече от две категории. Вариант на коефициента *фи* (phi), който ако се приложи за номинални променливи с повече от две категории не може да достигне минималната стойност **0**, показваща липса на асоциация.

Литература

Използвана литература 685
Използвана литература в примерите 689

Използвана литература

Александрова, Х. (1984). *Математически термини*. София, Наука и изкуство.
Брайен, Э., & Эверитт, Б. (2012). *Большой словарь по статистике*. (3-е изд.) Москва, Проспект.
Брызгалова, С. (2003). *Введение в научно-педагогическое исследование*. Издательство Калининградского государственного университета.
Бююль, А., & Цефель, П. (2005). *SPSS: искусство обработки информации. Анализ статистических данных и восстановление скрытых закономерностей*. Москва, ДиаСофт. http://www.zipsites.ru/psy/psylib/info.php?p=2082
Василев, М. (2014). Докладване на големина на ефекта и доверителни интервали: Преглед и начини за изчисляване. *Psychological Thought*, Vol. 7(1), 37–54, doi:10.5964/psyct.v7i1.92
Гатев, К., & Гатева, Н. (1999). *Самоучител по статистика*. УИ "Стопанство".
Дубнов П. (2004). *Обработка статистической информации с помощью SPSS*. Москва, АСТ НТ Пресс.
Иллюстрированный самоучитель по SPSS. (2008).
Клаус Г., & Ебнер, Х. (1971). *Основи на статистиката за психолози, педагози и социолози*. София, Наука и изкуство.
Ковалёва, Г., & Ростовцев, П. (2002). *Анализ социологических данных с применением статистического пакета SPSS*. Новосибирск: НГУ.
Коен, В. & Лий, Б. (2013). *Основи на статистиката за социалните и поведенческите науки*. Изток-Запад.
Крыштановский А. (2006). *Анализ социологических данных с помощью пакета SPSS*. Москва, ГУ ВШЭ. http://www.msses.ru/download/sociology/analiz_sociologicheskih_dannyh.pdf
Манов, А. (2001). *Статистика със SPSS*. "Тракия-М", София.
Мишев, Г. & Гоев, В. (2010). *Статистически анализ на времеви редове*. Статсофт.
Наследов, А. (2005). *SPSS: Компьютерный анализ данных в психологии и социальных науках*. Питер.

Наследов, А. (2011). *SPSS 19: Професиональный статистический анализ данных*. Питер.
Насонова, Ю. (2010). *Статистические методы в психологии*. Витебск.
Новиков, А. (1998). *Научно-экспериментальная работа в образовательном учреждении*. Москва. Российской Академии образования. http://anovikov.ru/books/nauch.pdf
Палецкий, С. (2004). *Педагогическая технология освоения учащимися исследовательской деятельности*. Омск. http://window.edu.ru/resource/688/27688/files/05110126.pdf
Письменный Д. (2004), *Конспект лекции по теории вероятностей и математической статистике.* Москва, Айрис-Пресс.
Плис А. & Сливина, Н. (2004). *Практикум по прикладной статистике в среде SPSS*. Москва. Финансы и статистика.
Съйкова, И., Стойкова-Къналиева, А., & Съйкова, С. (2002). *Статистическо изследване на зависимости*. София, УИ "Стопанство".
Харалампиев, К. (2007). *SPSS за напреднали*. София, УИ "Св. Климент Охридски".
Харалампиев, К. (2009). *Работа с данни в SPSS*. София, УИ "Св. Климент Охридски".
Харченко, Н. (2011). *Статистика*. Москва, Дашков и К.
StatSoft, Inc. (2012). *Электронный учебник по статистике*. Москва, StatSoft. http://www.statsoft.ru/home/textbook/default.htm
Agresti, A. (2013). *Categorical data analysis*. (3rd ed.) New York: John Wiley.
American Psychological Association. (2009). *Publication manual of the American Psychological Association.* (6th ed.), Washington, DC: Author.
Anastasi, A., & Urbina, S. (1997). *Psychological Testing.* (7th ed.) New York:Macmillan.
Argyrous G. (2011), *Statistics for research: with a guide to SPSS.* (3rd ed.) SAGE Publications.
Barker, C., Pistrang, N. & Elliott, R. (2002). *Research methods in clinical psychology: an introduction for students and practitioners.* (2nd ed.) John Wiley & Sons.
Barrett, M. (2006). Practical and ethical issues in planning research. In G. Breakwell, S. Hammond, C. Fife-Schaw & J. Smith (Eds.), *Research Methods in Psychology* (3rd ed.) (pp. 24-48). London: Sage.
Barrett, M. (2007). *Children's knowledge, beliefs and feelings about nations and national groups*. Hove: Psychology Press.
Bartlett, M. S. (1954). A note on the multiplying factors for various chi square approximations. *Journal of the Royal Statistics society*, 16 (Series B), 296-8.
Bem, D. (2003). Writing the Empirical Journal Article. In J. Darley, M. Zanna, & H. Roediger III (Eds.), *The Compleat Academic: A Practical Guide for the Beginning Social Scientist.* (2nd ed.) (pp. 105-219). Washington, DC: American Psychological Association.
Bem, D. (2003). Writing the Empirical Journal Article. In J. Darley, M. Zanna, & H. Roediger III (Eds.), *The Compleat Academic: A Practical Guide for the Beginning Social Scientist.* (2nd ed.) (pp. 105-219). Washington, DC: American Psychological Association.
Briggs, R., & Cheek, J. (1986). The role of factor analysis in the development and evaluation of personal scales. *Journal of Personality, 54*, 106-48.
Chatterjee, S., & Hadi, A. (2012). *Regression analysis by example.* (5th ed.) John Wiley & Sons.
Chen, P., & Popovich, P. (2002). *Correlation: Parametric and nonparametric measures*. SAGE Publications.
Christensen, L. B. (2007). *Experimental methodology.* (10th ed.) Boston: Allyn & Bacon.
Clark, L.A., & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment, 7*, 309-319.
Coakes, S. (2009). *Analysis without anguish using SPSS version 16.0 for windows*. John Wiley & Sons.
Cochran, W. (1954). Some methods for strengthening the common chi-square test. *Biometric, 10*, 417-451.
Cohen, J. (1983). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences*. New York: Erlbaum.
Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Lawrence Erlbaum Associates.
Colman, A., & B. Pulford (2008). *A crash course in SPSS for Windows.* (4th ed.) Wiley-Blackwell.
Comrey, A. L. (1988). Factor-analytic methods of scale development in personality and clinical psychology. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 56*, 754—761.
Cook, T. D., & Campbell, D. T. (1979). *Quasi-experimentation: Design and analysis issues for field settings*. Chicago: Rand McNally.

Cooper, H. (2011). *Reporting Research in Psychology: How to Meet Journal Article Reporting Standards.* (6th ed.) APA.
Cowles, M. (2001). *Statistics in psychology. An historical perspective.* (2nd ed.) Lawrence Erlbaum Association.
Cramer, D., & Howitt, D. (Eds.) (2004). *The SAGE dictionary of statistics*. SAGE Publications.
Cronbach, L. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika, 16* (3), 297–334. doi:10.1007/BF02310555
Cronbach, L., & Meehl, P. (1955). Construct validity in psychological tests. *Psyhological Bulletin*, *52*, 281-302.
Cronk, B. (2012). *How to use SPSS. A step-by-step guide to analysis and interpretation.* (7th ed.) Pyrczak Publishing.
DeFrancesco, J. (2002). Note on reliability of the carlson psychological survey. *Psychological Reports, 90*, 116-120.
DeVellis, R. (2012). *Scale development: Theory and application*. (3rd ed.) SAGE Publications.
Dimitrov, D. (2009). *Quantitative research in Education: intermediate & advanced methods*. WhiTier Publication.
Effect Size. (2001). Multiple articles in *Educational and Psychological Measurement*, *61*, no.4.
Elliott, A., & Woodward, W. (2007). *Statistical analysis. Quick reference guidebook with SPSS examples*. SAGE Publications.
Everitt, B., & Skrondal A. (2010). *The Cambridge dictionary of statistics*. Cambridge University Press.
Eysenck, H. (1965). *Fact And Fiction in Psychology*. Pelican.
Field, A. (2013). *Discovering Statistics Using IBM SPSS Statistics.* (4rd ed.) SAGE Publications.
Fisher, R. A. (1925). *Statistical methods for research workers*. Edinburgh: Oliver & Boyd.
Fisher, R. A. (1935). *The design of experiments*. Edinburgh: Oliver & Boyd.
Fisher, R. A., & Yates, F. (1938). *Statistical tables for biological, agricultural and medical research*. London: Oliver & Boyd.
Foster, J., Barkus, E., & Yavorsky, Ch. (2006). *Understanding and using advanced statistics*. SAGE Publications.
Fraenkel, J., Wallen, N., & Hyun, H. (2014). *Now to design and evaluate research in education.* (11th ed.) Boston, MA: McGraw-Hill.
Fraley, C. & Raftery, A. E. (2002). Model-based clustering, discriminant analysis, and density estimation. *Journal of the American Statistical Association*, *97*(458), 611-631.
Glass, G. V. (1976). Primary, secondary, and meta-analysis of research. *Educational Researcher*, *5*, 3-8.
Goodman, L. (1973). The analysis of multidimensional contingenty tables when some variables are posterior to others: a modified path analysis approach. *Biometrika*, *60*, 179-192.
Gravetter, F., & Wallnau, L. (2013). *Statistics for the behavioral sciences.* (9th ed.) Wadsworth.
Gray, C., & Kinnear, P. (2011). *IBM SPSS Statistics 19 Made Simple*. East Sussex: Psychology Press.
Graziano, A., & Raulin, M. (2012). *Research methods: A process of inquiry.* (8th ed.) Boston: Allyn & Bacon.
Guttman, L. (1950). The basis for scalogram analysis. In S. Stouffer, S, L. Guttman, & E. Schuman (Eds.), *Measurement and prediction. Volume 4 of Studies in social psychology in world war II*. Princeton: Princeton University Press.
Hays, W. (1994). *Statistics.* (5th ed.) New York: Holt.
Hinkle, D., Wiersma, W., & Jurs, S. (2003). *Applied statistics for the behavioral sciences.* (5th ed.) Houghton Mifflin company.
Ho, R. (2006). *Handbook of Univariate and Multivariate Data Analysis and Interpretation with SPSS*. Chapman & Hall.
Howell, D. (2009). *Statistical Methods for Psychology*. Wadsworth.
Huck, S. (2011). *Reading statistics and research.* (6th ed.) Boston: Allyn & Bacon.
IBM SPSS Statistics 19 Command syntax reference (2010). SPSS Inc.
Kaiser, H. (1970). A second generation Little Jiffy, *Psychometrika*, *35*, 401-415.
Kaiser, H. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, *39*, 31-36.
Kaplan, R. M., & Saccuzzo, D. P. (2012). *Psychological Testing: Principles, Applications, and Issues.* (8th ed.) Balmont, CA: Thomson Wadsworth.
Kazdin, A. E. (2002). *Research design in clinical psychology.* (4th ed.) Boston: Allyn & Bacon

Keppel, G., & Wickens, T. (2004). *Design and Analysis: A researcher's handbook.* (4th ed.) Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall.
Kerr, A., Hall, H., & Kozub, S. (2002). *Doing statistics with SPSS*. SAGE Publications.
Kinnear, P., & Gray, C. (2010). *IBM SPSS Statistics 18 Made Simple*. East Sussex: Psychology Press.
Kirk, R. (1994). *Experimental Design: Procedure for the Behavioral Sciences.* (3th ed.) Belmont, Calif.: Wadsworth.
Kline, T. (2005). *Psychological testing: A practical approach to design and evaluation*. Thousand Oaks: Sage.
Kuzma, J., & Bohnenblust, S. (2004). *Basic Statistics for the Health Sciences.* (5th ed.) McGraw-Hill.
Leech, N., Barrett, K., & Morgan, G. (2011). *IMB SPSS for Intermediate. Statistics: Use & Interpretation.* (4th Ed.) New York: Lawrence Erlbaum.
Likert, R. (1932). A technique for the measurement of attitudes. *Archives of Psychology*, *22*(140), 1–55.
Loevinger, J. (1957). Objective tests as instruments of psychological theory. *Psychological Reports*, *3*, 635-694.
Marks, D., & Yardley, L. (2004). *Research methods for clinical and health psychology*. SAGE Publications.
McInerney, D. (2002). *Publishing Your Psychology Research: A Guide to Writing for Journals in Psychology and Related Fields*. SAGE Publications.
Miller, L., McIntire, S., & Lovler, R. (2011). *Foundations of psychological testing*: *A practical approach*. (3th ed.) SAGE Publications.
Morgan, G., Leech, N., Gloeckner, G., & Barrett, K. (2012). *IBM SPSS for Introductory Statistics: Use and Interpretation*. (5th ed.) Lawrence: Erlbaum Association.
Morgan, S., Reichert, T., & Harrison, T. (2002). *From numbers to words: Reporting statistical results for the social sciences*. Boston: Allyn & Bacon.
Norusis, M. (2009). *SPSS 17.0 Guide to Data Analysis*. Prentice Hall.
Norusis, M. (2011). *The IBM Statistics 19 Guide to Data Analysis*. Addison Wesley.
Nunnally, J. C. (1994). *Psychometric theory.* (3rd ed.) New York: McGraw-Hill.
Page, M., Braver S., & MacKinnon, D. (2003). *Levine's guide to SPSS for analysis of variance*. Lawrence Erlbaum Association.
Pallant, J. (2013). *SPSS Survival Manual: A Step by Step Guide to Data Analysis Using IBM SPSS*. (5th ed.) Open University Press.
Pearson , K. (1914). *Tables for Statisticians and Biometricians*, Cambridge: Cambridge
Peat, J. (2002). *Health science research: A handbook of quantitative methods*. SAGE Publications.
Reise, S. P., & Waller, N. G. (2003). How many IRT parameters does it take to model psychopathology items? *Psychological Methods*, *8*, 164–184.
Rosenthal, R. (1991). *Meta-analytic procedures for social research*. *(Applied Social Research Methods)*. Newbury Park, CA: SAGE Publications.
Rosnow, R. L., & Rosenthal, R. (2007). *Beginning behavioral research: A conceptual primer.* (6th ed.) Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
Schmidt, F. L. (1996). Statistical significance testing and cumulative knowledge in psychology: Implications for training of researchers. *Psychological Methods*. *1*, 115-129.
Schwab, D., & Trevor, Ch. (2004). *Research Methods for Organizational Studies.* (2nd ed.) Lawrence Erlbaum Association.
Siegal, S., & Castellan, N. (1988). *Nonparametric statistics for the behavioral sciences.* (2nd ed.) New York: McGraw-Hill.
Simms, L. J., & Clark, L. A. (2005). Validation of a computerized adaptive version of the Schedule for Nonadaptive and Adaptive Personality. *Psychological Assessment*, *17*, 28–43.
Smith, M., & Glass, G. 1977. Meta-analysis of psychotherapy outcome studies. *American Psychologist*, *32*, 752–760.
Sprinthall, R. (2009). *SPSS from A to Z : a brief step-by-step manual for psychology, sociology and criminal justice*. Boston, MA: Pearson Education.
Sprinthall, R. (2011). *Basic Statistical Analysis.* (9th ed.) Pearson.
Sprinthall, R., Schmutte, G., & Sirois, L. (1991). *Understanding educational research*. Englewood Cliffs, NJ: Prentive-Hall.
Sprinthall, R., Sprinthall, N., & Oja, S (1998). *Educational psychology: A development approach*. New York: McGraw-Hill.
SPSS an IBM Company (2010). *SPSS Version 19*. http://www.spss.com/software/statistics/.

SPSS Tutorial (2010). Department of Statistics, College Station, TX. http://www.stat.tamu.edu/spss.php
Stern, L. (2009). *A Visual Approach to SPSS for Windows: A Guide to SPSS 17.0.* (2nd ed.) Allyn & Bacon, Inc.
Sternberg, R., & Sternberg, K. (2010). *The Psychologist's Companion: A Guide to Writing Scientific Papers for Students and Researchers Paperback.* (5th ed.) Cambridge University Press.
Streiner, D., & Norman, G. (2008). *Health Measurement Scales: A practical guide to their development and use.* (4th ed.) Oxford University Press.
Tabachnick, B., & Fidell, L. (2012). *Using multivariate statistics.* (6th ed.) Boston: Pearson Education.
Thurstone, L. (1928). Attitudes Can Be Measured. *American Journal of Sociology*, *33*(4), 529–554.
Tukey, J. (1977). *Exploratory Data Analysis*. Addison-Wesley.
University Press.
Wagner, W. (2014). *Using IBM SPSS Statistics for Research Methods and Social Science Statistics.* (5th ed.) SAGE Publications.
Watson, D. (2006) In search of construct validity: Using base concepts and principles of psychological measurement to define child maltreatment. In M. Feerich, J. Knutson, P. Trickett, & S. Flanzer (Eds), *Child abuse and neglect: definitions, classifications, and a framework for research* (pp.199-230). Maltimore: ML: Paul H. Brookes Publishing.
Weinberg, S., & Abramowitz, S. (2008). *Statistics using SPSS: an integrative approach.* (2th ed.) Cambridge University press.

ИЗПОЛЗВАНА ЛИТЕРАТУРА В ПРИМЕРИТЕ

Ганева, З. (2009). *Развитие на етническите стереотипи през детска възраст*. София: Издателство „Валдекс", 248 с. , с табл., диагр.; Библиогр.: с. 215–234. – Въведение на английски от акад. Мартин Барет, Великобритания. doi:10.13140/2.1.4149.6643
Ганева, З. (2010). *Социални идентичности и психично благополучие*. София: Издателство „Валдекс", 266 с., с табл., диагр.; Библиогр.: с. 229–253. – Въведение на английски от акад. Мартин Барет, Великобритания. doi:10.13140/2.1.1135.0089
Ганева, З. (2011). Сравнителен анализ на националната идентичност на студенти от България, Австрия и Чехия, In A. Kozuh, & D. Felda (Eds.), *Sola in druzbe znanja* (pp. 55-72), Univerza na Primorskem, Slovenia. doi:10.13140/2.1.2970.0162
Ганева, З. (2012а). Изследване на качеството на привързаността на жени с рак на млечната жлеза. *Psychological Thought*, Vol. 5(*1*), 33–46, doi:10.5964/psyct.v5i1.1
Ганева, З. (2012б). Етнически стереотипи и предразсъдъци на младите хора в периода 2004-2012 година. *Psychological Thought*, Vol. 5(*2*), 166–185, doi:10.5964/psyct.v5i2.35
Ганева, З. (2012д). Изследване на етническите предразсъдъци на младите българи. *Педагогика*, *6*, 959–978.
Ганева, З. (2013а). *Още нещо за рака на гърдата*. София: Издателство „Елестра", 320 с., с ил., табл., диагр.; Библиогр.: с. 291–317. – Предговор на английски от проф. Р. Мешулам, Израел и от доц. И. Тодорова, САЩ. doi:10.13140/2.1.3619.2321
Ганева, З. (2013б). Сравнителен анализ на текущото състояние, възприемането на собственото тяло и позитивния опит от поставена диагноза рак на млечната жлеза. *Psychological Thought*, Vol. 6(1), 97-116, doi:10.5964/psyct.v6i1.58
Ганева, З. (2013в). Лонгитюдно изследване на етническата дискриминация на младите българи в периода 2004-2012 година. *Psychological Thought*, Vol. 6(*2*), 296–316, doi:10.5964/psyct.v6i2.57
Ганева, З. (2013г). Изследване на оптимизма в бъдещето на младите хора в България, In B. Kozuh, H. Butenko (Eds.) *Studies in school education* (pp. 73-87), Horlivka. doi:10.13140/2.1.4708.7687
Ганева, З. (2013д). Изследване на текущото състояние на жени с рак на млечната жлеза. *Клинична и консултативна психология*, бр. 2, 37-57.
Ганева, З. (2014а). Изследване на стереотипите, предразсъдъците и модерния расизъм на младите българи към бежанците. *Списание на Софийския университет за образователни изследвания*, *1*, 3-23.

Ганева, З. (2014б). Изследване на качеството на живот на жени с рак на млечната жлеза, *Психологични изследвания*, БАН, *1*, 147-163.
Ганева, З. (2014в). Връзка между различни социални идентичности и взаимодействие на младите българи с бежанци. *Българско списание за образование,* 2, 39-59.
Романова О. Л. (1994). *Развитие этнической идентичности у детей и подростков*. Москва.
Романова О. Л. (1995). Развитие этнической идентичности в этически смешанной среде. В: *Процессы психического развития. В поисках новых подходов*. Москва.
Alba, R. D. (1990). *Ethnic identity: The transformation of White America*. New Haven, CT: Yale University Press.
Antoni, M., Lechner, S., Kazi, A., Wimberly, S., Sifre, T., Urcuyo, K., Phillips, K., Gluck, S., Carver, C. (2006). How stress management improves quality of life after treatment for breast cancer. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, *74*, *1143-1152*.
Andreescu, T., Gallian, J. A., Kane, J. M., & Mertz, J. E. (2008). Cross-cultural analysis of students with exceptional talent in mathematical problem solving. *Notices of the American Mathematical Society, 55*(10), 1248-1260.
Barrett, M. (2005a). Children's understanding of, and feelings about, countries and national groups. In M. Barrett & E. Buchanan-Barrow (Eds.), *Children's Understanding of Society* (pp. 251-285). Hove: Psychology Press.
Barrett, M**.** (2005b). *Political Trust and Political Participation amongst Young People from Ethnic Minorities in the NIS and EU*: A social-psychological investigation, INTAS.
Barrett, M. (2006). Practical and ethical issues in planning research. In G. Breakwell, S. Hammond, C. Fife-Schaw & J. Smith (Eds.), *Research Methods in Psychology* (3rd ed.) (pp. 24-48). London: SAGE Publications.
Barrett, M. (2007). *Children's knowledge, beliefs and feelings about nations and national groups*. Hove: Psychology Press.
Barrett, M., Byram, M., Lázár, I., Mompoint-Gaillard, P., & Philippou, S. (2014). *Developing Intercultural Competence through Education*. Strasbourg: Council of Europe Publishing.
Bloom, J., Stewart, S., Johnston, M., Banks, P. (1998). Intrusiveness of illness and quality of life in young women with breast cancer. *Psycho-Oncology*, *7*, *89-100*.
Campbell, A. (1971). *White attitude towards Black people*. Ann Arbor: Institute for social research.
Carver, C. (1997). Adult attachment and personality: Converging evidence and a new measure. *Personality and Social Psychology Bulletin*, *23*, *865-883*.
Carver, C., Pozo-Kaderman, C., Price, A., Noriega, V., Harris, S., Derhagopian, R., Robinson, D., Moffatt, F. (1998). Concern about aspects of body image and adjustment to early stage breast cancer. *Psychosomatic Medicine, 60*, *168–174*.
Esses, V., Haddock, G., & Zanna, M. (1993). Values, stereotypes and emotions as determinants of intergroup attitudes. In D. Mackie & D. Hamilton (Eds.), *Affect, cognition and stereotyping: Interactive processes in group perception* (pp. 137-166). San Diego: Academic Press.
Ganeva, Z. (2012). Conceptions of the transition to adulthood among emerging adults in Bulgaria, In J. McDermott, A. Kington, & M. Matulcikova (Eds.), *Paradigms and research of educational practice* (pp. 249-263), Los Angeles: Antioch University, doi:10.13140/2.1.1144.1448.
Ganeva, Z. (2013). Comparative analysis of ethnic identity of students of Bulgarian, Turkish and Romany origin, In M. Rašticová et al. (Eds.), *Diversity as Reality, Effective Leadership of Diverse Teams in a Global Environment* (pp. 115-123), Brno: CERM. doi:10.13140/2.1.1362.3363
Ganeva, Z. (2015). Study of ethnic stereotype of younth Bulgarian. *Bulgarian Journal of Science and Education Policy*, 9*(1)*, 46-65.
Ganeva, Z., & Pavlenko, V. (2014). Conception of the transition to adulthood: Ukraine case. *Bulgarian Journal of Science and Education Policy, 8*(1), 129-145.
Ganeva, Z., & Phinney, J. (2009). Ethnic identity among adolescents of Turkish, Romany and Bulgarian origin, *Psychological investigations*, Bulgarian Academy of Sciences, Vol. 1, 73-83.
Ganeva, Z., & Rasticova, M. (2011). Comparative analysis of optimism and pessimism of students from Bulgaria and the Chech republic, *Psychological research*, Bulgarian Academy of Sciences, Vol. 2, 183-192.
Ganeva, Z., & Rastikova, M. (2013). National Identity of Young Adolescents of Czech and Bulgarian Origin. *Bulgarian Journal of Science and Education Policy, 7(2)*, 302-321.
Ganeva, Z., Inguglia, C., Lo Coco, A., Musso, P., & Pavlenko, V. (2009). The development of children's identification: a cross-cultural comparison between Bulgaria, Italy and Ukraine, *Bulgarian Journal of Psychology*, Issue *3-4*, 187-199.

Hopwood, P., Fletcher, I., Lee, A., Al Ghazal, S., (2001). A body image scale for use with cancer patients. *European Journal of Cancer*, 37, *189-197*.
Kazdin, A. (2003). *Research design in clinical psychology*. Boston: Allyn & Bacon.
McIntire, S. & Miller, L. (2000). *Foundations of psychological testing*. Boston, MA: McGraw-Hill.
Nelson, J., Badger, S., & Wu, B. (2004). The influence of culture in emerging adulthood: Perspectives of Chinese college students. *International Journal of Behavioral Development*, *28*, *26-36*.
Pearlin, L., & Schooler, C. (1978). The structure of coping. *Journal of Health and Social behavior*. *19*, 2-21.
Pearlin, L., Lieberman, M., Menaghan, E., & Mullen, J. (1981). The Stress Process. *Journal of Health and Social Behavior*, *22*, 337-356.
Phinney, J. (1989). Stages of ethnic identity in minority group adolescents.*Journal of Early Adolescence*, *9*, 34-49.
Phinney, J. (1992). The Multi-group Ethnic Identity Measure: A new scale for use with adolescents and you adults from diverse groups. *Journal of Adolescent Research*, *7*, 156-176.
Phinney, J., & Alipuria, L. (1990). Ethnic identity in older adolescents from four ethnic groups. *Journal of Adolescence*, 13, 171-183.
Phinney, J., & Ganeva, Z. (2010). The structure of ethnic identity of young adolescents of Bulgarian and Romany origin, *Bulgarian Journal of Psychology*, Issue *1-4*, part 2, 65-79. doi:10.13140/2.1.1766.1763
Phinney, J., & Ong, A. (2007). Conceptualization and measurement of ethnic identity: current status and future directions. *Journal of Counseling Psychology*, *54*(3), 271-281.
Phinney, J., & Tarver, S. (1988). Ethnic identity search and commitment in Black and White eighth graders. *Journal of Early Adolescence*, *8*, 265-277.
Phinney, J., Lochner, B., & Murphy, R. (1990). Ethnic identity development and psychological adjustment in adolescence. In A. Stiffman & L. Davis (Eds.), *Ethnic issues in adolescent mentalhealth* (pp. 53-72). Newbury Park, CA: SAGE Publications.
Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
Russell, D. (1996). ULCA Loneliness Scale (version 3): reliability, validity, and factor structure. – *Journal of Personality Assessment*, *66* (1), 20–40.
Sacks, S., Koparanova, D., & Ganeva, Z. (2009). The gender gap – adolescent's attitude towards science and teacher methodology, *Bulgarian Journal of Psychology*, 2009, Issue *3-4*, 173-187. doi:10.13140/2.1.4174.6249
Scheier, M., Carver, C., & Bridges, M. (1994). Distinguishing optimism from neuroticism (and trait anxiety, self-mastery, and self-esteem): A reevaluation of the Life Orientation Test). – *Journal of Personality and Social Psychology*, *67*, 1063-1078.
Taylor, S. (1981). A categorization approach to stereotyping. In D. Hamilton (Ed.), *Cognitive Processes in Stereotyping and Intergroup Behavior* (pp. 83-114). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
Tomich, P., & Helgeson, V. (2004). Is finding something good in the bad always good? Benefit finding among women with breast cancer. *Health Psychology*, *23*, *16-23*.
Valencia, J., Gil de Montes, L., & Elejabarrieta, F. (2004). Creencias y actitudes hacia la inmigración: Estereotipos, prejuicio y regulaciones normativas. *Revista de Psicología Social, 19*(3), 299–318. doi:10.1174/0213474041960469

Показалец

Абсолютна стойност, 68, 667
Автокорелация, 273, 667
Алфа (α) ниво, 61, 71, 257, 667
Анализ на главните компоненти, 330, 331, 667
Арбутхнот (Arbuthnot), 33
Асиметрия, 53-54, 187, 202, 206, 667
Асоциативна/Корелационна статистика, 55, 57-58, 242, 250-252, 262
Ахенвалд (Achenwall), 33

База от данни, 55, 125, 126, 145, 667
Бартлет, тест за сферичност (Bartlett), 332, 333, 348, 682
Бейс (Bayes), 33
Бернули, Даниел (Bernoulli, Daniel), 34
Бернули, Якоб (Bernoulli, Jacob), 32, 34
Бета (β) коефициент, 667
Бета (β) ниво, 62, 71, 667, *виж също*: Грешка от втори род
Бланд (Bland), 513
Бланд-Олтман (Bland-Altman) анализ, 252, 513-522, 668
    изходни таблици, 521
    интерпретация, 521-522
    предпоставки, 514
    представяне, 522
    процедура за провеждане, 514-521
    синтаксис, 521
    упражнения, 522
Бокс (Box), тест за равенство на ковариационните матрици, 423, 429, 551, 682
Бонферони (Bonferroni), корекция, 371, 430, 445, 498, 504, 673
Браун-Форсайт (Brown-Forsythe), тест, 377, 385, 386, 388, 682

Валидност, 46-49, 219-221, 233-237, 590-591, 668
    външна, 47, 220, 234, 235, 668
    вътрешна, 47, 220, 234-235, 668
    конструктивна, 47, 220, 234, 235, 575, 598-599, 673
    статистическа, 47, 220, 234, 235-237, 680
Вард (Ward) метод, 560, 561, 567
Варимакс (Varimax), 331, 339, 668
Вероятност, 52, 668
Взаимодействие, 668
Времеви ред, 668
Въпросник, 38, 78, 668

Галтон (Galton), 34, 37, 240, 266, 296
Гаус (Gauss), 33, 53

Геймс-Хоуел (Games Howell) постхок тест, 372, 378, 385, 386, 401, 405, 412
Генерална съвкупност, 48-51, 69, 668
параметър, 48, 49, 677
Главен ефект, 408, 412, 417, 418, 419, 474, 668
Глас (Glass), 65, 610
Големина на ефекта, 64, 258-259, 668
Госет (Gosset), 34, 349
Графика, 52, 119, 163, 182, 668
квантили, 207, 213
кръгова (секторна), 119, 164, 165, 180-182, 674
кутия, 119, 165, 176-178, 190-191, 207, 213, 669
линейна, 119, 165, 179-180, 674, *виж също*: Честотна графика
листовидна, 164, 165-168, 207, 213, 674
на разсейването, 119, 164, 174-176, 182, 551-552, 668
с изключен тренд, 213
стълбовидна, 119, 164, 170-174, 182, 193-194, 197-198, 681
хистограма, 119, 164, 168-170, 182, 207, 210, 683
Графика на Бланд-Олтман (Bland-Altman), 514, 517-522
Графика на идентичността, 514-517
Графика на Парето, *виж:* Диаграма на Парето

Грешка, 33
на извадката, 50, 217
на измерването, 219, 234, 237, 669
от втори род, 61-62, 71, 72, 259, 509, 669, *виж също*: Бета (β) ниво
от първи род, 61-62, 71, 72, 255, 259, 371, 422, 669, *виж също*: Алфа (α) ниво
систематична, 34, 51, 234, 613, 615, 679
случайна, 34, 61, 214, 220, 234, 583, 680
Грешка в прогнозата, 229, 669
Грешка от измерване, 33-34, 669
Грешка от публикациите, 613
Гринхаус-Геизър (Greenhouse-Geisser) *епсилон*, 397
Гудман (Goodman), 474
Гутман (Guttman), 45, 577

Данни, 32-35, 145, 669, *виж също*: Кодова книга
анализ, 35, 65
база данни, *виж*: База от данни
вторични, 104, 145
въвеждане, 137-138
дълъг формат, 126
качествени, 23, 24, 191-199
количествени, 24, 199-201, *виж също*: числови
липсващи, 109, 127, 256-257, 476, 674
обработка, 36, 57, 82, 261, 676
описание, 54
проверка, 125, 138-144
първични, 55, 58, 145, 678
ранжирани, 127, 286, 293
стрингови, 126, *виж също*: Стрингови променливи
хетерогенни, 199, 557, 683
хомогенни, 199, 557, 683
числови, 29, 32, *виж също*: Числови променливи
файл, 682
широк формат, 126
Двуфакторен дисперсионен анализ, 249, 407-420, 669
големина на ефекта, 412, 417
използване, 249

изходни таблици, 415-416
интерпретация, 417-418
предпоставки, 411-412
представяне, 418-419
процедура за провеждане, 413-415
синтаксис, 415
статистически хипотези, 412
Де Вит (de Witt), 32
Девиация, 189-190, 216, 669
Дедуктивна статистика, 55, 56-58, 242-243, 247, 260, 669, *виж също*: Асоциативна/ Корелационна, Съпоставителна статистики
дефиниция, 55, 669
избор, 243
приложение, 55-56
Демоивре (Demoivre), 53
Дескриптивна статистика, 33, 54-56, 184, 191-201, 245-247, 669
Диаграма на Парето, 195-196
Диалогова кутия, 99, 669
Дизайн на изследването, 46, 70, 76, 79-80, 89, 240, 242-243, 433, 596, 669
времеви, 243, 668
вътрешногрупов, *виж:* с повтарящи се измервания
еднофакторен, 243
експериментален, 433, 670
кроссекционален, 79-80, 673
лонгитуден, 79-80, 209, 674
междугрупов, *виж*: с независими групи
с независими групи, 70, 79, 243, 411, 669
с повтарящи се измервания, 70, 79, 243, 411, 669
смесен, 411
със съгласувани двойки, 243
факториален, 682
Дискриминантна функция, 542-544, 552-555
Дискриминантен анализ, 251, 524, 541-556, 670
големина на ефекта, 554
изходни таблици, 548-550
интерпретация, 550-554
предпоставки, 544
представяне, 554
процедура за провеждане, 545-547
синтаксис, 548
статистически хипотези, 544
упражнения, 555-556
Дисперсионен анализ, 670, *виж също*: Двуфакторен дисперсионен анализ, Еднофакторен дисперсионен анализ
Дисперсия, 33, 56, 118, 189, 190, 670
Дистрактори, 153, 155, 670
Доверителен интервал, 49, 214-215, 313, 318, 354, 355, 357, 360, 361, 364, 376, 384, 431, 441, 449, 502, 670
Доверителна вероятност, 49, 214-215, 217, 354, 358, 360, 364, 365, 376, 384, 431, 441, 449, 502, 670

Единичен линеен регресионен анализ, 305-315, 670, *виж също*: Регресионен анализ, Регресионно уравнение
големина на ефекта, 306
изходни таблици, 311-312
интерпретация, 312-313
предпоставки, 303-305
представяне, 314-315

процедура за провеждане, 306-312
синтаксис, 310
статистически хипотези, 306
Еднофакторен дисперсионен анализ за две независими групи, 373-378
големина на ефекта, 377
изходни таблици, 375
интерпретация, 375-378
представяне, 317-318
процедура за провеждане, 373-375
синтаксис, 375
упражнения, 402-405
Еднофакторен дисперсионен анализ за свързани извадки, 390-400
големина на ефекта, 396
изходни таблици, 393-395
интерпретация, 395-398
представяне, 398-400
процедура за провеждане, 390-393
синтаксис, 393
упражнения, 406
Еднофакторен дисперсионен анализ за три и повече независими групи, 378-389, 570
алгоритъм, 378-379
големина на ефекта, 386
изходни таблици, 381-384, 570
интерпретация, 384-386, 570
представяне, 386-389
процедура за провеждане, 379-381
синтаксис, 381, 570
Еднофакторен дисперсионен анализ, 248, 369-371, 400-401, 670 *виж също*: Еднофакторен дисперсионен анализ за независими извадки, Еднофакторен дисперсионен анализ за повтарящи се измервания
големина на ефекта, 372
използване, 248
предпоставки, 371-372
статистически хипотези, 372
Експеримент, 23, 51-52, 670
Експериментален контрол, 433-434
Експериментално изследване, 66, 670
Ексцес, 54, 71, 192, 202, 206, 670
Емпирично, експериментално доказателство, 670
Eta, коефициент, 258, 269, 372, 386, 671
Етикет, 108-109, 113, 128, 671
за Ликерт променлива, 131-133
за ординална (рангова) променлива, 133-135
Ефект на взаимодействието, 249, 408-410, 412, 417, 418, 419, 429, 436, 474, 528, 671
неподреден, 409-410, 676
подреден, 409-410, 677

Закръгляне на числата, 69
Знаков тест, 248, 671
Значимост: *виж*: Статистическа значимост, Фактическа значимост

Избор на подходящата статистика, 241-254
дескриптивна, 245-247
корелационна, 250-252
основни фактори, 241-244
параметрична или непараметрична, 254-255
според зависимите и независимите променливи, 252-254
съпоставителна статистика, 247-250

Избор на тема на изследването, 36, 76
Извадка, 33, 48-51, 69, 671
грешка, 50, 217
зависими, 671
обучаваща, 305
подредена (подредено множество), 186, 245
представителна, 49-51, 69, 677
размер, 62, 64, 255, 331-332, 423, 476, 581, 678
Извадково разпределение, 671
Извличане, 331, 671
Изглед на данни (Data View), 106-107, 124, 137-138, 671
Изглед с променливи (Variable View), 107-109, 137-138, 671
Измерване, 33-34, 39-40, 219, 243, 573, 671
Измерване на асоциацията, 672
Изследвано лице, 37, 70-71, 81-82, 682
Изследователска хипотеза: *виж*: Хипотеза, изследователска
Изследователски въпроси, 77-79, 241, 595, 672
дескриптивни, 242
корелационни, 242, 280, 284, 290, 527, 545
съпоставителни, 242, 351, 357, 363, 374, 379, 391, 413, 460, 490, 495, 501, 504
Изследователски факторен анализ, 330, 347, 585-588, 592-593, 599, *виж също*: Факторен анализ
Интервална оценка, 49, 213-215, 216, 672
Интервална скала, *виж*: Скала, интервална

Йет (Yate), корекция за непрекъснатост, 463, 673

Кайзер-Мейер-Олкин, критерий за мярка на адекватността на извадката (The Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy, KMO), 332, 338, 346, 348, 586, 588, 673
Каппа на Коен (Cohen's *kappa*), 465-469
големина на ефекта, 466
изходни таблици, 468
интерпретация,469
предпоставки, 466
представяне, 470
процедура за провеждане, 466-467
синтаксис, 467
статистически хипотези, 466
упражнения, 471
Квантил, 246, 672
Квартил, 672
Кластер, 50, 251, 557, 558
Кластерен анализ, 119, 251, 557-572, 672
йерархичен, 559, 560, 561-562
изходни таблици, 565-566, 569
интерпретация, 566-568, 569-571
k -средни, 560
представяне, 571-572
процедура за провеждане, 563-565
синтаксис, 565, 568
упражнения, 572
Клетка, 105-106, 408, 423, 672, *виж също*: Кръстосана таблица
Ковариата, 433-434, 672
Ковариационен анализ за две групи, 435-442
големина на ефекта, 441
изходни таблици, 439-440
интерпретация, 440-441
предпоставки, 434-435

представяне, 441-442
процедура за провеждане, 435-438
синтаксис, 438-439
статистически хипотези, 435
Ковариационен анализ за три и повече групи, 442-451
големина на ефекта, 449
изходни таблици, 446-447
интерпретация, 447-450
предпоставки, 434-435
представяне, 450-451
процедура за провеждане, 442-446
синтаксис,446
статистически хипотези, 435
Ковариационен анализ, 249, 433-452, 672
големина на ефекта, 435
предпоставки, 434-435
статистически хипотези,435
Ковариация, 228, 249, 434, 672
Кодиране на данните, 126, 128, 183, 672
Кодова книга, 118, 126-131, 672
визуализация, 135-136
създаване, 129-131
Коефициент *епсилон*, 397
Коефициент на бисериална корелация, 269
Коефициент на детерминация, 273-274, 293, 313, 672
Коефициент на извличане, 331, *виж също*: Извличане
Колинеарност, 672, *виж също*: Мултиколинеарност
Колмогоров-Смирнов тест, 206, 213, 216, 218, 682
Команда 2 Independent Samples (2 независими извадки), 490-492
Команда 2 Related Samples (2 зависими извадки), 501-502
Команда Bar (Стълбовидна графика), 170-174
Команда Binary Logistic (Бинарна Логистична), 527-529
Команда Bivariate, 222-223, 224-225, 280-284, 284-286, 289-291, 424-425
Команда Boxplot (Графика-кутия), 177-178
Команда Chi-Square (Хи-квадрат), 456
Команда Compute Variable (Изчисли променлива), 158-159, 160-161, 517
Команда Count Values within Cases (Преброй стойности в наблюденията), 154-155
Команда Crosstabs, 197-199, 460-461, 466-467
Команда Descriptives (Дескриптивна статистика), 139-141, 200-201, 517-518
Команда Discriminant (Дискриминантен анализ), 545-547
Команда Explore (Изследвай), 166-168, 207-213
Команда Factor (Факторен анализ), 333-335, 341-343, 586-588, 592, 599
Команда Frequencies (Честоти), 112, 113, 188, 192-195
Команда Heirarchical Cluster (Йерархична кластеризация), 563-565, 568
Команда Histogram (Хистограма), 168-170
Команда Independent-Samples T Test (*T*-тест за независими извадки), 357-358
Команда Line (Линейна графика), 179-180
Команда Linear (Линейна), 306-310, 316-321
Команда Loglinear (Логлинеен), 477-479
Команда Multivariate (Многомерен анализ), 425-427
Команда One-Samples T Test (*T*-тест за една извадка), 351-353
Команда One-Way ANOVA (Еднофакторен дисперсионен анализ), 374, 380-381
Команда Paired-Samples T Test (*T*-тест за корелирани извадки), 363-364
Команда Pareto Charts (Диаграми на Парето), 195-196
Команда Pie (Кръгова графика), 181-182
Команда Recode into Different Variables (Прекодирай в други променливи), 148-150, 151-153, 156-158
Команда Recode, 147

Команда Reliability Analysis (Анализ на надеждността), 227-228, 229-233
Команда Repeated Measures (Повторни измервания), 391-393
Команда Scatter/Dot (Графика на разсейването), 174-176, 275-279, 515-516, 518-521
Команда Univariate (Едномерен анализ), 413-415, 436-438, 443-444, 445-446
Команда K Independent Samples (K независими групи), 495-497
Команда K Related Samples (K свързани извадки), 505
Команден език (синтаксис), 98-99
Константа, 37-39, 673
Корелационен анализ, 250, 266, 292, 424-425, 583-584, 673, *виж също*: Корелационен коефициент на Пирсън, Корелационна матрица на Пирсън, Корелационен коефициент Спирмън, *фи* (*phi*) коефициент на Пирсън (Pearson), Коефициентът на бисериална корелация
Корелационен коефициент на Пирсън (Pearson), 250, 269-284, 390-391, 563
  големина на ефекта, 280
  изходни таблици, 223, 238, 282, 294, 294, 425
  интерпретация, 223, 238, 272-274, 282-283, 425
  предпоставки, 274-279
  представяне, 283-284
  процедура за провеждане, 280-284, 424
  синтаксис, 282, 390, 424, 584, 592
  статистическа значимост, 280
  упражнения, 293-294
  хипотези, 279-280
Корелационен коефициент Спирмън *ро* (Spearman's *rho*), 269, 270, 289-292, 488
  изходни таблици, 291
  интерпретация, 291-292
  предпоставки, 289
  представяне, 292
  процедура за провеждане, 289-291
  синтаксис, 291
  упражнения, 293-294
  хипотези, 289, 290
Корелационен коефициент, 266, 673
Корелационна матрица на Пирсън (Pearson), 284-288, 673
  изходни таблици, 286, 584, 591, 592, 594
  интерпретация, 286-287, 584, 591, 592, 594
  предпоставки, 284
  представяне, 287-288
  процедура за провеждане, 284-286
  синтаксис, 286, 584, 591, 592, 594
  хипотези,284
Корелация, 246, 266, 673
  двумерна, 669
  каноническа, 552, 554
  линейна, 268, 270-271
  нелинейна, 268, 270-271
  нулева, 266-268
  отрицателна, 266-268, 270, 292
  положителна, 266-268, 270, 292
Крамер *V* (Cramer's *V*), 458-465, 684
  големина на ефекта, 460, 464
  изходни таблици, 462-463
  интерпретация, 463-464
  предпоставки, 459
  представяне, 465
  процедура за провеждане, 460-461
  синтаксис, 461
  статистически хипотези, 459-460

упражнения, 470
Кривите на Пилай (Pillai's trace), 429, 430, 673
Критична стойност, 673
Кронбах (Cronbach), 47
алфа на Кронбах, 47, 221, 228-230, 667
Кростабулация, *виж*: Кръстосана таблица
Крушкел (Kruskal), 494
Крушкел-Уолис (Kruskal-Wallis) тест, 119, 248, 488, 494-500, 509, 682
големина на ефекта, 495
изходни таблици, 497
интерпретация, 497-499
предпоставки, 494
представяне, 499-500
процедура за провеждане, 495-497
синтаксис, 497
статистически хипотези, 495
упражнения, 510-512
Кръстосана таблица, 197-199, 454, 475, 570-571, 674, *виж също*: Клетка
Куейтлет (Quetelet), 33
Кумулативна честота, 674
Кю на Кохран (Cochran Q), 248, 249

Ламбда на Уилкс (Wilks' Lambda), 396, 400, 429, 552, 554, 556, 609, 674
Лаплас (Laplace), 33, 53, 62
Левин (Levene), тест за равенство на дисперсиите, 356, 359, 367, 368, 376, 377, 385, 417, 430, 602, 682
Лента за състояние, 103, 105, 112
Лента с икони, 103, 104-105, 110
Лента с инструменти, 103, 104, 112-124
Лента със заглавия, 103, 104, 110, 112
Ликерт (Likert[laikərt]), 45, *виж също*: Променлива, Ликерт
въпрос, 44-46, 674
скала, *виж*: Скала за измерване, Ликерт
Лилиефорс (Lilliefors), 206, 216
Липсващи стойности, 105, 256-257, 674
изключване на наблюденията анализ по анализ, 256
изключване на наблюденията от всички анализи, 256
Литературен обзор, 64, 65, 80-81, 87, 576-577, 610-611
Логаритъм, 68
Логистична функция, 526
Логит, 524-525
Логлинеен анализ, 119, 250, 253, 473-486, 674
изходни таблици, 479-481
интерпретация, 481-483
предпоставки, 476
представяне, 483-484
процедура за провеждане, 476-479
синтаксис, 479
упражнения, 485-486
Логистична регресия, 251, 475, 523-540, 674
изходни таблици, 530-532, 535-538
интерпретация, 533-538
предпоставки, 526 - 527
представяне, 539
процедура за провеждане, 527-529
синтаксис, 530, 535
статистически хипотези, 527
упражнения, 540

Ляпунов, 53

Ман (Mann), 489, *виж също*: Ман-Уитни (Mann-Whitney) тест
Ман-Уитни (Mann-Whitney) тест, 118, 248, 356, 488, 489-494, 497, 509, 682
големина на ефекта, 489, 498, 499
изходни таблици, 492
интерпретация, 492-493
предпоставки, 489
представяне, 493-494
процедура за провеждане, 490-492
синтаксис, 492
статистически хипотези, 489
упражнения, 510-512
Маргинална (крайна) честота, 454, 463, 473
Матрица на изследване, 68, 105, 125, 126, 135
въвеждане, 137-138
записване, 135-136
извикване, 136-137
намиране на грешки, 139-144
проверка, 138-139
създаване, 131-139
Матрица с данни, 125, 126, 674
Маучли (Mauchly), тестът за сферичност, 390, 395, 396, 397, 682
Махаланобис (Mahalanobis), 303, 422, *виж също*: Разстояние на Махаланобис
Медиана, 178, 184, 185-186, 187-188, 245, 674
Междуквантилов размах, 245, 675
Мерки за разсейване, 53, 188-190, 190-191, 199, 216, 246, 675
Мерки за централната тенденция, 53, 184-188, 190-191, 199, 216, 245, 675, 683
Мета-анализ, 64-66, 574, 576, 610-615, 616, 675
Метод на гласуване, 611-613
Метод на k-средните, 559, 560, 572
Метод на максималното правдоподобие, 525, 526
Метод на Монте Карло (Monte Carlo), 280, 675
Метод на най-малките квадрати, 299, 675
Метод на ротация *Varimax* (Варимакс), 331, 347, 607, 668
Многомерен дисперсионен анализ, 249, 421-432
големина на ефекта, 423, 430
изходни таблици, 427-428
интерпретация, 428-431
предпоставки, 422-423
представяне, 431
процедура за провеждане, 423-427
синтаксис, 427
статистически хипотези, 423
Множествен линеен регресионен анализ, 315-327, 675, *виж също*: Регресионен анализ, Регресионно уравнение
големина на ефекта, 315
изходни таблици, 321-323
интерпретация, 324-327
предпоставки, 303-305
представяне, 327-328
процедура за провеждане, 316-321
синтаксис, 321
статистически хипотези, 315
Мода, 184-185, 186-187, 216, 245, 675
Мултиколинеарност, 303-304, 421, 423, 425, 526, 675
Мърфи (Murphy), закон, 94

Наблюдавана (фактическа) честота, 454, 463, 474, 675
Наблюдение, 34, 39, 51, 105, 178, 261, 675
анормално, 138, 178, 183, 189, 190, 303, 667
екстремално, 178, 205, 216
хетерогенни, 199, 251, 557
хомогенни, 199, 251, 557, 683
Навигатор на резултатите (Viewer), 99, 100-101, 109-110, 112, 113, 124
Надеждност, 46-49, 219-221, 237, 596-598, 675
оценка на надеждността чрез алтернативно измерване, 46, 223-225, 667
оценка на надеждността чрез разделяне на скалата на две половини, 47, 226-228, 675
проверка на надеждността на измерването с алфа на Кронбах (Cronbch's alpha), 47, 228-233, 588-590, 593-594, 597-598, 667
устойчивост на резултатите чрез повторно измерване, 46, 221-223, 237, 238, 682
Научен метод, 676
Научно изследване, 36-37, 59, 69, 75-96, 261, 676
изпълнимост, 78, 81-85
представяне, *виж:* Представяне на научно изследване
цел, 69
Непараметрична статистика, 58, 254-255, 487-488
Непараметрични тестове, 58, 71, 118, 244, 254-255, 676, *виж също*: Непараметрична статистика
Номинална скала: *виж*: Скала, номинална
Нормално разпределение, 53, 202-213, 216, 676
проверка, 205-213
свойства, 205
стандартизирано, 204-205, 680
форма, 53, 202-204
Нютон (Newton), 34

Обратно-фразиран въпрос, 147-148, 578-579, 677
Олтман(Altman [[ˈɔːltm(ə)n]), 513
Оператор за сумиране, 67
Ординална (рангова) скала, *виж*: Скала, ординална (рангова)
Отношение на правдоподобието, 475, 481-483, 524
Отношение на риска, 613
Отношение на шанса, 613
Отсеченото средно значение, 212
Очаквана честота, 463, 470, 474, 677

P-стойност, 62-63, 241, 257
Параметри по подразбиране, 132, 133, 671
Параметрична статистика, 58, 487-488, 677
Параметрични тестове, 58, 70-71, 244, 254-255, 677, *виж*: Параметрична статистика
Параметър, 48-51
Паскал (Pascal), 32
Пети (Petty), 32
Пилотен проект (тест), 83, 94, 96
Пирсън (Pearson), 34, 62, 64, 266, 270, 610, *виж също:* Корелационен коефициент на Пирсън (Pearson), Корелационна матрица на Пирсън (Pearson)
Питагор (Pythagoras), 560
План-график на изследването, 84, 94
Попър (Pooper), 36
Постхок тест, 248, 372, 677
Потвърждаващ факторен анализ, 235, 330, 340-347, 347, 585, 598-600, 677
Представяне на научно изследване, 85-93
автор(и) и институция, 86

АПА (APA) форма, 85-92
въведение, 87, 668
дискусия, 90-92, 670
заглавие, 85-86, 671
използвана литература,92, 674
метод, 88-89, 675
правила за написване, 92-93
приложение, 92, 678
резултати, 89-90, 679
резюме, 86, 679
Променлива, 37-39, 573-574, 678
в IBM SPSS Statistics, 105, 133
външна, 70, 72, 234, 443, 668
дискретна, 43, 669
дихотомна, 40-41, 244, 670
зависима, 38-39, 64, 70, 79, 243, 671
зашумяваща, 61, 234, 671
интервална, 40, 42, 133, 672, *виж също*: Скала за измерване, интервална
категорийна, 42, 191, 244, 252, 253, 672
качествена, 42-43, 191-199, 244, 672
количествена, 42-43, 199-201, 244, 673
Ликерт, 44-46, *виж също*: Ликерт, Ликерт въпрос, Скала за измерване, Ликерт
метрична, 146, 153, 164, *виж също*: Скала за измерване, метрична
наблюдавана, 39, 40, 73, 573-574, 615
независима, 38-39, 64, 70, 79, 243, 676
непрекъсната, 43, 205, 676
несъществена, 70, 234
номинална, 40, 41, 133-135, 676, *виж също*: Скала за измерване, номинална
ординална (рангова), 41, 133, 150-153, 677, *виж също*: Скала за измерване, ординална
пропорционална, 42, 678, *виж също*: Скала за измерване, пропорционална
ранжирана, 127, 130-131, 487, 490
ревърсна, 117, 147-150, 228-229, 579, 679
скрита, 39-40, 73, 145, 251, 329-330, 347, 348, 559, 574, 576, 581, 583, 584, 585, 615, 680
случайна, 51-54, 203, 680
стрингова, 108, 109, 126, 128, 681
създаване на нова, 117, 528-529
фиктивна, 528, 683
числова, 108, 109, 126, 128, 684
Пропорционална скала, *виж*: Скала, пропорционална
Процентил, 178, 191, 217, 678
Пътеков анализ, 575, 581-583, 616, 678

R-квадрат на Кокс & Снел (Cox & Snell R Square), 534
R-квадрат на Неделкъркъс (R Square Nadelkerkes), 534
Работна дефиниция, 35, 77, 79, 94, 678
Размах, 189, 192, 216, 217, 245, 678
междуквантилов, 191, 246, 247, 675
Разстоянието на Кук (Cook), 309, 321, 679
Разстоянието на Махаланобис (Mahalanobis), 303, 309, 321, 422, 679
Ранг, 679
Регресионен анализ, 250, 251, 266, 296, 303-305, 523, 679, *виж също*: Единичен линеен регресионен анализ, Множествен линеен регресионен анализ
Регресионно уравнение, 295-296, 299, 302, 315, 523, 524, 525, 674
екстраполация, 301
зависима променлива, 296, 301, 315, 671

класификация, 301-302
коефициент, 299-300, 305, 679
константа, 299-300, 305, 315, 679
линейно, 295, 299, 301
независима променлива, 296, 301, 315, 676
остатъчен член, 298, 299, 300
прогноза, 296-303, 315, 327, 523
Редактор на данните (Data Editor), 99-100, 103, 105-106, 113, 124, 679
Редактор на програмата (Syntax Editor), 99, 101-102, 110-111, 113, 124
Респондент, *виж*: Изследвано лице
Речник, *виж*: Кодова книга
Ротация на фактор, 331, 338, 679
Ръководство за скалата, 153, 156, 220, 228, 679

Сидак (Sidak), корекция, 445, 673
Сила на статистическият тест, 62-69, 72, 259-260, 679
Сингуларност, 303, 304, 423
Синтаксис, 98-99, 111, 121
на командата, 98-99
на програмата, 101, 102
Скала за измерване, 34, 39, 243, 574, 615, 680
анализ, 576, 600-610, 616
видове, 40, 153, 244
вътрешна съгласуваност, 46, 220, 221, 226, 228, 575, 668
Гутман (Guttman), 45, 577
избор, 42-44
изчисляване, 153-161, 579, 590, 594
интервална, 41, 146, 244, 672
йерархия, 243
конструиране, 574-575, 576-594, 616
Ликерт (Likert), 44-46, 577, 674
метрични, 75, 112
номинална, 40-41, 146, 244, 676
ординална (рангова), 41-42, 146, 244, 677
пропорционална, 42, 146, 244, 678
Търстон (Thurston), 44, 577
Сод (Sod), закон, 94
Спирмън (Spearman [spɪrmən]), 34, 289, 329, *виж също*: Корелационен коефициент Спирмън
Спирмън-Браун, формула за прогноза (Spearman-Brawn prophecy formula), 226, 237, 238
Средноаритметично, 33, 68, 153, 159, 184, 186-188, 245, 680
корегирано, 436, 440, 443, 448, 673
Средно (средноквадратично) отклонение, 189-190, 680
Стандартизирани (нормирани) стойности, 201-202
Стандартно отклонение, 190, 245, 680
Статистика (като наука), 33, 48, 49, 51, 240, 680, *виж също*: Асоциативна/Корелационна, Дедуктивна, Дескриптивна, Съпоставителна, Параметрична и Непараметрична статистика
двумерна, 242, 243, 250, 252
избор, 245-255
история, 31-33
многомерна, 242, 243, 254
работна дефиниция, 35
съпоставка между дескриптивната и дедуктивната, 242
Статистика (като число), 48-49, 51, 680
Статистическа значимост, 61, 64, 71, 89, 257-258, 260-261, 681 *виж също*: Алфа (α) коефициент
ниво на статистическа значимост, 62, 676

Статистическа хипотеза, 33, 59-62, 70, 79, 681
Статистически анализ, 24, 29, 35, 57-59, 65, 66, 70, 83, 94, 184, 239-240, 614
Статистически изводи, 57, 70, 681
Статистически контрол, 249, 433, 434
Статистически пакет IBM SPSS Statistics, 97-124
    история, 98-99
    команден език, 98-99, 111-112
    предназначение, 66-67
    три основни прозорци, 98-102
Степени на свобода, 257, 258, 681
Стивънс (Stevens), 34, 40, 574
Стюдънт (Student), 34, 349
Съпоставителна статистика, 55, 56-70, 242, 247-250, 262

Тау-б на Кендал (Kendall's tau-b), 251, 464, 681
Теория на вероятностите, 32, 51-54
Теория на измерването, 33-34, 39-40
Теория за трудността на въпроса, 581, 584-585, 681
Тест на Хосмер и Лемешоу (Hosmer and Lemeshow Test), 534, 536
Тестване на научна хипотеза, 70
Точка и интервал, 68
Точкова оценка, 48-49, 213, 215, 216, 682
Т-тест за една извадка, 248, 252, 350-355, 366
    големина на ефекта, 351
    изходни таблици, 353-354
    интерпретация, 354
    предпоставки, 350-351
    представяне, 355
    процедура за провеждане, 351-353
    синтаксис, 353
    статистически хипотези, 351
Т-тест за независими извадки, 248, 249, 252, 350, 355-361, 366, 684
    големина на ефекта, 356
    изходни таблици, 358-359, 601-602
    интерпретация, 359-360, 602
    предпоставки, 355-356
    представяне, 360-361
    процедура за провеждане, 357-358
    синтаксис, 358, 601
    статистически хипотези, 356
    упражнения, 366-368
Т-тест за свързани (корелирани) извадки, 249, 253, 350, 361-365, 366, 684
    големина на ефекта, 362
    изходни таблици, 364
    интерпретация, 364-365
    предпоставки, 362
    представяне, 364-365
    процедура за провеждане, 363-364
    синтаксис, 364
    статистически хипотези, 362
Т-тест, 247-248, 684
Туки (Tukey), 190, 216
    постхок тест, 378, 385, 386, 401, 445, 605
Търстон (Thurstone), 34, 44, *виж също*: Скала за измерване, Търстон (Thurstone)

Уелч (Welch), 377-378, 385, 386, 404, 682
Уитни (Whitney), 489, виж също: Ман-Уитни (Mann-Whitney) тест
Уйлкоксън (Wilcoxon), 119, 248, 373, 488, 489, 500-503, 509, 671

големина на ефекта, 501, 503, 506, 507, 508
изходни таблици, 502
интерпретация, 502-503
предпоставки, 500
представяне, 503
процедура за провеждане, 501-502
синтаксис, 502
статистически хипотези, 500
упражнения, 510-512
Уолис (Wallis), 494
Устойчивост на теста, 58, 72, 221, 220, 682
Участник, 682, *виж*: Изследвано лице

Фактическа значимост, 64, 260-261
Фактор, 243, 248, 251, 329, 682
за дисперсионният анализ, 248
за факторният анализ, 329, 370, 407
Факторен анализ на скала без подскали, 340-347
изходни таблици, 344-345
интерпретация, 345-346
предпоставки, 331-333
представяне, 346-347
процедура за провеждане, 341-343
синтаксис, 343
Факторен анализ на скала с подскали, 333-340
изходни таблици, 335-337, 586-588, 592-593
интерпретация, 337-339, 586-588, 593
предпоставки, 331-333
представяне, 339-340
процедура за провеждане, 333-335
синтаксис, 335, 586, 588, 592
упражнения, 348
Факторен анализ, 250, 251, 329-331, 682, *виж също*: Потвърждаващ факторен анализ, Изследователски факторен анализ
предпоставки, 331-333
Факторно тегло, 331, 683
Ферма (Fermat), 32
Фи (*phi*) коефициент на Пирсън (Pearson), 251, 269, 458-465, 683
големина на ефекта, 460, 464
изходни таблици, 462-463
интерпретация, 463-464
предпоставки, 459
представяне, 465
процедура за провеждане, 460-461
синтаксис, 461
статистически хипотези, 459-460
упражнения,470
Фишер (Fisher), 34, 62, 349, 434
точен тест на Фишер, 252, 464
Фридман (Friedman), 504
Фридман (Friedman) тест, 248, 249, 253, 372, 488, 503-508, 509, 682
големина на ефекта, 504
изходни таблици,505
интерпретация, 506
предпоставки, 504
представяне, 507-508
процедура за провеждане, 504-505
синтаксис, 505

статистически хипотези, 504
упражнения, 510-512
Функция на разпределението, 52

Хейли (Halley), 32
Хетероскедастичност, 683, *виж също*: Данни, хетерогенни
Хи-квадрат (χ^2) тест за независимост, 453, 458-465, 683
големина на ефекта, 460, 464
изходни таблици, 462-463
интерпретация, 463-464
предпоставки, 459
представяне, 465
процедура за провеждане, 460-461
синтаксис, 461
статистически хипотези, 459-460
упражнения, 470
Хи-квадрат (χ^2) тест за съгласуваност, 453, 454-458, 683
големина на ефекта, 455
изходни таблици, 457
интерпретация, 457
предпоставки, 455
представяне, 457-458
процедура за провеждане, 455-456
синтаксис, 457
статистически хипотези, 455
Хипотеза, 33, 69, 683
алтернативна (H_1), 59-60, 63, 70, 72, 412, 667
двустранна, 70, 669
едностранна, 70, 670
експериментална, 71, 374, 379, 391, 280, 284, 290, 352, 357, 363, 413, 490, 495, 501, 504, 670
изследователска, 63, 78, 241, 595, 672
научна, 33, 36, 59, 63, 69-70, 424
нулева (H_0), 34, 59-60, 62, 70, 72, 412, 435, 676
правдоподобна конкурираща, 234, 677
проверка, 678
статистическа, 33, 59-60, 78-79, 681
тип, 37
Хомоскедастичност, 274, 304, 683, *виж също*: Данни, хомогенни
Хуан-Фелд (Huynh-Feldt) *епсилон*, 397

Централна пределна теорема, 53, 205, 216, 683
Центроид, 543, 544, 561

Честотна графика, 52, 54, 179, 683, *виж също*: Графика, линейна
Честотна таблица, 54, 192-195, 684
за качествени данни, 158-161
Честотно разпределение, 52-53, 184, 202, 216, 684
асиметрично,53
бимодално, 211, 245, 668
количествени характеристики, 53
многомодално, 185, 543
неравномерно, 53
нормално, *виж*: Нормално разпределение
островръхо, 54
плоско, 54
приблизително нормално, 54
равномерно, 53

размах, 189
разсейване: *виж*: Мерки за разсейването
симетрично, 53
средни значения: *виж*: Мерки за централните тенденции
унимодално, 185, 205, 245, 682

Шапиро-Уилк (Shapiro-Wilk) тест, 206, 213, 216
Шанс, 524-525, 539

IBM SPSS Statistics command/ menu
2 Independent Samples, 490
syntax, 492
2 Related Samples, 119, 501
syntax, 502
3-D Bar, 119
About, 122
Add Cases, 117
Add-ons, 120
Aggregate, 117
Align, 109, 122, 131, 132,
Amos, 582
Analyze Menu, 104, 113, 118-119, 139
Area, 119
Bar, 119, 171, 173
syntax, 171, 174
Binary Logistic, 527
syntax, 530, 535
Bivariate, 118, 222, 224, 281, 285, 290, 424
syntax, 282, 286, 291, 424
Boxplot, 119, 177,
syntax, 178
Case Studies, 121
Chart Editor, 277, 516, 519
Chi-Square, 118, 456
syntax, 457
Classify, 119, 545,563, 568
Clear, 115
Codebook, 118
Columns, 109, 131, 132
Command Syntax Reference, 112, 121
Compare means, 118, 353, 357, 363, 374, 380
Compute Variable, 117, 158, 160, 161, 517
syntax, 159, 161, 590, 594
Copy, 115
Correlate, 118, 222, 224, 281, 285, 290, 424, 584, 591, 592, 594
Count Values within Cases, 117, 154
syntax, 155
Crosstabs, 118, 197, 460, 466, 571
syntax, 175, 198, 276, 461, 467, 570
Cut, 115
Data Editor, 99, 103, 107, 108, 112-114, 115, 116, 117, 118, 119
Data File Comments, 119
Data Menu, 114, 116-117
Data View, 107, 115, 124, 221, 224, 226
Decimals, 108, 131, 132, 133

Define Variable Sets, 119
Descriptive Statistics, 118, 139, 166, 188, 192, 197, 200, 207, 460, 466, 517
    syntax, 201
Descriptives, 139-140, 200, 517, 518
    syntax, 141
Dimension Reduction, 118, 333, 341
Discriminant, 545
    syntax, 548, 555
Display Data File Information, 115, 135
Edit Menu, 114-115
Exclude cases listwise, 256, 257
Exclude cases pairwise, 256, 257
Exit, 114
Explore, 166, 207, 209
    syntax, 167
Export to Database, 114
Factor, 133, 333, 341
    syntax, 335, 343, 586, 592, 599
File Menu, 114
Find, 115
Format Menu, 122-123
Frequencies, 111, 113, 118, 188, 192, 197, 569
    syntax, 188, 194, 569
General Linear Model, 118, 391, 413, 425, 436, 537, 443, 445
Graphs Menu, 114, 119, 164
Heirarchical Cluster, 563, 568
    syntax, 565
Help Menu, 111, 114, 121
Histogram, 119, 168, 208
    syntax, 170
Independent-Samples T Test, 357
    syntax, 358
Insert Menu, 122
K Independent Samples, 495
    syntax, 497
K Related Samples, 119
    syntax, 505
Label, 108, 131, 132, 133
Line, 119, 179
    syntax, 180
Linear, 307, 317
    syntax, 310, 321
Loglinear, 119, 477
    syntax, 479
Mann-Whitney U test, 118
Measure, 109, 131, 132, 133
Menu Bar, 112, 113, 114-124
Merge Files, 117
Missing, 109, 131, 132
Multivariate, 425
    syntax, 427
Name, 108, 131
New, 100, 114
Nominal, 109, 133
Nonparametric Tests, 118, 490, 495, 501
Numeric, 108, 128, 129, 130, 132
One-Samples T Test, 353
    syntax, 353, 402, 601

One-Way ANOVA, 374, 380
    syntax, 375, 381, 402, 404, 570
Open Database, 114
Open, 114
Options, 112, 115
Ordinal, 109
Outline View, 110
Paired-Samples T Test, 363
    syntax, 364
Pareto Charts, 195,
    syntax, 196
Partial, 118
Paste, 115
Pie, 119, 181
    syntax, 182
Print Preview, 114
Print, 114
Rank Cases, 117
Recode into different Variables, 117, 127, 148, 149, 151, 156, 157
    syntax, 150, 153, 158
Recode into Same Variables, 117
Regression, 118, 307, 317, 527
Reliability Analysis, 227, 229, 230
    syntax, 230, 593, 597
Repeated Measures, 391
    syntax, 393
Replace Missing Values, 117, 257
Reports, 118
Results View, 110
Run Menu, 123-124
Save as, 99, 100, 114, 136, 222, 224, 227
Save, 105, 114
Scale, 109, 118, 133, 146
Scatter/Dot, 119, 174, 275, 515, 518, 519
    syntax, 175, 276
Scatterplots, 119, 275. 290
Select Cases, 117
Sort Ascending, 142, 144
Sort Cases, 116
Sort Descending, 142, 143
Split File, 116
Statistics Coach, 121
Status Bar, 103, 115
Stem-and-leaf, 119, 166, 208
String, 108
Syntax Editor, 3, 101, 102, 110, 111, 124
Title Bar, 103, 104
Toolbar, 103, 104
Tools Menu, 103, 104-105, 123
Transform Menu, 114, 117, 145, 257
Tutorial, 121
Type, 108, 131, 132
Undo, 115
Unilities Menu, 114, 119, 120
Univariate, 413, 436, 437, 443, 445
    syntax, 415, 420, 438, 439, 446
Use Variable Sets, 120
Values, 108, 131, 132

Variable View, 106, 107, 108, 124, 221, 224, 226
Variables, 119
View Menu, 114, 115, 116
Viewer, 100, 101, 109, 110, 112, 113, 124
outline view, 110
results view, 110
Weight Cases, 117
Wicoxon, 119
Width, 108, 131, 132, 133
Window Menu, 114, 121
Working File, 135

IBM SPSS Statistics output
Agglomeration Schedule, 566
Analysis Case Processing Summary, 548
ANOVA, 311, 322, 326, 375, 382, 402, 403, 404, 570
Between-Subjects Factors, 415, 427, 439, 446
Box's Test of Equality of Covariance Matrices, 427
Canonical Discriminant Function Coefficients, 549, 556
Case Processing Summary, 198, 209, 218, 230, 462, 468, 530, 565
Casewise List, 532, 536
Chi-Square Tests, 462, 470, 471, 571
Classification Processing Summary, 550
Classification Results, 550, 556
Classification Table, 530, 531, 536
Coefficients, 311, 323, 326
Communalities, 336, 344
Component Matrix, 337, 345
Component Plot in Rotated Space, 337, 593, 600
Component Transformation Matrix, 337
Convergence Information, 479, 481
Correlation Matrix, 336, 344
Correlations, 223, 225, 282, 286, 291, 294, 305, 311, 322, 424, 474, 591, 592, 594
Crosstabulation, 198, 454, 458, 459, 462, 468, 470, 471, 472
Data Information, 479
Dendrogram using Ward Linkage, 562, 566
Dependent Variable Encoding, 530
Descriptive statistics, 141, 201, 282, 286, 311, 321, 393, 415, 420, 424, 427, 439, 446, 452, 518, 584, 592
Descriptives, 209, 218, 375, 381, 404, 570
Detrended Normal Q-Q Plots, 211
Eigenvalues, 549
Estimates, 394, 447
Frequency Table, 194, 457, 569
Functions at Group Centroids, 549, 556
Goodness-of-Fit Tests, 479. 481
Group Statistics, 358, 367, 402, 512, 548, 601
Histogram, 210
Homogeneous Subsets, 383
Hosmer and Lemeshow Test, 531, 536
Independent Samples Test, 358, 367, 402, 512, 602
Inter-Item Correlation Matrix, 231
Item Statistics, 230, 589, 593
Item-Total Statistics, 231, 589, 593, 597, 598
KMO and Bartlett's Test, 336, 344, 586, 588, 592, 599
K-Way and Higher-Order Effects, 480, 486
Levene's Test of Equality of Error Variances, 416, 420, 428, 439, 447, 452

Log Determinants, 548
Mauchly's Test of Sphericity, 394
Model Summary, 311, 322, 326, 531, 536
Multiple Comparisons, 383
Multivariate Tests, 393, 395, 428
Normal P-P Plot of Regression Standardized Residuals, 312, 323
Normal Q-Q Plots, 211
Omnibus Tests of Model Coefficients, 531, 536
One-Sample Statistics, 354
One-Sample Test, 354
Paired Samples Correlations, 364
Paired Samples Statistics, 364
Paired Samples Test, 364
Pairwise Comparisons, 394, 447
Prior Probability for Groups, 550
Ranks, 492, 497, 502, 505, 510, 511, 512
Reliability Statistics, 228, 230, 589, 593, 597, 598
Residuals Statistics, 312, 323
Robust Tests of Equality of Means, 375, 382
Rotated Component Matrix, 337, 345, 586, 588, 593, 600
Scale Statistics, 231
Scatterplot, 312, 323
Scree Plot, 336, 345
Standardized Canonical Discriminant Function Coefficients, 549
Statistics, 188, 194
Stem-and-Leaf Plots, 211
Step Summary, 480, 486
Structure Matrix, 549
Summary Item Statistics, 231
Symmetric Measures, 463, 468, 470, 471, 472
Test of Homogeneity of Variances, 375, 382, 402, 403, 404
Test Results, 548
Test Statistics, 492, 497, 498, 499, 502, 505, 507, 510, 511, 512
Tests of Between-Subjects Effects, 394, 416, 420, 427, 439, 446, 447, 452
Tests of Equality of Group Means, 548, 555
Tests of Normality, 210, 218
Tests of Within-Subjects Contrasts, 394
Tests of Within-Subjects Effects, 394
Total Variance Explained, 336, 344, 587, 592, 600
Univariate Tests, 447
Variables Entered/Removed, 311, 322
Variables in the Equation, 531, 532, 536
Variables not in the Equation, 531, 536
Wilks' Lambda, 549, 556
Within-Subjects Factors, 393

Зорница Ганева е доцент във Факултет по педагогика, СУ "Св. Климент Охридски". Тя е европейски доктор по психология (2009, University of the Basque Country, Испания) и доктор по педагогика (2007, СУ "Св. Климент Охридски"). Печелила е изследователски стипендии Мария Кюри на ЕС (една година) и на Министерство на външните работи на Испания (три години). Печели награда на Столична община за най-добър млад учен на СУ "Св. Климент Охридски" за 2011 година. Участвала е в редица международни проекти в областта на социалната, кроскултурната и здравната психология. Автор е на монографиите **„Още нещо за рака на гърдата"** (2013), **„Социални идентичности и психично благополучие"** (2010) и **„Развитие на етнически стереотипи през детска възраст"** (2009) и на повече от 80 научни публикации в страната и чужбина. Член е на редакционни колегии на международните научни списания "Culture and dialogue", Cambridge Scholars Publishing и "Psicoperspectivas: Individuo y Sociedad", Escuela de psicologia, Pontificia Universidad Catolica de Valparaiso, Chile.

Настоящата книга съдържа огромно количество изключително ценна информация и насоки за широк диапазон от количествени статистически процедури, които се използват от изследващите психолози за тестване на техните теории. Тези процедури не изчерпват целия диапазон от процедури, които са на разположение на психолозите – те представляват само част от целия набор от инструменти, който използват психолозите. Но процедурите, които са включени в тази книга, наистина формират сърцевината на този набор от инструменти и всички професионални изследващи психолози трябва да знаят как да използват тези инструменти. Като дава сравнително прости обобщения на тези инструменти и достъпни и разбираеми насоки за това как да се използват, Зорница Ганева е направила достойна за уважение услуга на обещаващите психолози. Тази книга е безценен ресурс за всеки, който иска да научи как да анализира доказателства с цел тестване на психологически теории строго и професионално.

Мартин Барет
Почетен професор по психология, Университет на Съри, ОК
Член на Академията по обществени науки
Ноември 2015 г.

Elestra

ISBN

9 786197 292015