

Research Articles

ПСИХОМЕТРИЧНИ ХАРАКТЕРИСТИКИ ПРИ БЪЛГАРСКАТА АДАПТАЦИЯ НА СКАЛА „ЛЪЖА” ОТ ВЪПРОСНИКА ЗА ЗАЩИТНИ СТИЛОВЕ НА М. БОНД

Psychometric Properties in Bulgarian Adaptation of Lie Scale From M. Bond's Defense Styles Questionnaire

Станислава Стоянова (Stanislava Stoyanova)^{*а}, Силвия Савова (Silviya Savova)^а, Николай Иванчев (Nikolay Ivantchev)^а

[а] ЮЗУ „Неофит Рилски”, Благоевград, България (South-West University “Neofit Rilski”, Blagoevgrad, Bulgaria).

Резюме

Тази статия представя резултатите от българската адаптация на скала „Лъжа” от въпросника на М. Бонд, измерващ защитни стилове и защитни механизми. Изследвани са 994 лица, от 15 до 56 години. Всички айтеми имат оптимална трудност, добра дискриминативна мощност. Потвърждава се оригиналната факторна структура на скалата. Надеждността ѝ като вътрешна консистентност и по метода тест-ретест е приемлива. Изведени са норми по скалата и тъй като не се установяват значими различия между отделни социални категории лица по бала им по скалата, то не се налага нормиране за различните социални категории. По отговорите на отделни айтеми са установени значими различия по пол, възрастови подгрупи, семейно положение, занимание, които различия са по посока на очакванията съгласно резултатите на някои автори, прилагали други скали, измерващи социална желателност.

Ключови думи: социална желателност, потребност от одобрение, защитна тенденция

Abstract

This paper presents the results from the Bulgarian adaptation of Lie Scale from M. Bond's questionnaire measuring defense styles and defense mechanisms. 994 subjects between 15 and 56 years participated in the study. All items had an optimal difficulty, and good discriminative power. The factor structure of the scale was confirmed. Its reliability as internal consistency and test-retest reliability is acceptable. The norms were defined for the whole sample, not differentiated by social categories, because there were not any significant differences on the scale score between the social categories of people. There were some significant differences on some items in gender, age sub-groups, family status, and occupation. These differences were consistent with some other authors' findings when using some other scales measuring social desirability.

Keywords: social desirability, need for approval, defense tendency

Psychological Thought, 2013, Vol. 6(1), 140–152, doi:10.5964/psyc.t.v6i1.36

Received: 2012-07-17. Accepted: 2012-12-03. Published: 2013-04-30.

*Corresponding author at: South-West University “Neofit Rilski”, 66, Ivan Mihailov Street, 2700 Blagoevgrad, Bulgaria. E-mail: avka@abv.bg



This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (<http://creativecommons.org/licenses/by/3.0>), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

Въведение

Някои индивиди докато попълват въпросници предпочитат да описват себе си положително. Те преувеличават своите силни страни и постижения, а отричат или омаловажават недостатъците и неуспехите си. Опитват да опишат себе си като сходни на стандартите и нормите в тяхната общност и обществото (Moss, 2008). Хората описват себе си по благоприятен начин, за да получат одобрението на другите (Crowne,

1983). Социална желателност е тенденцията да се отговаря по такъв начин, че да се избегне критика, тенденцията да се търси похвала (Hebert et al., 1997).

Социалната желателност е защитна *тенденция* на индивидите в съответствие със социалните норми и вярвания (Levterova & Gerganov, 2008, p. 385). Съгласието с айтеми, които са социално желателни и невъзможни да се случат отразява механизми на защитно поведение (Jacobson & Ford, 1966). Лицата с висока мотивация за одобрение предпочитат използването на защитни механизми като потискане, отрицание и формиране на реакция (Lobel, Kashtan, & Winch, 1987). Социалната желателност често е неосъзнавана от лицата, които я проявяват (Golding & Lichtenstein, 1970).

Някои лица съобщават нереалистично позитивни описания на себе си, в които изглежда са убедени. Други лица съзнателно и преднамерено изопачават описанието на себе си, за да заблудят други хора (Paulhus, 2002, p. 56). Тенденцията да се дават социално желателни отговори може да се дължи на неточности в себевъзприемането и на съзнателен стремеж на лицето да се представи в благоприятна светлина (Paspalanova, 1985, p. 4).

Социалната желателност се свързва с желание за притежаване на личностови черти, когато се оценяват положително от обществото и отричане, че притежаваш отрицателни черти. Социално нежелани са черти като зъл, долен, лош, коварен, гаден, мазен, психопатен, кръвожаден и др. Най-силно социално желани черти са здрав, находчив, интелигентен, свободен, образован (Gerganov & Todorov, 2000, pp. 88-90). Някои от последните могат да се съотнесат с концепцията на М. Рокич за ценностите, които хората споделят, но ранжират по различен начин по степен на предпочитане (Rokeach, 1973; in Ivanov, 1999, pp. 33-35).

Социалната желателност е *потребност* от социално одобрение и приемане (Hicks, 1964, p. 24). Лицата с висока потребност от одобрение се стремят да получават положителни оценки от другите (Paspalanova, 1985). Преживяването на одобрение от другите допринася за повишаване на самооценката (Miteva, 2006, p. 199), но от друга страна високата самооценка е свързана с ниска мотивация за одобрение (Lemay & Ashmore, 2006). Социалната желателност има несъзнателни компоненти и служи за запазване на самоуважението, поддържане на положителна самооценка, което я свързва със защитните механизми на личността.

Скали за социална желателност измерват зависимост от одобрение и защитни тенденции (Crowne, 1983). Хората с висока потребност от социално одобрение използват повече защитни механизми, прилагат конформно поведение в много и различни ситуации (Hicks, 1964, pp. 28-29). Защитният стил на себепредставяне служи за предпазване на лицето от социално неодобрение и е свързан с конформизма (Johnson, 1989, p. 568).

Целта на настоящето изследване е да представи българската адаптация на скала „Лъжа“ от въпросника на М. Бонд, измерващ защитни стилове. В български условия са адаптирани няколко методики, измерващи социална желателност, като често използвани са тези от въпросника на Х. Айзенк (Paspalanov, Šetinski, & Ajzenk, 1984; Nikolov, 1992), на Краун и Марлоу (Paspalanova, 1985), както и от ММПИ (Kokoshkarova, 1984; Shishkov & Vitanova, 2004), но настоящата методика най-тясно свързва социалната желателност със защитни стилове и механизми според концепцията на нейния автор М. Бонд (Bond & Bonsack, 1994; Bond & Wesley, 1996).

Методически инструментариум - скала Лъжа от Въпросник защитни стилове (Defense Style Questionnaire – DSQ 88) на М. Бонд

В България при изследване на лица от 19 до 52 години (лишени от свобода и живеещи на свобода) е използван Въпросник Защитни стилове - Defense Style Questionnaire – DSQ 88 на М. Бонд (Madolev, 2005, pp. 9, 44), но не е включена скала Лъжа от този тест, както и не са посочени данни за надеждността на никоя от скалите на методиката.

Английската версия на DSQ от 1984 г. е преработвана няколко пъти (97 айтема, 81 айтема, 67 айтема, 78 айтема) и в окончателния си вариант включва 88 айтема, които изследват четири защитни стила – неадаптивен, разрушаващ имиджа, самопожертвувателен и адаптивен, както и скала Лъжа (9 айтема, които не се отнасят до нито един защитен стил). На всеки айтем се отговаря по 9-степенна скала от напълно несъгласен (1) до напълно съгласен (9), като само крайните позиции на скалата са означени вербално. В Канада са извлечени норми по скалите със защитните стилове – средно аритметични и стандартни отклонения, но не са посочени норми по скала Лъжа (Bond, 1984; Bond & Wesley, 1996).

DSQ 88 е създаден на основата на психоаналитичната теория и DSM-III-R (Soultanian, Dardennes, Mouchabac, & Guelfi 2005). Валидността на методиката е проверявана чрез експертна оценка от трима психоаналитици всеки айтем какво мери. Защитните стилове са нормирани чрез средно аритметична и стандартно отклонение. Тяхната надеждност е проверявана по метода тест-ретест и чрез алфа на Кронбах. Създателят на методиката не е посочил данни за надеждността на скала Лъжа (Bond, 1984; Bond & Wesley, 1996).

В по-кратките версии на въпросника не се включват айтеми от скала Лъжа (Schauenburg et al., 2007; Zeigler-Hill & Pratt, 2007; Bond, 2004; Soultanian et al., 2005).

В настоящето изследване използвахме скала Лъжа от пълната форма на въпросника DSQ-88, предоставен от създателя му М. Бонд. Скала Лъжа е преведена на български език от 3 психолози и филолог. Този превод е съпоставен с независимия превод на тази скала, направен от друг психолог (виж Таблица 1).

Освен скала Лъжа бяха преведени и адаптирани скалите Самопожертвувателен защитен стил (Ivantchev, submitted) и Адаптивен защитен стил (Savova, submitted) от въпросника на М. Бонд за проверка на факторната структура на въпросника и определяне на валидността на скала Социална желателност. Бяха използвани само тези скали от въпросника на М. Бонд за защитни стилове, защото съответстваха на целта на дисертационните трудове на двама от авторите на настоящата публикация.

Обработката на резултатите е извършена чрез софтуера SPSS – версии 10 и 16, като са приложени следните статистически методи – факторен анализ, дисперсионен анализ, t-критерий, хи-квадрат анализ, корелационни коефициенти (Goev, 1996; Stoyanova, 2007).

Изследвани лица

Изследването е проведено в периода ноември 2011 – юли 2012 г. в София (Национална спортна академия) и Благоевград (ЮЗУ „Неофит Рилски“). Изследваните лица живеят в различни населени места в страната.

Изследваните лица са 994, от тях - 341 мъже (34,3%), 646 жени (65%) и 7 не са посочили своя пол (0,7%).

Таблица 1

Айтемите от скала „Лъжа“ на въпросника на М. Бонд – на български (два независими превода) и английски

| Скала „Лъжа“ в превод от Ст. Стоянова, Н. Иванчев и С. Савова | Скала „Лъжа“ в превод от В. Мадолев (непубликувана) | Айтемите от скала „Лъжа“ на английски (Bond, 1984) |
|---|---|--|
| 1. Рядко отлагам за утре това, което би трябвало да свърша днес. | 6. Понякога отлагам за другия ден нещо, което трябва да свърша днес. | 6. Once in a while I put off until tomorrow what I ought to do today. |
| 2. Рядко мислите ми са толкова лоши, че не смея да ги споделя. | 14. Понякога аз мисля за неща, които са толкова лоши, че не могат да се кажат. | 14. Once in a while I think of things too bad to talk about. |
| 3. От време на време се смея на неприлични шеги. | 15. Само понякога се смея на мръсен виц. | 15. Once in a while I laugh at a dirty joke. |
| 4. Понякога се разгневявам. | 20. Аз се ядосвам само понякога. | 20. I get angry sometimes. |
| 5. Понякога, когато не се чувствам добре, съм сърдит. | 26. Понякога, когато не се чувствам добре, се ядосвам. | 26. Sometimes when I am not feeling well I am cross. |
| 6. Не винаги казвам истината. | 31. Не винаги казвам истината. | 31. I do not always tell the truth |
| 7. Понякога на избори гласувам за някого, за когото знам много малко. | 38. Понякога гласувам при избори за този, който много малко познавам. | 38. Sometimes at elections I vote for men about whom I know very little. |
| 8. Бих предпочел да спечеля, отколкото да загубя игра. | 44. Аз бих желал в една игра да спечеля, отколкото да загубя. | 44. I would rather win than lose in a game. |
| 9. Не чета всяка статия във вестника всеки ден. | 48. Не чета уводната статия във вестника всеки ден. | 48. I do not read every editorial in the newspaper every day. |
| Скала за отговаряне на всички айтеми: <i>напълно несъгласен</i> 1 2 3 4 5 6 7 8 9 <i>напълно съгласен</i> | Скала за отговаряне на всички айтеми: <i>силно несъгласен</i> 1 2 3 4 5 6 7 8 9 <i>силно съгласен</i> | Скала за отговаряне на всички айтеми: <i>Strongly Disagree</i> 1 2 3 4 5 6 7 8 9 <i>Strongly Agree</i> |

Изследваните са със следното семейно положение – 672 са неженените (67,6%), 124 съжителстват съвместно без брак (12,5%), 67 са сключилите брак (6,7%), 17 са разведените (1,7%), 4 са овдовели (0,4%), а 110 изследвани лица (11,1%) не са посочили своето семейно положение. Само 37 изследвани са заявили, че имат деца (3,7%).

215 от изследваните съобщават своя среден месечен доход. От тях 36 са със среден месечен доход под 100 лв., 42 са със среден месечен доход между 100 и 300 лв., 73 са със среден месечен доход между 300 и 500 лв. и 64 са със среден месечен доход над 500 лв.

Изследвани са 140 работещи с различни професии (14,1%) – педагози, продавачи, икономисти, неквалифицирани професии и др. Изследвани са и 139 спортисти (14%), практикуващи различни видове спорт (най-много практикуват водни спортове, следвани от практикуващите отборни спортове). Останалата част от изследваните лица са 715 студенти от различни специалности в областите на естествените и обществени науки, които не се занимават системно със спорт (71,9%).

334 изследвани лица (33,6%) са студенти I курс. 92 лица (9,2%) са студенти във II курс. 137 лица (13,8%) са студенти в III курс. 54 изследвани (5,6%) са студенти в IV курс. 21 изследвани (2,1%) следват магистратура. 354 изследвани не са посочили в кой курс се обучават (35,6%).

Изследваните са на възраст от 15 до 35 години, средна възраст 22 години. Изключили сме от сравнения по възрастови групи 18 изследвани лица (1,8%) на възраст между 36 и 56 години.

Във възрастта 15-20 години изследваните лица са 419 (42,2%). Във възрастта 21- 25 години изследваните лица са 442 (44,5%). Във възрастта 26 – 30 години изследваните лица са 59 (5,9%). Във възрастта 31-35 години изследваните лица са 56 (5,6%).

Резултати от адаптирането на скала Лъжа от въпросника на М. Бонд за български условия

Айтем анализ

Относно привлекателността на всяка алтернатива за отговор за изследваните лица се установи, че по-малко от 5% от изследваните са избрали втората алтернатива на отговор на айтем „От време на време се смея на неприлични шеги”; първата, втората и третата алтернатива на отговор на айтем „Понякога се разгневявам”; първата, втората, третата и четвъртата алтернатива на отговор на айтем „Бих предпочел да спечеля, отколкото да загубя игра”; първата алтернатива на отговор на айтем „Не чета всяка статия във вестника всеки ден”. Т.е. много малко са несъгласните с тези айтеми, което говори освен за недобра функционалност на тези „дистрактори”, така и за искреността на изследваните лица. Приехме да оставим всички айтеми с 9 варианта на отговор, за да не се различават от оригиналната структура на въпросника на М. Бонд.

Като процентно съотношение преобладават несъгласните лица (избрали отговори по айтема от 1 към 5) с твърдение №7 (Понякога на избори гласувам за някого, за когото знам много малко) - 65,7%; с твърдение №2 (Рядко мислите ми са толкова лоши, че не смея да ги споделя) – 53,6%; с твърдение №6 (Не винаги казвам истината) – 61%.

Като процентно съотношение преобладават съгласните лица (избрали отговори по айтема от 5 към 9) с твърдение №1 (Рядко отлагам за утре това, което би трябвало да свърша днес) – 60,8%; с твърдение №3 (От време на време се смея на неприлични шеги) – 70,8%; с твърдение №4 (Понякога се разгневявам) – 81,9%; с твърдение №5 (Понякога, когато не се чувствам добре, съм сърдит) – 61%; с твърдение №8 (Бих предпочел да спечеля, отколкото да загубя игра) – 87,5%; с твърдение №9 (Не чета всяка статия във вестника всеки ден) – 80,6%.

Що се отнася до трудността на айтемите от скала „Лъжа” (виж Таблица 2), при всички тях коефициентите на асиметрия и ексцес са в диапазона $[-2 \div 2]$, така че всички те са с оптимална трудност (Džonev, 2004, р. 86).

Всички айтеми имат добра дискриминативна мощност, добре разграничават лицата с висок бал по скала „Лъжа” (силните с балове от 59 до 81) от тези с нисък бал по скалата – слабите с балове от 0 до 46 (виж Таблица 3).

Факторен анализ и надеждност на скала „Лъжа”

Структурата на скали „Лъжа”, Самопожертвувателен защитен стил и Адаптивен защитен стил от въпросника на М. Бонд беше проверена чрез факторен анализ по метода на главните компоненти, ортогонална

Таблица 2

Коефициенти на асиметрия и ексцес на айтемите от скала „Лъжа“ на въпросника за защитни стилове на М. Бонд

| Айтеми | асиметрия | ексцес |
|---|-----------|--------|
| 1. Рядко отлагам за утре това, което би трябвало да свърша днес. | -0,136 | -1,265 |
| 2. Рядко мислите ми са толкова лоши, че не смея да ги споделя. | -0,148 | -1,216 |
| 3. От време на време се смея на неприлични шеги. | -0,892 | -0,252 |
| 4. Понякога се разгневявам. | -0,848 | -0,217 |
| 5. Понякога, когато не се чувствам добре, съм сърдит. | -0,475 | -0,928 |
| 6. Не винаги казвам истината. | 0,097 | -1,202 |
| 7. Понякога на избори гласувам за някого, за когото знам много малко. | 0,285 | -1,277 |
| 8. Бих предпочел да спечеля, отколкото да загубя игра. | -1,194 | 0,425 |
| 9. Не чета всяка статия във вестника всеки ден. | -1,109 | -0,125 |

Таблица 3

Дискриминативна мощност на айтемите от скала „Лъжа“

| | групи | n | M | t | df | p |
|---|-------|-----|-------|--------|---------|--------|
| 1. Рядко отлагам за утре това, което би трябвало да свърша днес. | слаби | 245 | 4,71 | 5,73 | 572,0 | 0,0001 |
| | силни | 329 | 5,96 | | | |
| 2. Рядко мислите ми са толкова лоши, че не смея да ги споделя. | слаби | 244 | 3,95 | 13,829 | 570,0 | 0,0001 |
| | силни | 328 | 6,71 | | | |
| 3. От време на време се смея на неприлични шеги. | слаби | 233 | 4,897 | 16,890 | 389,017 | 0,0001 |
| | силни | 328 | 7,94 | | | |
| 4. Понякога се разгневявам. | слаби | 239 | 5,004 | 16,857 | 364,730 | 0,0001 |
| | силни | 329 | 7,95 | | | |
| 5. Понякога, когато не се чувствам добре, съм сърдит. | слаби | 241 | 4,44 | 16,184 | 445,070 | 0,0001 |
| | силни | 329 | 7,39 | | | |
| 6. Не винаги казвам истината. | слаби | 236 | 3,69 | 11,108 | 533,337 | 0,0001 |
| | силни | 328 | 5,95 | | | |
| 7. Понякога на избори гласувам за някого, за когото знам много малко. | слаби | 244 | 3,23 | 11,089 | 568,520 | 0,0001 |
| | силни | 329 | 5,63 | | | |
| 8. Бих предпочел да спечеля, отколкото да загубя игра. | слаби | 246 | 5,75 | 14,396 | 347,537 | 0,0001 |
| | силни | 329 | 8,34 | | | |
| 9. Не чета всяка статия във вестника всеки ден. | слаби | 244 | 4,84 | 17,834 | 343,853 | 0,0001 |
| | силни | 329 | 8,43 | | | |

ротация на факторните оси. КМО = 0,663 и равнището на значимост на Bartlett's Test of Sphericity е под 0,05, което означава, че си заслужава да се интерпретират резултатите от факторния анализ. Извлечени са три фактора, които обясняват съответно 22,72% (скала Лъжа), 15,534% (Самопожертвувателния защитен стил) и 14,565% (Адаптивния защитен стил) от дисперсията на изходните променливи. Всички айтеми от скала Лъжа имат позитивни тегла над 0,3 по фактора (виж Таблица 4).

Таблица 4

Тегла на айтемите по скала „Лъжа“ от въпросника на М. Бонд за защитни стилове

| | фактор 1 |
|---|----------|
| 4. Понякога се разгневявам. | 0,713 |
| 5. Понякога, когато не се чувствам добре, съм сърдит. | 0,61 |
| 3. От време на време се смея на неприлични шеги. | 0,609 |
| 9. Не чета всяка статия във вестника всеки ден. | 0,532 |
| 8. Бих предпочел да спечеля, отколкото да загубя игра. | 0,521 |
| 6. Не винаги казвам истината. | 0,353 |
| 2. Рядко мислите ми са толкова лоши, че не смея да ги споделя. | 0,32 |
| 7. Понякога на избори гласувам за някого, за когото знам много малко. | 0,31 |
| 1. Рядко отлагам за утре това, което би трябвало да свърша днес. | 0,3 |

Извлеченият фактор включва всички айтеми от оригиналната скала „Лъжа“ на въпросника на М. Бонд, така че наименованието на фактора остава „Лъжа (социална желателност)“.

Надеждността като вътрешна консистентност на скалата е приемлива – $\alpha = 0,684$. Има само една отрицателна корелация между айтеми в скалата, но тя е слаба и незначима ($r = -0,164$). Няма айтем, който ако се премахне, надеждността като вътрешна консистентност да се повиши (виж Таблица 5).

Таблица 5

Надеждност на скала „Лъжа“, ако се премахнат отделните айтеми от нея

| | Cronbach's Alpha if Item Deleted |
|--|----------------------------------|
| Рядко отлагам за утре това, което би трябвало да свърша днес. | 0,674 |
| Рядко мислите ми са толкова лоши, че не смея да ги споделя. | 0,658 |
| От време на време се смея на неприлични шеги. | 0,647 |
| Понякога се разгневявам. | 0,641 |
| Понякога, когато не се чувствам добре, съм сърдит. | 0,648 |
| Не винаги казвам истината. | 0,662 |
| Понякога на избори гласувам за някого, за когото знам много малко. | 0,662 |
| Бих предпочел да спечеля, отколкото да загубя игра. | 0,653 |
| Не чета всяка статия във вестника всеки ден. напълно | 0,643 |

При 35 изследвани лица, студенти в специалност Психология, е проверена надеждността по метода тест-ретест при интервал от време между тестиранятия 6 месеца. Коефициентът на корелация на Пирсън е $r = 0,313$, което означава значима положителна корелация – високи балове при първото тестиране се свързват с високи балове при второто тестиране и може да се приеме, че скалата е надежден измерител на социалната желателност.

Норми

Нормите в България по скала Лъжа са: ниски резултати от 9 до 42, средни резултати от 43 до 63 и високи резултати от 64 до 81 ($X = 53,44$; $SD = 10,29$).

Сред изследваните лица е най-малък делът на проявилите висока социална желателност (виж Таблица 6).

Таблица 6

Честотно разпределение на изследваните лица според тяхната искреност

| Степени на искреност | брой | процент |
|------------------------------|------|---------|
| прекалено откровени | 168 | 16,9 |
| средна степен на откровеност | 671 | 67,5 |
| висока социална желателност | 155 | 15,6 |

За откровеността на изследваните и валидността на методиката може да съдим и по установената тенденция тези, които по-често се разгневяват, по-често и да се сърдят, когато не се чувстват добре ($r = 0,42$).

Конструктна валидност

Някои автори отнасят проверката на факторната структура на въпросници към конструктната валидност – дали оригиналната факторна структура се потвърждава в български условия (Taneva, 2009), което вече установихме.

Не се установиха статистически значими различия между половете по проявената от тях социална желателност ($t_{|985|} = 1,002$; $p = 0,317$). Обаче, жените значимо по-често от мъжете заявяват, че понякога се разгневяват ($t_{|636|} = 2,654$; $p = 0,008$; $X_{\text{жени}} = 6,88$; $SD_{\text{жени}} = 2,17$; $X_{\text{мъже}} = 6,46$; $SD_{\text{мъже}} = 2,41$) и че, когато не се чувстват добре, се сърдят ($t_{|979|} = 4,233$; $p = 0,0001$; $X_{\text{жени}} = 6,34$; $SD_{\text{жени}} = 2,45$; $X_{\text{мъже}} = 5,63$; $SD_{\text{мъже}} = 2,55$).

Резултати в други държави показват, че мъжете и жените не се различават значимо по проявяваната социална желателност, измерена чрез скалата за социална желателност на Краун и Марлоу (Moss, 2008). Също така изследване в България сред ученици установява, че няма различие между момчета и момичета по мотивацията им за одобрение, измерена с методиката на Краун и Марлоу ($\alpha = 0,69$), публикувана от С. Касянов в Енциклопедия психологически тестове (Nikova, 2008, р. 14). По отношение на други методики, измерващи социална желателност (скала „Лъжа“ от личностния въпросник на Айзенк), е установено, че момчетата и жените проявяват по-висока социална желателност, отколкото момчетата и мъжете (Nikolov, 1992, р. 13).

Има данни, че с нарастването на социалната желателност нараства приспособяването към брака (Joshi & Thingujam, 2009) и намаляват разводите (Twenge & Im, 2007). Сключилите брак проявяват висока социална желателност (Paulhus, 2002). При нашата извадка се установи, че няма статистически значими различия между лицата с различно семейно положение по тяхната социална желателност ($F_{|4, 879|} = 1,168$; $p = 0,323$). Обаче сключилите брак заявяват, че по-рядко отлагат за утре това, което би трябвало да свършат днес, в сравнение с неженените/неомъжените ($F_{|4, 878|} = 3,21$; $p = 0,013$; $P_{\text{DunnettT3}} = 0,007$; $X_{\text{женени}} = 6,43$; $SD_{\text{женени}} = 2,54$; $X_{\text{неженени}} = 5,29$; $SD_{\text{неженени}} = 2,68$). Също така неженените по-често си признават, че не

винаги казват истината, в сравнение със сключилите брак ($F_{|4, 870|} = 2,415$; $p = 0,047$; $P_{LSD} = 0,028$; $X_{\text{женени}} = 4,27$; $SD_{\text{женени}} = 2,54$; $X_{\text{неженени}} = 5$; $SD_{\text{неженени}} = 2,6$). Съжителстващите без брак по-често от нежените са несъгласни, че понякога на избори гласуват за някого, за когото знаят много малко ($F_{|4, 876|} = 2,848$; $p = 0,023$; $P_{LSD} = 0,01$; $X_{\text{съжителство}} = 3,74$; $SD_{\text{съжителство}} = 2,79$; $X_{\text{неженени}} = 4,45$; $SD_{\text{неженени}} = 2,86$). Тъй като овдовелите в извадката са малко на брой, не ги включваме в сравнението по социална желателност между лицата с различно семейно положение.

Няма статистически значими различия между изследваните, съобщили, че имат деца и тези, които са заявили, че нямат деца, по социална желателност ($t_{|442|} = 1,113$; $p = 0,266$). Обаче, изследваните с деца по-рядко отлагат за другия ден днешната работа, отколкото изследваните без деца ($t_{|441|} = 2,366$; $p = 0,018$; $X_{\text{бездеца}} = 5,01$; $SD_{\text{бездеца}} = 2,63$; $X_{\text{сдеца}} = 6,08$; $SD_{\text{сдеца}} = 2,67$).

С напредването на възрастта хората опитват да представят себе си по по-позитивен начин като в средна възраст тази тенденция е по-силна при жените, а за старите хора е по-силна при мъжете (Stoner & Panek, 1985). Други автори твърдят, че мотивацията за одобрение на ученици е в обратна корелация с възрастта (Nikova, 2008). В нашата извадка изследваните са предимно в младежка възраст и се установи, че няма статистически значими различия между лицата от четирите възрастови групи (15-20 годишни, 21-25 годишни, 26-30 годишни и 31-35 годишни) по тяхната социална желателност ($F_{|3, 972|} = 0,202$; $p = 0,895$). Възрастта не корелира значимо със социалната желателност ($r = 0,007$). Обаче лицата във възрастта 21-25 години по-рядко отлагат днешната работа за утре, в сравнение с лицата от 15 до 20 години и с лицата от 31 до 35 години ($F_{|3, 971|} = 2,717$; $p = 0,044$; $P_{LSD2125-1520} = 0,025$; $P_{LSD2125-3135} = 0,09$; $X_{15-20} = 5,58$; $SD_{15-20} = 2,75$; $X_{21-25} = 5,17$; $SD_{21-25} = 2,61$; $X_{31-35} = 6,16$; $SD_{31-35} = 2,68$). По-младите по-често споделят мислите си в сравнение с най-възрастните изследвани лица ($F_{|3, 966|} = 3,219$; $p = 0,022$; $P_{DunnettT2125-3135} = 0,048$; $P_{DunnettT1520-3135} = 0,03$; $X_{15-20} = 5,3$; $SD_{15-20} = 2,72$; $X_{21-25} = 5,37$; $SD_{21-25} = 2,64$; $X_{31-35} = 6,38$; $SD_{31-35} = 2,61$).

При използване на скалата за социална желателност на Краун и Марлоу е установено, че няма значими различия между представители на подпомагачи, педагогически, административно-икономически и неквалифицирани професии по тяхната потребност от одобрение (Stanoeva & Stoyanova, 2012). Принадлежността към специфична професионална група като например педагози, юристи и др. е свързана с по-високи резултати по скала Лъжа на ММПИ (Bardov, 2008, р. 204). Високата потребност от социално одобрение е свързана с по-ниско равнище на безработицата (Twenge & Im, 2007). При настоящето изследване не бяха установени статистически значими различия между работещи, спортисти и студенти от други специалности по тяхната социална желателност ($F_{|2, 974|} = 0,879$; $p = 0,416$). Обаче, работещите по-често споделят мислите си, в сравнение със студентите от други специалности ($F_{|2, 968|} = 3,394$; $p = 0,034$; $P_{DunnettT3} = 0,034$; $X_{\text{работещи}} = 5,91$; $SD_{\text{работещи}} = 2,75$; $X_{\text{студенти}} = 5,27$; $SD_{\text{студенти}} = 2,69$), а студентите, когато не се чувстват добре, по-често заявяват, че се сърдят, в сравнение с работещите ($F_{|2, 968|} = 3,525$; $p = 0,03$; $P_{LSD} = 0,018$; $X_{\text{работещи}} = 5,69$; $SD_{\text{работещи}} = 2,65$; $X_{\text{студенти}} = 6,23$; $SD_{\text{студенти}} = 2,45$).

Няма статистически значими различия между студентите от различни курсове на обучение (от 1 до 5 курс, т.е. магистратура) по тяхната социална желателност ($F_{|4, 635|} = 1,332$; $p = 0,257$). Обаче четвъртокурсниците по-често от първокурсниците се съгласяват, че не четат всяка статия във вестника всеки ден ($F_{|4, 634|} = 2,656$; $p = 0,032$; $P_{DunnettT3} = 0,016$; $X_{1\text{курс}} = 6,76$; $SD_{1\text{курс}} = 2,73$; $X_{4\text{курс}} = 7,64$; $SD_{4\text{курс}} = 1,7$).

Няма статистически значими различия, между изследваните, съобщили своите доходи, които варират в различни категории (под 100 лв., 101-300 лв., 301-500 лв., над 500 лв.), по тяхната социална желателност ($F_{|3, 211|} = 1,147$; $p = 0,331$).

Налице са много слаби корелации между социалната желателност и самопожертвувателния защитен стил ($r = 0,079$; $p = 0,099$; $N = 526$), както и между социалната желателност и адаптивния защитен стил ($r = 0,27$; $p = 0,0001$; $N = 437$). Тези две скали от въпросника на М. Бонд не са „натоварени“ със социална желателност, а са формулирани относително независимо от този конструкт.

Заклучение

С извършената адаптация на скала „Лъжа“ от въпросника на М. Бонд се обогатява психологическия методически инструментариум.

Скала „Лъжа“ от въпросника на М. Бонд притежава добри психометрични характеристики и може да бъде използвана за изследване на социална желателност. За допълнителна проверка на нейната валидност в бъдещи изследвания ще бъдат съпоставени резултатите по тази скала и по инструменти, измерващи конформизъм, защитни механизми, адаптивни стратегии и нива на адаптираност, както и с други скали, измерващи социалната желателност.

Съществува и мнението, че инструменти, измерващи социална желателност, не трябва да се използват за валидизиране на скали. Не е лесно да се определи дали социалната желателност е компонент на личността, или е фактор, вредящ на измерването. Контролирането за социална желателност намалява валидността на личностни скали, тъй като е възможно петте личностни фактора (екстраверсия, емоционална стабилност, добросъвестност, приятност и отвореност към опита) да са свързани в един фактор от по-висок порядък – социалната желателност. Социалната желателност повлиява хората в западните култури по посока на по-силно изразени екстраверсия, емоционална стабилност, добросъвестност, приятност и отвореност към опита (Bäckström, 2007, p. 69). Правени са и опити за свързване на социалната желателност с личностови типологии.

Съществуват 4 типа личности. Тези с най-високи резултати по социална желателност (и съответно по мотивация за одобрение и потребност от общуване) са „сътрудничещ“, следвани от „водещ се“, „обособяващ се“ и „съперничещ“. Преобладават учениците съперничещ тип, следвани от водещ се тип роли в междуличностните отношения (Nikova, 2008, pp. 12-13). Социалната желателност е значим фактор в междуличностните отношения и в процеса на социализация, така че заслужава да бъде изследван самостоятелно и във взаимовръзка с различни компоненти на личността.

Литература

- Bäckström, M. (2007). Higher-order factors in a five-factor personality inventory and its relation to social desirability. *European Journal of Psychological Assessment*, 23(2), 63-70. doi:10.1027/1015-5759.23.2.63
- Bardov, I. (2008). *Eksperimentalna psihologija: Vtora čast* [Experimental psychology: Second part]. Sofiâ: UI "Sv. Kliment Ohridski".

- Bond, M. (1984). *Defense Style Questionnaire (DSQ)*. Montreal: Department of Psychiatry at Sir Mortimer B. Davis - Jewish General Hospital.
- Bond, M. (2004). Empirical studies of defense style: Relationships with psychopathology and change. *Harvard Review of Psychiatry*, 12, 263-278. doi:10.1080/10673220490886167
- Bond, M., & Bonsack, C. (1994). *Defense Style Questionnaire (DSQ)*. Lausanne: Département Universitaire de Psychiatrie Adulte.
- Bond, M., & Wesley, S. (1996). *Manual for the Defense Style Questionnaire (DSQ)*. Montreal: Department of Psychiatry at Sir Mortimer B. Davis - Jewish General Hospital.
- Crowne, D. P. (1983). This Week's Citation Classic: Crowne D. P. & Marlowe D. A new scale of social desirability independent of psychopathology. *Journal of Consulting Psychology*, 24: 349-354, 1960. *Current Contents*, 16, 22.
- Džonev, S. (2004). *Socialna psihologija: Tom 5. Izsledovatelški dizajn. Statističeska obrabotka – SPSS. Interpretaciâ* [Social psychology: Vol. 5. Research design. Statistical processing – SPSS. Interpretation]. Sofiâ: SOFI-R.
- Gerganov, E., & Todorov, V. (2000). Tezaurus na ličnostovi deskriptori v balgarskiâ ezik (psihometrično izsledvane) [Tezaurus of personality descriptors in Bulgarian language (psychometric research)]. *Psihologični izsledvaniâ*, 79-134.
- Goev, V. (1996). *Statističeska obrabotka i analiz na informaciâta ot sociologičeski, marketingovi i političeski izsledvaniâ sas SPSS* [Statistical processing and analysis of information from sociological, marketing, and political studies by means of SPSS]. Sofiâ: UI "Stopanstvo".
- Golding, S. L., & Lichtenstein, E. (1970). Confession of awareness and prior knowledge of deception as a function of interview set and approval motivation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 14(3), 213-223. doi:10.1037/h0028853
- Hebert, J. R., Ma, Y., Clemow, L., Ockene, I. S., Saperia, G., Stanek, E. J., III, . . . Ockene, J. K. (1997). Gender differences in social desirability and social approval bias in dietary self-report. *American Journal of Epidemiology*, 146(12), 1046-1055. doi:10.1093/oxfordjournals.aje.a009233
- Hicks, M. (1964). *Social self and the social desirability motive* (Doctoral dissertation, University of Florida). Retrieved from http://openlibrary.org/works/OL13842944W/Social_self_and_the_social_desirability_motive
- Ivanov, I. (1999). *Metodiki za izsledvane na potrebnostite, motivite i cennostnite orientacii* [Methods for study of needs, motives, and value orientations]. Retrieved from www.ivanpivanov.com/uploads/sources/9_Metodiki-Cennosti.pdf
- Ivantchev, N. (submitted). *Konformizam i priemane na drugite v mladežka vazrast* [Conformism and acceptance of others in youth age] (Doctoral dissertation). Blagoevgrad: ŪZU "Neofit Rilski".
- Jacobson, L. I., & Ford, L. H., Jr. (1966). Need for approval, defensive denial, and sensitivity to cultural stereotypes. *Journal of Personality*, 34(4), 596-609. doi:10.1111/j.1467-6494.1966.tb02374.x
- Johnson, M. A. (1989). Concern for Appropriateness Scale and Behavioral Conformity. *Journal of Personality Assessment*, 53(3), 567-574. doi:10.1207/s15327752jpa5303_13
- Joshi, S., & Thingujam, N. S. (2009). Perceived emotional intelligence and marital adjustment: Examining the mediating role of personality and social desirability. *Journal of the Indian Academy of Applied Psychology*, 35(1), 79-86.

- Kokoshkarova, A. (1984). *Psihologično izsledvane na ličnostta v kliničnata praktika* [Psychological study of personality in clinical practice]. Sofiâ: Medicina i fizkultura.
- Lemay, E. P., Jr, & Ashmore, R. D. (2006). The relationship of social approval contingency to trait self-esteem: Cause, consequence, or moderator? *Journal of Research in Personality*, 40, 121-139. doi:10.1016/j.jrp.2004.09.012
- Leverova, D., & Gerganov, E. (2008). Socialna želatelnost pri hora s uvreždaniâ [Social desirability of disabled people]. In G. Gerčeva-Nestorova (Ed.), *Priložna psihologijâ i socialna praktika* [Applied psychology and social practice] (pp. 385-395). Varna: VSU "Černorizec Hrabar".
- Lobel, T. E., Kashtan, O., & Winch, G. L. (1987). The relationship between defense mechanisms, trait anxiety and need for approval. *Personality and Individual Differences*, 8(1), 17-23. doi:10.1016/0191-8869(87)90006-7
- Madolev, V. (2005). *Zašitni mehanizmi na ličnostta*. [Defense mechanisms of personality] (Doctoral dissertation). Sofiâ: Specializiran naučen savet po psihologijâ pri VAK.
- Miteva, D. (2006). Korelati na subektivnoto psihologično blagopolučiè [Correlates of subjective psychological well-being]. In D. Źelezarova & Z. Krasteva (Eds.), *Priložna psihologijâ i socialna praktika* [Applied psychology and social practice] (pp. 195-210). Varna: VSU "Černorizec Hrabar".
- Moss, S. (2008). Crowne and Marlowe Social Desirability Scale. *Psychlopedia*. Retrieved from <http://www.psych-it.com.au/Psychlopedia/article.asp?id=229>
- Nikolov, M. (1992). Skala L ot ličnostniâ vaprosnik na Ajzenk i diagnostikata na ličnostta [Scale L from Eyzenk Personality Questionnaire and personality diagnostics]. *Balgarsko spisanie po psihologijâ*, 1, 10-18.
- Nikova, D. (2008). Motivaciâta za odobrenie kato pokazatel na socialnopsihologičeskiâ fenomen „obšuvane” v učilišnata grupa (izsledvane na učenci ot stolično SOU) [Motivation for approval as an indicator of social-psychological phenomenon "communication" in the school group (study of the pupils from a secondary comprehensive school in the capital)]. *Psihologijâ Źurnal*, 5(10-52), 10-14.
- Paspalanov, I., Źetinski, D., & Ajzenk, S. B. (1984). Balgarska adaptaciâ na ličnostniâ vaprosnik na H. Ajzenk [Bulgarian adaptation of Eysenck Personality Questionnaire]. *Psihologijâ*, 5, 279-293.
- Paspalanova, E. (1985). *Metodičesko posobie za rabota sas skala za socialna Źelatelnost (M – K – SSŹ) - Balgarska adaptaciâ* [Methodical handbook for work with the scale for social desirability (M-K-SSD) – Bulgarian adaptation]. Sofiâ: BAN – Centralna laboratorijâ po psihologijâ.
- Paulhus, D. L. (2002). Socially desirable responding: The evolution of a construct. In H. I. Braun, D. N. Jackson, & D. E. Wiley (Eds.), *The role of constructs in psychological and educational measurement* (pp. 49-69). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Rokeach, M. (1973). *Values List of Milton Rokeach, 1973*. Retrieved from http://www.mio-ecsde.org/protarea/Annex_4_3_values_lists.pdf
- Savova, S. (submitted). *Adaptivni strategii i samorealizaciâ na studenti*. [Students' adaptive strategies and self-realisation] (Doctoral dissertation). Blagoevgrad: ŪZU "Neofit Rilski".
- Schauenburg, H., Willenborg, V., Sammet, I., & Ehrental, J. C. (2007). Self-reported defence mechanisms as an outcome measure in psychotherapy: A study on the German version of the Defence Style Questionnaire DSQ 40. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, 80, 355-366. doi:10.1348/147608306X146068

- Shishkov, A., & Vitanova, N. (2004). *Psihopatologični i psihologični problemi na abnormnoto povedenie* [Psychopathological and psychological problems of abnormal behaviour]. Sofiâ: UI "Sv. Kliment Ohridski".
- Soultanian, C., Dardennes, R., Mouchabac, S., & Guelfi, J. D. (2005). L'evaluation normalisee et clinique des mecanismes de defense: Revue critique de 6 outils quantitatifs. *Revue Cannadienne de Psychiatrie*, 50(12), 792-801.
- Stanoeva, G., & Stoyanova, S. (2012). Acceptance of others, feeling of being accepted and striving for being accepted among the representatives of different kinds of occupations. *Psychological Thought*, 5(1), 47-59.
- Stoner, S. B., & Panek, P. E. (1985). Age and sex differences with the Comrey Personality Scales. *The Journal of Psychology*, 119(2), 137-142. doi:10.1080/00223980.1985.10542880
- Stoyanova, S. (2007). *Osnovi na psihologičeskite izmervaniâ – Adaptaciâ na test* [Fundamentals of psychological measurements – test adaptation]. Blagoevgrad: UI "Neofit Rilski".
- Taneva, S. (2009). Ocenka na konstrukt-validnostta na vaprosnik stil na život 1 v balgarski usloviâ [Estimation of the construct validity of Questionnaire Life Style 1 under Bulgarian conditions]. *Balgarsko spisanie po psihologiâ*, 75-98.
- Twenge, J. M., & Im, C. (2007). Changes in the need for social approval, 1958–2001. *Journal of Research in Personality*, 41(1), 171-189. doi:10.1016/j.jrp.2006.03.006
- Zeigler-Hill, V., & Pratt, D. W. (2007). Defense styles and the Interpersonal circumplex: The interpersonal nature of psychological defense. *Journal of Psychiatry, Psychology and Mental Health*, 1(2), 1-15.

About the Authors

Assoc. Prof. **Stanislava Stoyanova**, PhD is a lecturer in Psychological Measurements, Experimental Psychology, and Social Psychology at the Department of Psychology, South-West University "Neofit Rilski" in Bulgaria. Postal address: South-West University "Neofit Rilski", 66, Ivan Mihailov Street, 2700 Blagoevgrad, Bulgaria.

Silviya Savova is a PhD student at South-West University "Neofit Rilski" in Blagoevgrad. She works as a psychologist in Daily Centre for Psycho-Social Rehabilitation, Blagoevgrad. Postal address: South-West University "Neofit Rilski", 66, Ivan Mihailov Street, 2700 Blagoevgrad, Bulgaria.

Nikolay Ivantchev is a PhD student at South-West University "Neofit Rilski". He is an assistant in Educational Psychology at SWU "Neofit Rilski". He has a Master degree in Psychology of Management. Postal address: South-West University "Neofit Rilski", 66, Ivan Mihailov Street, 2700 Blagoevgrad, Bulgaria.