

ВЪПРОСНИК ЗА ОЦЕНКА НА АВТОСТИГМА НА ПСИХИЧНАТА БОЛЕСТ

Л. Джалев¹, А. Ферчева²

¹Нов български университет, Департамент по когнитивна наука и психология

²Катедра по психиатрия, Медицински университет – София

ldjalev@nbu.bg, anita.fercheva@gmail.com

Резюме. Етикетът на психичната болест отдавна е признат за една от най-силните от всички стигми. В статията са представени резултатите от изследване на скаловата структура и психометричните характеристики на един нов инструмент за оценка на автостигмата на психичните заболявания, разработен въз основа на два съществуващи инструмента. Пилотният вариант на въпросника с обем от 51 айтема, е апробиран върху извадка от 262 пациенти на лечение в Клиниката по психиатрия към УМБАЛ „Александровска“ и в Дневен стационар към същата клиника.

Извършеният изследователски факторен анализ доведе до приемане на модел с 4 фактора, които обясняват около 32.50% от цялата дисперсия на айтемите. Факторите са интерпретирани като Алиенация (затваряне на индивида в себе си), Социално отдръпване (избягване на хората от общността), Дискриминация (обидно или снизходително отношение от страна на хората от общността) и Резистентност към стигма (съзнание за собствената ценност). След допълнителни анализи на вътрешната консистентност на субскалово равнище обемът на финалния вариант на въпросника е сведен до 44 айтема.

Въпросникът има много високи психометрични характеристики и може да бъде полезен инструмент за оценка на автостигмата на психичната болест. Използването му в клиничната практика или за изследователски цели може да разшири познанието на специалистите за влиянието на социалната стигма върху поведението на пациентите с психични проблеми, както и върху протичането на терапевтичния процес и възстановяването.

Ключови думи: стигма, автостигма, въпросник, факторен анализ, фактор, вътрешна консистентност, анализ на айтемите

ВЪВЕДЕНИЕ

Стигмата за психичната болест е повсеместно явление и остава сериозно бреме за индивидите с психично разстройство и техните семейства. Всепризнат факт е, че хората с психични проблеми от далечни времена са обект на стигматизиране и страдат от дискриминация и негативни на-

гласи от страна на обществото. В класическото описание на Гофман (1963) стигмата (spoiled identity) се определя като един видим или невидим знак, който трайно бележи нейния носител с непълноценност и пречи на неговото пълноценно приемане от обществото. Независимо от многобройните програми за борба против стигмата, психичната болест все още продължава да

се приема като едно от най-стигматизираните състояния в нашето общество (Yanos, 2008; Corrigan & Watson, 2002b).

Установено е, че стигмата неблагоприятно повлиява качеството на живот на болшинството пациенти с психични проблеми, като създава множество препятствия за социалното, личностово и професионално развитие на тези хора, както и за самото възстановяване от болестта (Drapalski et al., 2013).

СТИГМА И АВТОСТИГМА

За да се осмисли феноменът „стигма“ и неговите последици, изследователите различават *публичната стигма* от *автостигмата* (Corrigan & Watson, 2002a). Стигмата произлиза от негативните стереотипи и нагласи към хората с психични проблеми и означава начина, по който обществото ги дискриминира и стигматизира; *автостигмата* е резултат от интернализиране на публичната стигма или на негативните перцепции за психичната болест (Brohan et al., 2011; Corrigan & Rao, 2012). Стигмата е загуба на социален статус и дискриминация, породени от предразсъдъците за хората, живеещи с диагнозата (етикета) на психичната болест. Стигмата и дискриминационното поведение, свързани с психичната болест, са така увреждащи, както и самата болест (Ritsher & Phelan, 2004). Основен момент е, че отговорът на стигмата е стигма. Пациентите с психиатрични диагнози могат да приемат (интернализират) негативните стереотипи за психичната болест и да реагират със самостигматизация (Michaels et al., 2012; Lopez-Ibor et al., 2002, Corrigan et al., 2006).

Автостигмата или интернализираната стигма се разглежда като реакция на личността към публичната стигма. Тя е процес, при който лицето прилага публичните представи за психичната болест към себе си и се съгласява с негативните и омаловажителни портрети на хората с психични проблеми, които се приемат като правилни репрезентации на тях самите и другите хора с психиатрична диагно-

за (Corrigan & Rao, 2012; Corrigan & Barr, 2006; Corrigan, 2004). Например, лицето с психиатрична диагноза се съгласява и вярва, че всички хора с психична болест са неинтелигентни, слаби и опасни.

Негативните убеждения и поведения в обществото създават двоен проблема за хората с психична болест. От една страна, те ежедневно трябва да се справят с дискомфорта на наличните симптоми като халюцинации, налудности, депресия, тревожност и др., а от друга страна – със сериозни социални последици като социално изключване и дискриминация. (Brohan et al., 2011; Drapalski et al., 2013).

Преживяването да си белязан като „психично болен“ носи вътрешни (ниска самооценка, тайна и срам) и външни последици (социално изключване, предразсъдъци и дискриминация), които влизат в рубриката „автостигма“. За индивидите, които са интернализирали публичната стигма, има риск да увредят себе си както когнитивно, така и поведенчески (Yanos et al., 2008; Campellone et al., 2014, Corrigan, 2004).

Редица изследвания установяват емпирично множество негативни последици от интернализираната стигма като променена перцепция за собствената личност и негативна Аз-концепция (Pasman, 2011; Corrigan et al., 2006); ниска самооценка, повишена депресивност, срам и вина (Lysaker et al., 2007; Ritsher & Phelan, 2004); увредено социално функциониране като избягващо поведение, социална изолация и влошени социалните отношения (Corrigan & Rao, 2012; Drapalski et al., 2013); ранна поява на негативна симптоматика и влошаване на психиатричните симптоми (Campellone et al., 2014; Michaels et al., 2012); слаба ориентация към търсене на терапия и намалени мотивация и сътрудничество за лечение (Corrigan & Watson, 2002a; Lysaker et al., 2007).

ЦЕЛИ НА ИЗСЛЕДВАНЕТО

Основната цел, която си поставяме в статията, е да представим резултатите от из-

следване на скаловата структура и психометричните характеристики на един нов инструмент за оценка на интернализираната стигма (автостигма) на психичните заболявания, базиран на два съществуващи инструмента: Скала за стигма (King et al., 2007) и Скала за интернализирана стигма на психичната болест (Ritsher et al., 2003).

Правени са редица опити да се измерят нагласите към психичната болест и стигмата, повечето от тях фокусирани върху нагласите към психичната болест, поддържани от хората в обществото (Link et al., 2001; Byrne, 2001; Corrigan & Watson, 2002a, Corrigan, 2004). Интернализираната стигма започва да привлича вниманието едва в последните 20-тина години и поради това опитите за директно измерване на стигмата, преживявана от самите пациенти, са много по-малко. Ние споделяме мнението на Ритшър (Ritsher, 2003), че наличието на валиден инструмент за измерване на интернализираната стигма може да окуражи клиницистите да включат редукцията на автостигмата като измерима терапевтична цел в добавка към редукцията на симптомите.

СКАЛА ЗА СТИГМА (THE STIGMA SCALE)

Скалата е разработена от група британски изследователи, които са си поставили трудната задача да разработят стандартизиран инструмент за измерване на стигма. За разлика от много други изследователи преди тях, които се опитват да решат тази задача чрез измерване на нагласите на хората от общността към психичните заболявания и техните носители, авторите прилагат противоположния подход, като се обръщат към самите психично болни.

Скалата не е базирана на теоретичен модел, а е напълно емпирична. Първоначалният пул от 42 айтема, с 5-бална ликертова скала, е формиран въз основа на текстовете на отворени интервюта, проведени от изследователския екип с 46 потребители на здравни услуги. Авторите отбелязват, че стигмата, включително и възприетата

стигма, има важно значение за преобладаващата част от интервюираните пациенти. Но техните преживявания не са изцяло негативни – психично болните прилагат различни стратегии за съхраняване на своята самооценка и за поддържане на позитивен Аз-образ. По този начин съдържанието на айтемите, част от които са формулирани в положителен план, е извлечено пряко от мненията и преживяванията на потребителите на здравни услуги и покрива всички теми, отразени в интервютата.

Пилотното изследване е проведено със 193 лица – потребители на здравни услуги, които са представители на широк спектър от психиатрични диагнози и с разнообразни демографски характеристики. От тях 60 и. л. изпълняват теста двукратно, с интервал между двете тестирания от 2 седмици.

Финалният вариант на скалата е формиран след статистически анализ на данните, извършен на два етапа. През първия етап, чрез изследване на тест-ретестовата надеждност на скалата, от първоначалния пул са извадени 7 айтема, определени като негодни ($k < 0.40$). През втория етап е направен факторен анализ на данните за изследване на скаловата структура на останалите 35 въпроса. Други 7 айтема са отстранени поради ниски факторни тегла ($r < 0.40$) по съответния фактор, към който принадлежат. Така окончателният обем на скалата се намалява до 28 айтема.

Факторният анализ разкрива 3-факторна латентна структура на скалата. Фактор 1, определен от авторите като *Дискриминация* (Discrimination), включва 13 айтема, изразяващи възприета враждебност от околните или загубени благоприятни възможности поради техните предубеждения. Фактор 2, който обхваща 10 айтема и е обозначен като *Разкриване* (Disclosure), представя склонността на психично болните да (не) разкриват своето заболяване пред своите близки и пред членовете на общността. Фактор 3 се състои от 5 айтема, които се отнасят до определени *Позитивни страни* (Positive aspects) на психичните заболявания като това, че психично болните стават по-разбиращи, отзивчиви и съчувстващи към околните.

Вътрешната консистентност на айтемите в субскалите, определена чрез коефициента *alpha* на Кронбах, е достатъчно висока, за да бъде разглеждан този инструмент като надеждно средство за оценка на стигмата. Неговите стойности за трите субскали са съответно 0.87 (Дискриминация), 0.85 (Разкриване) и 0.64 (Позитивни страни); за цялата скала неговата стойност е 0.87.

СКАЛА ЗА ИНТЕРНАЛИЗИРАНА СТИГМА НА ПСИХИЧНАТА БОЛЕСТ (INTERNALIZED STIGMA OF MENTAL ILLNESS)

Скалата ISMI е разработена въз основа на същите принципи, приложени при конструирането на Скала за стигма. Авторите – екип от американски изследователи от Департамента за ветераните, от департаменти по психиатрия, психология и социална психология от Станфордския и други университети в САЩ, определят предназначението на скалата като мярка за измерване на субективните преживявания на стигма и техните психологически ефекти (Ritsher et al., 2003). Ритшър и нейните колеги отбелязват, че един от болезнените и пагубни ефекти от стигмата е този, че у хората с психични заболявания се създава усещането, че не са пълноценни членове на обществото. Авторите са на мнение, че нивото на самооценка и негативният стрес у хората с психични заболявания се повлияват пряко от субективното възприемане на отношението на подценяване и маргинализиране, независимо от обективната степен на проява на негативно отношение от страна на околните. В този смисъл използването на термина „интернализиран“ в наименованието на скалата не е съвсем коректно, макар че авторите обосновават своето решение с аналогичното използване на термина в литературата по отношение на понятията „расизъм“ и „хомофобия“ (ibid.)

Подобно на King и неговите колеги, авторите на ISMI отбелязват, че най-популярните скали за стигма измерват този конструкт чрез нагласите на общността към

психичните заболявания. Ritsher и нейният екип също залагат на противоположния подход – първоначалният пул от 55 ликертови айтема с 4-бална скала е разработен въз основа на дискусии в 5 фокус групи от психично болни, ползващи услуги, както и на проучване от изследователския екип на индивидуалните и семейни истории на болните. Представителите на целевата група не само предлагат теми за дискусия във фокус групите, но и участват активно във формулирането на айтемите. Като резултат, айтемите са ориентирани към настоящето и отразяват личния опит на и. л., а не миналото, хипотетични ситуации или предпоставени видове отношения (ibid.)

Участници в пилотното изследване са 127 амбулаторно болни от психични заболявания, с типични демографски характеристики, 16 от които са изпълнили теста двукратно през интервал от 6 седмици.

Айтемите от първоначалния пул са разпределени *a priori* в 5 тематични области. С цел намаляване на обема на теста за по-лесното му използване, от него са извадени 26 айтема, които корелират слабо ($r < 0.40$) с общия суров бал. Така окончателният вариант на теста е с обем от 29 айтема, разпределени в следните 5 субскали: (1) *Алиенация* (Alienation) с 6 айтема, предназначени за измерване на субективното усещане на и. л. като непълноценни членове на обществото или за наличието на „увредена/развалена“ идентичност; (2) *Приемане на стереотипите* (Stereotype endorsement) със 7 айтема, измерващи степента на съгласие с разпространените стереотипи за хората с психични заболявания; (3) *Преживяване на дискриминация* (Discrimination experience) с 5 айтема, които измерват перцепцията на и. л. за начина, по който другите се отнасят към тях; (4) *Социално отдръпване* (Social withdrawal) с 6 айтема, ориентирани към ситуации на ограничаване на социалните контакти поради нежелание за обременяване на другите или за избягване на отхвърляне и (5) *Резистентност* към стигма (Stigma resistance) с 5 айтема за измерване на устойчивост, съпротива или незасегнатост от интернализираната стигма.

Последващият факторен анализ на данните, изглежда, не потвърждава тази предварително определена субскалова структура. Авторите обаче не ревизират своята концепция, вероятно поради добрите психометрични качества на отделните субскали и на теста като цяло. Тяхната надеждност, определена чрез *alpha* на Кронбах и чрез коефициента на тест-ретестова надеждност, е както следва (в скоби са дадени стойностите на коефициента *r* на тест-ретестова надеждност): (1) *Алиенация* 0.79 (0.68), (2) *Приемане на стереотипите* 0.72 (0.94), (3) *Преживяване на дискриминация* 0.75 (0.89), (4) *Социално отдръпване* 0.80 (0.89), (5) *Резистентност към стигма* 0.58 (0.80) и общо на скалата 0.90 (0.92). Друго, не по-малко съществено основание, са благоприятните резултати от проверката на конструктната (конкурентна и дивергентна) валидност на скалата, проведена с инструменти от 5 области.

Като цяло резултатите показват, че скалата ISMI се характеризира с висока вътрешна консистентност и тест-ретестова надеждност, както и с висока конструктна валидност. Конструктът „интернализирана стигма“, за измерването на който е предназначена скалата, е различен от другите теоретични конструкции (депресия, самооценка и др.), с които е съпоставен.

СЪПОСТАВКА МЕЖДУ СКАЛАТА ЗА СТИГМА И СКАЛАТА ЗА ИНТЕРНАЛИЗИРАНА СТИГМА НА ПСИХИЧНАТА БОЛЕСТ

В статията, в която представят Скалата за стигма, King и колеги (King et al., 2007) я поставят в кратката серия от инструменти, чието съдържание е разработено не чрез нагласите на хората от общността към психичните заболявания, а чрез анализ на мненията и преживяванията на самите психично болни. Авторите разглеждат това като една от силните страни на изследването. Същият методологичен подход прилагат и авторите на Скалата за интернализирана стигма на психичната болест (Ritsher et al., 2003). Пряко следствие от този подход е, че

двете скали не са базирани на теоретичен модел/и на стигмата, а са напълно емпирични.

Двете скали имат едно и също предназначение – за оценка на стигмата. King и колеги обаче не дефинират еднозначно за коя форма на стигмата е предназначен разработеният от тях инструмент, макар че в дискусиата навеждат на мисълта, че това е възприетата (perceived) стигма (King et al., 2007, с. 253). Причините за тази предпазливост вероятно се крие в терминологичната (по-скоро понятийна) неяснота около видовете стигма, както и обстоятелството, че различните скали (и айтеми) отразяват многообразието в този конструкт. От друга страна, Ритшър и колеги ясно определят теоретичния конструкт – интернализирана стигма, и го извеждат в названието на своя инструмент (Ritsher et al., 2003). Авторите се облягат на възгледа на Кориган, според когото интернализираната стигма е подценяване, срам, потайност и отдръпване, предизвикани от прилагането на негативните стереотипи към самия себе си (Corrigan & Watson, 2002b, по Ritsher et al., 2003). Авторите описват и механизмите, по които стигмата в обществото се интернализира, главно чрез възприемане от страна на хората с психични заболявания на негативните стереотипи в обществото, за които тези хората вярват, че действително се отнасят за тях. Въпреки това и Ритшър, и Кинг отбелязват, че чувството на стигма у хората с психични заболявания не е свързано с наличието или нивото на дискриминация. Поради това, както беше отбелязано по-горе, авторите се фокусират върху вътрешното, субективно преживяване на стигма. Не е случайно, че в скалата са включени и поредица от айтеми, обособени в субскалата *Резистентност към стигма*, а също и тези от *Социално отдръпване*, които трудно могат да бъдат свързани със социалните стереотипи.

Още един важен аспект на сравнението между двата инструмента е съдържанието на техните айтеми. Кинг и колеги отбелязват, че Скалата за стигма „...е сходна по съдържание със Скалата за интернали-

зирана стигма на психичната болест, разработена от Ришър и колеги“ (King et al., 2007, с. 251). Двете скали обаче имат различен брой субскали, които отразяват различен брой дименсии на измервания чрез тях конструкт. Съвпадение има само по отношение на субскалата *Дискриминация/Преживяване на дискриминация*. Разбира се, поради това, че измерват един и същи теоретичен конструкт чрез широк спектър от негови проявления, скалите имат и множество сходни или близки по смисъл айтеми, включително и извън субскалата за дискриминация. Поради това смятаме, че скалите представляват два взаимнодопълващи се инструмента, чието съвместно функциониране би повишило конструктивната им валидност.

ПЪРВОНАЧАЛЕН ОБЕМ НА ВЪПРОСНИКА ЗА ОЦЕНКА АВТОСТИГМА

Въпросникът, който представяме в настоящата статия, е резултат от обединяването на айтемите от представените по-горе два инструмента, за които имаме основание да смятаме, че не са взаимноизключващи се, а се допълват. От техния общ обем от 57 айтема бяха извадени онези, при които има припокриване на съдържанието, по-конкретно от Скалата за интернализирана стигма на психичната болест е извадена субскала (3) *Преживяване на дискриминация* (5 айтема), както и айтем 2. от субскала (4) *Социално отдръпване*. Вследствие на тези промени общият брой на айтемите в пилотната форма на въпросника е 51.

ИЗСЛЕДВАНИ ЛИЦА

В изследването взеха участие 262 лица, които са пациенти на лечение в Клиниката по психиатрия към Университетска многопрофилна болница за активно лечение „Александровска“ и в Дневен стационар към същата клиника. Целта при техния подбор беше да се постигне колкото е възможно по-висока представителност на извадката по отношение на пациентите на клиниката и на дневния стационар. Критерии за изключване на и. л. от изследването е заявено несъгласие от страна на пациента или обективна невъзможност за участие поради актуална активна психопатологична симптоматика с инкохерентност, дезорганизация или увредени когнитивни функции.

Въпросниците на 10 от изследваните лица не бяха обработени поради различни пропуски и така обемът на извадката се сведе до 252 валидни участници. От тях 140 (55.56% от всички) са жени и 112 (44.44%) са мъже. Участниците са групирани в 6 възрастови категории, а тяхното разпределение е представено на следващата таблица. Несъмнено, преобладаващата част от и. л. (63.89%) са във възрастовата група от 35 до 44 год., а най-малък е броят на лицата в групата от 45 до 64 год. В извадката не са попаднали лица от възрастовите групи под 18 год. и над 65 год.

По своя образователен статус и. л. се разпределят в три, също неравностойно категории, най-голямата сред които е на лицата със средно образование. В наблюдаваната извадка с основно образование са 14

ТАБЛИЦА 1
РАЗПРЕДЕЛЕНИЕ НА УЧАСТНИЦИТЕ ПО ВЪЗРАСТ

Възрастова група (год.)	Брой и. л.	Процент от всички
18-24	23	9.13
25-34	59	23.41
35-44	161	63.89
45-64	9	3.57
липсващи	0	0.00

ТАБЛИЦА 2
РАЗПРЕДЕЛЕНИЕ НА УЧАСТНИЦИТЕ ПО ВИД ПСИХИЧНО РАЗСТРОЙСТВО

Вид психично разстройство	Брой и. л.	Процент от всички
Депресия	63	25.00
Афективно разстройство	59	23.41
Шизофрения	82	32.54
Обсесивно-компулсивно разстройство	1	0.40
Личностово разстройство	6	2.38
Тревожност	39	15.48
Хранително разстройство	1	0.40
Друго	1	0.40
липсващи	0	0.00

души (5.56%), със средно образование са 158 души (62.70%) и с висше образование са 80 души (31.75%).

По отношение на семейната среда самостоятелно (като отделно семейство) живеят 37 (14.68%) от и. л., с родителите си живеят 122 (48.41%), а с партньор или съпруга – 93 (36.90%) от и. л.

По отношение на трудовия статус най-голяма е субгрупата на и. л., които са пенсионирани по болест и това са 82 души (32.54%). Други 67 (26.59%) в момента не работят, но активно си търсят работа. Отдавна не работят 19 души (7.54%), а 15 души (5.95%) към момента на провеждане на изследването учат. Една малка група от 7 души (2.78%) не са посочили трудовия си статус. От цялата извадка онези, които работят на трудов договор и получават доходи от своята работа, са 62 души (24.60%). Следователно малко над 75% от всички лица, включени в извадката, не работят и не получават трудови доходи.

От особено значение за изследването е структурата на групата от участници по отношение на техните реални диагнози. От тяхното разпределение, представено на табл. 2, се вижда, че най-силно представени са лицата с шизофрения, депресия и афективно разстройство.

Значително по-малък дял имат лицата с тревожност, а тези с личностово, обсесивно-компулсивно или хранително раз-

стройство представляват маргинални групи. Собствената преценка на участниците за тежестта на техните психични проблеми е също показателна. Над една трета – 98 души (38.89%) възприемат своите психични проблеми като много сериозни. За почти половината – 115 души (45.63%) те са средно сериозни и едва 39 души (15.48%) не им отдават особено значение.

ИЗСЛЕДВАНЕ НА СКАЛОВАТА СТРУКТУРА НА ВЪПРОСНИКА ЗА ОЦЕНКА НА АВТОСТИГМА

За разкриване на скаловата структура на въпросника беше направен изследователски факторен анализ. Като метод на факторизиране ние предпочетохме анализа на главни фактори (Principal factor analysis, PFA), а като аналитична техника за оценка на параметрите на модела – метода на главните оси (Principal axis factoring). Изборът на този метод на факторизиране е обоснован от обстоятелството, че той е по-добро средство за разкриване на структурата на взаимовръзките между променливите, т.е. за класифициране на айтемите във въпросника и за конструиране на скали, в сравнение с анализа на главни компоненти.

Факторният анализ по метода на главните оси беше направен при такава първоначална конфигурация на факторните моде-

ли, която предполага наличието на 51-факторна структура, т. е. при допускане, че броят на латентните фактори е равен на броя на зависимите променливи (айтеми), при зададена минимална собствена стойност на факторите $\lambda_{Fi} = 0.00$. Получената първоначална незавъртяна структура включва 45 фактора, първите 9 от които със собствени стойности, по-високи от 1.00. Тези стойности са съответно 10.33, 2.90, 2.80, 2.00, 1.50, 1.33, 1.24, 1.12 и 1.02. Съвкупно тази група от фактори обясняват 47.55% от цялата дисперсия на айтемите. Останалите фактори имат намаляващи собствени стойности, които се изменят от 0.99 на десетия фактор и достигат до 0.01 на последния фактор. Тази група от по-слаби фактори обяснява 24.38% от цялата дисперсия. Очевидно е, че в тази конфигурация има един (първия по ред) доминиращ фактор със собствена стойност, значително надвишаваща тези на останалите, който обяснява самостоятелно 20.26% от цялата дисперсия.

Определянето на броя на факторите, които да бъдат съхранени във финалния модел на скаловата структура, беше направено по метода на паралелния анализ на Хорн (Horn, 1965). Паралелният анализ се основава на идеята за съпоставяне на емпиричните собствени стойности на факторите със съответните им симулирани стойности, получени на случайно равнище. За тази цел се генерират множество „изкуствени“ съвкупности от данни (корелационни матрици), паралелни на емпиричната от гледна точка на броя на променливите и обема на извадката, които се моделират по случаен начин. За генериране на данните се използва методът Monte Carlo, като променливите се извличат от нормално разпределени генерални съвкупности при условие (нулева хипотеза) за липса на статистическа зависимост между тях. Множеството генерирани съвкупности от данни се подлагат, успоредно със съществуващата емпирична съвкупност, на факторен анализ от същия тип и от всяка съвкупност се извличат поредните фактори с техните собствени стойности. При настоящия анализ са генерирани 1 000 „изкуствени“

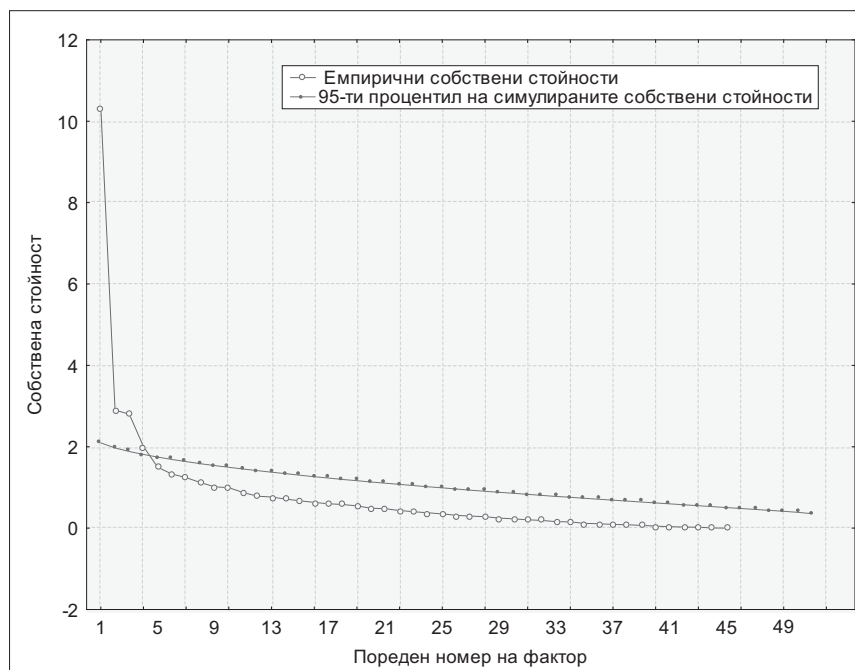
извадки. Правилото, което предлага Horn, е във финалния модел да бъдат включени само онези фактори, чиито емпирични стойности са по-високи от средната на съответните симулирани стойности. Ние възприехме един модифициран вариант на този принцип, съгласно който в модела следва да се съхранят само онези фактори, чиито собствена стойност е по-висока от 95-тия процентил на симулираните собствени стойности на съответния фактор.

На следващата фигура е представена графиката на емпиричните и на 95-тия процентил на симулираните собствени стойности на незавъртените фактори.

Графиката недвусмислено показва, че емпиричните собствени стойности на първите 4 фактора са по-големи от съответните симулирани стойности. Емпирични стойности факторите след четвъртия по ред са не само по-ниски от съответните им симулирани стойности, но и намаляват плавно, с малка стъпка, което ги прави не особено полезни за увеличаване на обяснителната сила на модела. Поради това ние се спираме на 4-факторен финален модел на латентната структура на въпросника.

При повторното прилагане на анализа на главните фактори по метода на главните оси, при хипотеза за 4-факторна структура, извлечените фактори имат малко по-ниски собствени стойности и съответно обясняват по-малък дял от цялата дисперсия в сравнение с първоначалния анализ. Собствените стойности на факторите и обяснената от тях дисперсия са съответно 9.98 (19.56%), 2.53 (4.96%), 2.43 (4.76%) и 1.64 (3.21%). Кумулативната обяснителна сила на модела възлиза на 32.49% от цялата дисперсия на айтемите.

За оптимизиране на модела бяха приложени 6 различни метода за ортогонална ротация на факторната структура (varimax, biqartimax и др.), които доведоха до почти идентично разпределение на айтемите между четирите фактора. При различните методи на въртене на факторите, 47 от айтемите се оказват закотвени към определен фактор, с много близки факторни тегла, и само 4 променят факторната си принад-



ФИГУРА 1. Емпирични и симулирани собствени стойности на факторите

лежност. Това са айтем 4 (при различните методи гравитира или към фактор 1, или към фактор 2); айтем 17 (при 5 от методите следва да бъде отнесен към фактор 1 и при един – към фактор 3); айтем 18 (към фактор 1 или към фактор 3) и айтем 38 (към фактор 2 или към фактор 3). За изясняване на скаловата структура на въпросника ние се спряхме на резултатите от метода *quartimax normalized*, при който разпределението между дяловете от обяснената дисперсия е най-балансирано. Факторната принадлежност на четирите айтема с флукутиращи факторни тегла беше определена въз основа на смисловото сходство на всеки от тях със съвкупността от айтеми, принадлежащи към някой от потенциално подходящите фактори. В резултат на тези процедури се оформи факторна структура, в която към фактор 1, който обяснява 12.70% от цялата дисперсия, могат да бъдат отнесени 19 айтема; към фактор 2 (9.97%) - 13 айтема; към фактор 3 (5.55%) - 11 айтема и към фактор 4 (4.27%) - 8 айтема.

ФИНАЛЕН МОДЕЛ НА СКАЛОВАТА СТРУКТУРА НА ВЪПРОСНИКА ЗА ОЦЕНКА НА АВТОСТИГМА

Определените на предходната фаза на изследването субскали бяха подложени на анализ за проверка на тяхната надеждност. Проверката беше направена чрез изследване на вътрешната консистентност на айтемите във всяка субскала с коефициента *alpha* на Кронбах. Някои по-важни данни и резултати са представени в следващата таблица.

Данните от таблицата сочат, че първите 3 субскали, както и целият въпросник, се отличават с много високо ниво на надеждност. С по-ниско от общоприетото минимално (0.70), но все пак със задоволително равнище ($\alpha = 0.649$) се характеризира единствено субскала 4.

Наблюдаваните нива на надеждност могат да бъдат обяснени отчасти с броя на айтемите в съответната (суб)скала. Така например средната корелация между айте-

ТАБЛИЦА 3
РЕЗУЛТАТИ ОТ ОЦЕНКАТА НА ВЪТРЕШНАТА КОНСИСТЕНТНОСТ НА АЙТЕМИТЕ ПО СУБСКАЛИ

Субскала	Брой на айтемите	Средна корелация между айтемите	α на Кронбах
1	19	0.319	0.897
2	13	0.293	0.839
3	11	0.195	0.729
4	8	0.191	0.649
За въпросника	51	0.165	0.908

мите в субскала 4 (0.191) е съпоставима с тази между айтемите в субскала 3 (0.195), но по-ниската надеждност на субскала 4 се дължи на по-малкия брой на айтемите в нея. Обратно, големият обем на въпросника (51 айтема) води до изключително високото му равнище на надеждност ($\alpha = 0.908$) при относително най-ниска средна корелация между айтемите (0.165).

Анализът на друг вид корелации – между айтемите и суровия бал по съответната субскала, дава по-детайлна информация за приноса на отделните айтеми към надеждността на субскалата, към която принадлежат. Тази информация предоставя възможност за оптимизиране на субскалите, което потенциално може да се развие в две посоки – към тяхното „олекотяване“ чрез намаляване на броя на айтемите при запазване на постигнатото ниво на надеждност или към повишаване на тяхната надеждност чрез увеличаване на броя на айтемите.

Субскала 1 се характеризира с най-висока надеждност, но и с най-голям брой айтеми, които имат значителен дял в общия обем на въпросника и вероятно биха затруднили неговото практическо приложение. От тази субскала бяха извадени 7 айтема с номера 4, 5, 6, 11, 30, 31 и 47, които имат относително най-ниски (в рамките на тази субскала) корелации със субскаловия бал. Намаленият брой на айтемите (от 19 на 12) се компенсира от значително повишеното равнище на корелацията между останалите айтеми (от 0.319 на 0.424), което доведе до съхраняване на високото ниво на надеждност на тази субскала ($\alpha = 0.896$). От суб-

скала 2 беше изваден айтем 36. *Като цяло аз мога да живея живота си така, както искам*, което рефлектира в повишаване както на равнището на корелацията между останалите айтеми (от 0.293 на 0.319), така и на вътрешната консистентност на субскалата (от 0.839 на 0.846). Нетипично за представяния анализ е „поведението“ на айтем 38. *Хората с психични проблеми правят важни приноси към обществото в субскала 3*. Айтемът е единственият, който корелира слабо негативно със субскаловия бал ($r_{bis} = -0.06$), затова изваждането му от тази субскала подобрява значително нейните качества, като повишава средната корелация между айтемите (от 0.195 на 0.243), като и вътрешната консистентност на субскалата (от 0.729 на 0.763).

Вътрешната консистентност на айтемите в субскала 4 е по-ниска от тази на останалите субскали, а и от стандартната прагова стойност. Тъй като отстраняването на който и да е от тях би довело да влошаване на нейната надеждност, пътят за повишаване на психометричните качества на тази субскала е противоположният - чрез добавяне на добре подбрани айтеми. Тъй като изборът е ограничен единствено до айтемите, оказали се излишни или непригодни за останалите субскали, подходящи кандидати за тази субскала са айтеми 4 и 38. Добавянето на тези два айтема, поради смисловото им сходство с някои от айтемите в субскалата, има благоприятен ефект. Айтемите корелират позитивно с тази субскала (съответно 0.228 и 0.278) и поради това надеждността ѝ се повишава от 0.649

ТАБЛИЦА 4
ОБЕМ И НАДЕЖНОСТ НА ФИНАЛНИЯ ВАРИАНТ НА ВЪПРОСНИКА

Субскала	Брой на айтемите	Средна корелация между айтемите	α на Кронбах
1	12	0.424	0.896
2	12	0.319	0.846
3	10	0.243	0.763
4	10	0.170	0.665
За въпросника	44	0.169	0.897

на 0.665, макар че средната корелация на айтемите се намалява от 0.191 на 0.170.

Оптимизирането на субскалите, основано на резултатите от анализите на тяхната вътрешна консистентност, доведе до следния финален модел на скаловата структура на Въпросника за оценка на автостигма. Субскала 1 – включва 12 айтема с номера 12, 13, 16, 17, 25, 26, 27, 28, 29, 32, 33, 34; Субскала 2 – включва 12 айтема с номера 37, 40, 41, 42, 43, 44, 45, 46, 48, 49, 50, 51; Субскала 3 – включва 10 айтема с номера 1, 2, 7, 8, 9, 18, 19, 20, 21, 22; Субскала 4 – включва 10 айтема с номера 3, 4, 10, 14, 15, 23, 24, 35, 38, 39.

В следващата таблица са представени основните параметри на финалния вариант на въпросника.

При съпоставяне на данните за обема и надеждността на субскалите на въпросника, които произтичат непосредствено от факторния анализ (представени в таблица 3), с данните след тяхното оптимизиране (в таблица 4), се забелязва ясно съществено подобрене на параметрите на финалния вариант на въпросника. То се изразява в намаляване на обема и увеличаване на средната корелация между айтемите на първите три субскали, както и на целия въпросник и в повишаване или съхраняване на равнището на тяхната надеждност.

ОБСЪЖДАНЕ

В статията са представени основанията за конструиране на новия Въпросник за

оценка на автостигма и процедурите за изследване на неговата скалова структура и надеждност. Той е базиран на две съществуващи скали, които имат едно и също предназначение – за оценка на интернализираната стигма, и споделят общ методологически подход за генериране на айтемите – чрез анализ на мненията и преживяванията на самите психично болни. Следствие от този подход е, че двете скали не са базирани на теоретичен модел на стигмата, а са напълно емпирични. Поради тези особености тези скали имат и множество сходни или близки по смисъл айтеми, чрез които измерват един и същи теоретичен конструкт чрез широк спектър от негови проявления и в този смисъл представляват два взаимнодопълващи се инструмента.

Разработването на Въпросника за оценка на автостигма протече в три етапа. През първия, пилотен етап, от общия обем от 57 айтема на двете скали, от Скала за интернализирана стигма на психичната болест бяха извадени 6 айтема, при които има припокриване на съдържанието с айтеми от Скалата за стигма. Така пилотното тестиране беше извършено с 51 айтема върху представителна извадка от 262 лица, пациенти на лечение в Клиниката по психиатрия към УМБАЛ „Александровска“ и в Дневния стационар към същата клиника, с различни демографски характеристики и диагнози. През втория етап резултатите от 252 валидни въпросника бяха подложени на изследователски факторен анализ по метода на главните оси. Процедурата доведе до приемане на модел с 4 фактора, кои-

то обясняват съвместно около 32.50% от цялата дисперсия на айтемите. Факторите са сравнително неравностойни, с два по-силни фактора, всеки от които влияе върху отговорите на голям брой въпроси, и съответно два по-слаби фактора. Надеждността на субскалите (с изключение на скала 4), както и на целия въпросник, надхвърля конвенционалното ниво от 0.70.

Независимо от удовлетворителните равнища на надеждност, ние проведехме допълнителен психометричен анализ на вътрешната консистентност на айтемите на субскалово ниво, за да оптимизираме финалния модел на въпросника. Целта на този последен етап беше да се увеличи неговата практическа пригодност чрез редуциране на броя на айтемите в субскалите и/или чрез повишаване на тяхната надеждност. В резултат на този анализ общият обем на въпросника беше намален от 51 (при пилотния вариант) на 44 айтема. При всички субскали, а и на равнище въпросник, беше постигнато повишаване или поне съхраняване на равнищата на надеждност.

Въз основа на айтемите, разпределени във финалния вариант на Въпросника за оценка на автостигма, и на техните факторни тегла, можем да направим следната интерпретация на субскалите.

Скала 1. Алиенация (12 айтема). Основното значение на тази субскала е затваряне на индивида в себе си; страх от споделяне, от разкриване, от реакцията на другите; разочарование от себе си; избягване на обсъждане на заболяването с други хора; чувство за малоценност. Типични представители на тази субскала са айтемите с номера 28. *Трудно ми е да казвам на хората, че имам психични проблеми;* 32. *Аз съм притеснен/а и засрамен/а, че имам психичен проблем;* 29. *Чувствам се не на място в света, защото имам психичен проблем;* 12. *Страхувам се как другите хора ще реагират, ако разберат за моите психични проблеми и др.*

Скала 2. Социално отдръпване (12 айтема). Основното значение на тази субскала е чувството на индивида за примирение;

избягване на хората от общността поради страх от отхвърляне или за предпазване на близките от притеснения; чувство за социална изолация; поставяне в зависимост от другите; чувство за неадекватност в нормална среда. Типични представители на субскалата са айтемите с номера 46. *Аз не мога да имам принос към нищо в обществото, защото имам психичен проблем;* 44. *Хората с психични проблеми не могат да имат добър и удовлетворителен живот;* 51. *Аз избягвам да се сближавам с хора, които нямат психични проблеми, за да не ме отхвърлят;* 49. *Аз стоя настрана от социални ситуации, за да предпазя семейството и приятелите си от притеснения и др.*

Скала 3. Дискриминация (10 айтема), с основно значение на айтемите чувство за дискриминация у индивида поради неговите психични проблеми; отбягване, обидно или снизходително отношение от страна на хората от общността. Типични представители на тази субскала са айтемите с номера 9. *Аз съм дискриминиран/а от работодателите заради моите психични проблеми;* 21. *Хората ме избягват заради моите психични проблеми;* 22. *Хората са ме обиждали заради моите психични проблеми;* 2. *Понякога чувствам, че ми говорят снизходително заради моите психични проблеми и др.*

Скала 4. Резистентност към стигма (10 айтема), с основно значение съзнание за собствената ценност, надрастване на психичния проблем, който се възприема като предимство; готовност за разкриване/споделяне на психичния проблем с хората от общността. Типични представители на тази скала са айтемите с номера 23. *Психичните проблеми, които имам, ме правят по-силна личност;* 10. *Моите психични проблеми ми помагат по-лесно да приемам другите;* 39. *Живеенето с психичен проблем ме направи по-устойчив/а;* 14. *Аз не съм против хората, които живеят в съседство с мен, да знаят че имам психични проблеми и др.*

Получената структура на Въпросника за оценка на автостигма съвпада по много бе-

лези с данните от редица публикувани изследвания на автостигмата (King&Weich, 2007; Ritsher et al., 2003; Yanos & Lysaker, 2008). Оказва се, че най-изразените последици от стигмата за себеприемането и поведението на пациентите са Алиенация и Социално отдръпване, каквито данни има в литературата (Ritsher et al., 2003). Когато се говори за автостигма при хора, диагностицирани с психична болест, това директно или индиректно се отнася към чувството за загубена лична ценност и отдръпване от социален живот. Всички пациенти, които преживяват алиенация заради болестта, вероятно трябва да се справят с повече дистрес, защото техният Аз-образ се влошава, прибавяйки към болестта трайно чувство за различност от другите, безпомощност, деморализация и малоценност. Подобно на данните от голямо изследване в Европа (Brohan et al., 2011), получените резултати отразяват преживяването за дискриминация като трети по значимост фактор на интернализираната стигма. Едно вероятно обяснение е, че дискриминацията сама по себе си не е психологически най-увреждащият аспект на стигмата, а точно интернализираното преживяване за стигма или вътрешните убеждения и емоции на стигматизираните лица. Конструктът автостигма се представя най-слабо от фактора Резистентност към стигма, който представя устойчивост към негативните стереотипи и умения за поддържане на собствената ценност. В общата структура на въпросника тази субскала намалява негативния фокус на повечето твърдения, напомня за силните страни на индивида и показва, че ако той има по-малко негативни нагласи към болестта, ще бъде по-слабо повлиян от социалната стигма.

В заключение ще отбележим, че представеният въпросник има много добри психометрични характеристики и може да бъде полезен инструмент за оценка на автостигмата на психичната болест. Използването на въпросника както в клиничната практика, така и в бъдещи изследвания, може да разшири познанието на специалистите за влиянието на социалната стигма

върху поведението на пациентите с психични проблеми, както и върху протичането на терапевтичния процес и възстановяването. Въпросникът може да се използва и за оценка на ефективността на прилаганите интервенции за редуциране на автостигмата като част от цялостната лечебна програма за преодоляване на симптомите и проявите на психичната болест.

ЛИТЕРАТУРА

- Brohan, E., Elgie, R., Sartorius, N., Thornicroft, G. & GAMIAN-Europe Study Group (2011). Self-stigma, empowerment and perceived discrimination among people with schizophrenia in 14 European countries: The GAMIAN-Europe study. *Journal of Affective Disorders*, 129 (1-3), 56-63.
- Byrne, P.(2001). Psychiatric stigma. *The British Journal of Psychiatry*, 178, 281-284.
- Campellone, T., Caponigro, J. & Kring, A. (2014). The power to resist: The relationship between power, stigma, and negative symptoms in schizophrenia. *Psychiatry Research*, 2159(2), 260-285.
- Corrigan, P. & Watson, A. C. (2002a). Understanding the impact of stigma on people with mental illness. *World Psychiatry*, 1(1), 16-20.
- Corrigan, P. W. & Rao, D.(2012). On the Self-Stigma of Mental Illness: Stages, Disclosure, and Strategies for Change. *Canadian Journal of Psychiatry*, 57(8), 464-469.
- Corrigan, P. W. (2004). How Stigma Interferes With Mental Health Care. *American Psychologist*, 59(7), 614-625.
- Corrigan, P. W., & Watson, A. C. (2002b). The paradox of self-stigma and mental illness. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 9, 35-53.
- Corrigan, P. W., Watson, A. C. & Barr, L. (2006). The Self-stigma of Mental Illness: Implications for Self-esteem and Self-efficacy. *Journal of Social & Clinical Psychology*, 25(9), 875-884.
- Drapalski, A., Lucksted, A., Perrin, P., Aakre, J., Brown, C., DeForge, B., & Boyd, J. (2013). A Model of Internalized Stigma and Its Effects on People with Mental Illness. *Psychiatric Services*, 64(3), 264-269.
- Goffman, E. (1963). *Stigma: Notes on the Management of Spoiled Identity*. Engelwood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185.

- King, M., Dinos, S., Shaw, J., Watson, R., Stevens, S., Passetti, F., Weich, S. & Serfaty, M. (2007). The Stigma Scale: development of a standardised measure of the stigma of mental illness. *The British Journal of Psychiatry*, 190, 248-254. doi: 10.1192/bjp.bp.106.024638.
- Link, B. G., Struening, E. L., Elmer, L., Neese-Todd, S., Asmussen, S. & Phelan, J. C. (2001). Stigma as a Barrier to Recovery: The Consequences of Stigma for the Self-Esteem of People With Mental Illnesses. *Psychiatric Services*, 52(12), 1621-1626.
- Lopez-Ibor, J. (2002). The power of stigma. *World Psychiatry*, 1(1), 23-24.
- Lysaker, P., Roe, D. & Yanos, P. (2007). Toward Understanding the Insight Paradox: Internalized Stigma Moderates the Association between Insight and Social Functioning, Hope, and Self-esteem among People with Schizophrenia Spectrum Disorders. *Schizophrenia Bulletin*, 33(1), 192-199.
- Michaels, P., López, M., Rüsch, N. & Corrigan, P. (2012). Constructs and concepts comprising the stigma of mental illness. *Psychology, Society, and Education*, 4(2), 183-194.
- Pasman, J. (2011). The Consequences of Labeling Mental Illnesses on the Self-concept: A Review of the Literature and Future Directions. *Social Cosmos*, 2. – URN:NBN:NL:UI:10-1-101264.
- Ritsher, J. & Phelan, J. (2004). Internalized stigma predicts erosion of morale among psychiatric outpatients. *Psychiatry Research*, 129, 257-265.
- Ritsher, J., Otilingam, P. & Grajales, M. (2003). Internalized Stigma of Mental Illness: Psychometric Properties of a New Measure. *Psychiatry Research*, 121(1), 31-49.
- Yanos, P., Roe, D., Markus, K. & Lysaker, P. (2008). Pathways between internalized stigma and outcomes related to recovery in schizophrenia spectrum disorders. *Psychiatric Services*, 59, 1437-1442.

QUESTIONNAIRE MEASURE OF SELF-STIGMA OF MENTAL ILLNESS

Lubomir Djalev, Anita Fercheva

Abstract. *The label of mental illness has long been recognized as one of the most powerful of all stigmas. The article presents the results of a study of scale structure and psychometric properties of a new instrument for evaluation of the self-stigma of mental illness, which was developed based on two existing instruments. The pilot version of the questionnaire with a size of 51 items has been piloted on a sample of 262 patients treated in the Psychiatric Clinic, University multiprofile hospital for active treatment "Alexandrovska" and Day hospital at the same clinic.*

The exploratory factor analysis which was carried out, led to the adoption of a model with 4 factors that explain about 32.50% of the total variation of the items. Factors were interpreted as Alienation (closing the individual himself), Social withdrawal (avoiding people from the community), Discrimination (insulting or condescending attitude of the people in the community) and Resistance to stigma (awareness of one's own value). After further analysis of the internal consistency on subscale level, the final version of the questionnaire was reduced to 44 items.

The questionnaire has very high psychometric characteristics and can be a useful tool for assessing self-stigma of mental illness. Its use in clinical practice or for research purposes may extend the knowledge of experts on the impact of social stigma on patient behavior with mental health problems, as well as the course of the therapeutic process and recovery.

Keywords: stigma, self-stigma, questionnaire, factor analysis, factor, internal consistency, item analysis

Любомир Джалев, гл. ас. д-р, Нов български университет, Департамент по когнитивна наука и психология

Анита Ферчева, гл. ас., клиничен психолог в Катедра по психиатрия, Медицински университет – София,