

# Психометрични характеристики на българската версия на самооценъчната скала за психопатия на Левенсън (LSRP)

Венцислав Попов<sup>1,2</sup>, Кирил Бозгунов<sup>1</sup>, Георги Василев<sup>1</sup>, Жасмин Василева<sup>3,\*</sup>

**Резюме:** Скалата за самооценка на психопатия на Левенсън (LSRP) е инструмент от 26 айтема за бърза оценка на психопатни личностови черти. Български превод на LSRP беше попълнен от 379 участници, част от които бяха в продължителна ремисия от зависимост към хероин или амфетамини. Конфирматорни факторни анализи показаха, че трифакторната структура предложена от Brinkley et al. (Assessment 15:464–482, 2008) постигна задоволителна съгласуваност. Експлораторни факторни анализи показаха, че текущата извадка се описва още по-добре от четири фактора – *измамливост/манипулативност, себичност/повърхностност, липса на емпатия и избухливост/импулсивност*. Първите три формират първичната психопатия, а четвъртият – вторичната. Анализ на външната валидност показах, че инструментът има частично припокриване с теоретично очаквания атерн от взаимовръзки. ROC-крива анализ показва, че инструментът има приемлива диагностична стойност спрямо „златния стандарт“ за оценка на психопатия, PCL (Psychopathy Checklist). Използване на медианата като критерий за диагностика води до 95% сензитивност (правилно класифициране на хората с психопатия) и 50% специфичност (правилно класифициране на хората без психопатия). Следователно LSRP може да бъде използван за бърз скрининг тест преди прилагане на по-ресурсоемкия и времеемкия PCL, за да намали необходимия брой изследвани лица наполовина.

## Psychometric Characteristics of the Bulgarian Version of Levenson's Self-report Psychopathy Scale

Vencislav Popov<sup>1,2</sup>, Kiril Bozgunov<sup>1</sup>, Georgi Vasilev<sup>1</sup>, Jasmin Vassileva<sup>3,\*</sup>

**Abstract:** Levenson's Self-Report Psychopathy Scale (LSRP) is a 26-item instrument designed to measure psychopathy traits. We evaluated the psychometric qualities of the instrument's Bulgarian translation using a sample of 379 participants, the majority of whom were in protracted abstinence from amphetamine or heroin addiction. Confirmatory factor analyses revealed that the three-factor structure proposed by Brinkley et al (Assessment 15:464–482, 2008) had an acceptable fit. Subsequent exploratory factor analyses revealed that the current sample was better described by a four-factor solution – *deceitful/manipulative, superficial/materialistic, lack of empathy and irritable/impulsive*. The first three factors are facets of primary psychopathy, while the fourth factor reflects secondary psychopathy. External validity analyses revealed that the instrument partially fit the expected pattern of relationships with various criterion variables. ROC-curve analysis revealed that LSRP has an acceptable diagnostic value for psychopathy measure externally by a PCL:SV interview. Using LSRP's median score as a diagnostic cut-off for psychopathy leads to 95% sensitivity and 50% specificity. Thus, LSRP can be used as a quick screening test to reduce by half the number of participants who need to be tested for psychopathy before applying the more time and resource consuming PCL interview.

---

<sup>1</sup> Български институт по зависимости, София 1336, България

<sup>2</sup> Department of Psychology, Carnegie Mellon University, Pittsburgh, PA 15213, USA

<sup>3</sup> Department of Psychiatry, Virginia Commonwealth University, Richmond, VA 23284, USA

\* jlvassileva@vcu.edu

В съвременната психологична наука най-често психопатията се разглежда като единен конструкт, който най-точно се приближава до дисоциалното личностово разстройство според МКБ-10 и антисоциалното личностово разстройство според DSM-IV и DSM-V (American Psychiatric Association, 2000, 2013; Световна здравна организация, 1992). Hare (2003) дефинира психопатията като „разстройство, характеризиращо се частично с намален капацитет за изпитване на угризения (разкаяние) и слаб поведенчески контрол“. Този конструкт е важен, защото позволява предсказването на рецидиви и антисоциални прояви у лица със склонност към криминални действия (Hare, 2003).

В българската психиатрия обаче терминът е придобил различно значение. Тук терминът *психопатии* се използва като синоним на личностови разстройства (Дончев, 1987; Милев, 1985; Темков, Иванов, & Ташев, 1973; Христов, 1987). Според Милев психопатиите са „сборна група от различни състояния на личностовата абнормност, намиращи се на границата между здравето и психичната болест...“ (Милев, 1985). В общоприетата класификация в МКБ-10 терминът психопатия не е налице. Използва се терминът „личностови разстройства“, определени като състояния, които обхващат дълбоко заложи и трайни модели на поведение, изразяващи се в ригиден начин на реагиране спрямо широк диапазон от лични и социални ситуации (Световна здравна организация, 1992). Вероятно използването на термина „психопатии“ като синоним на личностово разстройство в България се дължи на заимстването на терминология от класическата руска психиатрия. От своя страна класическата руска психиатрия е повлияна в терминологичния си апарат от немската психиатрия, в която е приет термина психопатии (Ончев, 2001). Подробен исторически преглед е разгледан от Бозгунов, Наследникова и Василева (2011).

В настоящата разработка ще се придържаме към определението на Hare (2003) за психопатията по две причини. От една страна методиката, която е обект на настоящата статия се базира на същото определение и от друга, това е най-широкоразпространената, изследвана и използвана дефиниция за психопатията в съвременната наука, подкрепена с множество съвременни емпирични изследвания (Cooke, Michie, Hart, et al., 1999; Gonçalves, 1999; Heinzen, Köhler, Godt, et al., 2011; Hildebrand, Ruiters, Vogel, et al., 2002; Huchzermeyer, Bruss, Godt, et al., 2006; Moltó, Poy, & Torrubia, 2000; Rasmussen, Storsæter, & Levander, 1999; Spironelli, Segrè, Stegagno, et al., 2014).

В България психопатията дефинирана в този смисъл се изследва от относително скоро. Vassileva, Petkova, Georgiev, et al. (2007) и Vassileva, Georgiev, Martin, et al., (2011) разглеждат връзката ѝ с импулсивността при лица с история на употреба на хероин. Терминологичните специфики и същността на конструкта са описани за пръв път на български език през 2011 г. от Бозгунов и съавт. (2011). Първите емпирични публикации в български източници, разглеждащи конструкта психопатия в този смисъл и конкретни методики за измерването се появяват през 2014 г. (Бозгунов, Василев, & Василева, 2014; Василев & Бозгунов, 2014). През 2014 г. е разгледана и крос-културалната генерализация на психопатията върху българска извадка (Wilson, Abramowitz, Vasilev, et al., 2014)

Въпреки тези публикации, конструктът психопатия в тази форма не е широко познат и използван в България. Евентуални негови приложения биха могли да бъдат по-добрата оценка на риска от рецидив в пенитенциарната система, възможността за оценка на риск от криминални прояви, както и от проява на насилие (Hare, 2003). Като цяло в България не са налице много методики за оценяване на тези проблеми.

## **ИНСТРУМЕНТИ ЗА ОЦЕНКА НА ПСИХОПАТИЯТА**

Основният инструмент за оценка на психопатията е клиничното интервю “Psychopathy Checklist” (PCL), създадено от Robert Hare (2003). Методиката се базира теоретично на идеите на Cleckley (1955) и претърпява няколко ревизии (Hare, 1991, 2003). Първоначално разработката на PCL е извършена върху извадки от затворници (Hare, 1980). PCL представлява полуструктурирано интервю, при което получената информация от провеждането му се сравнява с колатерална информация от досие или друг източник (Hare, 2003).

PCL се е наложил като основния инструмент за изследване на риск от рецидиви и от извършване на насилие, като често е наричан „златен стандарт за измерване на психопатия“ (Paulhus & Williams, 2002; Walters, Gray, Jackson, et al., 2007) и е *de facto* стандартният метод за оценката ѝ (Acheson, 2005; Fulero, 1995). Методиката е толкова широко разпространена и призната, че някои автори започват да определят психопатията като конструкта, който е измерван с PCL, макар създателят на методиката да не подкрепя този подход (Hare, 2003). Освен основната методика съществуват и две други версии – Psychopathy Checklist Youth Version (PCL-YV) и Psychopathy Checklist Screening Version (PCL-SV). Първата е насочена към изследване на юноши, а втората

има за цел да улесни оценяването на хора извън пенитенциарната система (Forth, Kosson, & Hare, 2003; Hart, Cox, & Hare, 2003).

Макар да е много добра и общоприета, методиката PCL има някои съществени минуси. Провеждането ѝ изисква доста време, като стандартното полуструктурирано интервю за пълната ѝ версия отнема от 90 до 120 минути (Hare, 2003). Друга съществена трудност е задължителното използване на колатерална информация. Това затруднява провеждането на методиката, като от една страна я прави по-времеемка, а от друга ограничава използването ѝ в условия извън институции и пенитенциарната система, където не са налице подробни досиета с информация за изследваните лица. Не на последно място, методиката е сложна и специалистите, които я извършват, трябва да преминават през сериозно обучение, както и да имат значителен клиничен опит.

Тези фактори налагат създаването на по-опростени методики за изследване на психопатия под формата на самооценъчни въпросници. Макар да е спорен въпроса за изследването със самооценъчни методики на хора, за които се предполага, че са манипулативни и измамливи, този тип оценяване има някои основни предимства. Методиките могат да бъдат провеждани без наличието на колатерална информация. Това ги прави удобни за използване във всякаква популация и при липса на досиета, епикризи и други документи за изследваното лице. Освен това самооценъчните въпросници са много по-кратки като времетраене и лесни за администриране. За провеждането им не е нужно изследователите да минават дълго и сложно обучение, което е необходимо за PCL.

Друг положителен фактор е, че самооценъчните въпросници дават възможност изследваното лице субективно да се самонаблюдава. Това позволява да се включат в оценката някои ненаблюдаеми състояния и черти, както и предоставя възможност за оценяване на стила на отговаряне и включване на скали за лъжа, социална желателност и валидност. Също така по този начин се избягва проблемът с ниската надеждност на оценителите вследствие на субективността им (Lilienfeld, Fowler, & Patrick, 2006).

Съществуват множество самооценъчни методики за оценяване на психопатия. Сред тях са Levenson Self-Report Psychopathy Scale (LSRP; Levenson, Kiehl, & Fitzpatrick, 1995), Psychopathic Personality Inventory (PPI; Lilienfeld & Andrews, 1996), Self-Report Psychopathy Scale (SRP; Hare, 1985), Antisocial Process Screening Device (ASPD; Frick & Hare, 2001), Socialization Scale- California Personality Inventory (So-CPI; Gough, 1990). Всички те имат различен брой айтеми и структура, но са създадени за по-бързо и лесно измерване на психопатия.

В тази статия ще се фокусираме върху самооценъчната скала за психопатия на Левенсън (LSRP; Levenson et al., 1995). LSRP е кратка скала от 26 айтема за оценка на психопатични черти в общата популация. Първоначално е създадена, за да отрази класическия двуфакторен модел на психопатията, според който психопатията бива първична и вторична. Първичната се характеризира повече с личностови черти свързани с липса на угризение и изпитване на чувство за вина, а вторичната е свързана с антисоциално поведение и прояви на импулсивност. Впоследствие Lynam, Whiteside, и Jones (1999) не успяват да репликират двуфакторения модел, като задоволителна съгласуваност с данните се получава само след позволяване на седемнайсет интеркорелиращи грешки между различните айтеми в конфирматорните факторни анализи. По-късно Brinkley, Diamond, Magaletta, et al. (2008) извличат с експлораторни факторни анализи структура с три фактора – *егоцентричен, антисоциален и коравосърдечен*. При тази структура обаче отпадат 7 от 26-те айтема. Тя е потвърдена впоследствие от Sellbom (2011) в английска извадка и от Somma, Fossati, Patrick, et al, (2014) в италианска извадка.

Скалата LSRP е привлекателна поради това, че е кратка и лесна за прилагане. Въпреки това, един от основните и недостатъци е, че стойността ѝ като инструмент за диагностика на психопатия не е подробно изследвана. Повечето изследвания на външната ѝ валидност се фокусират върху това дали патернът от взаимовръзки между LSRP и множество личностови мерки наподобява този, демонстриран между тях и PCL-R (Brinkley et al., 2008; Levenson et al., 1995; Lynam et al., 1999; Miller, Gaughan, & Pryor, 2008; Sellbom, 2011; Somma et al., 2014). Въпреки високото припокриване между тях, се наблюдават и систематични отклонения от очаквания патерн (Brinkley et al., 2008; Sellbom, 2011). Малко изследвания са сравнявали директно двете методики и в тях корелациите между общите точки по LSRP и точките по PCL-R са приемливи, но невисоки ( $r = .30$  до  $.35$ ; Brinkley et al., 2001; Poythress, Lilienfeld, Skeem, et al., 2010).

При положение, че конструктът психопатия се използва в съдебната система и от неговата оценка зависят изходи на дела за предсрочно освобождаване, смъртни наказания, риск от рецидивизъм и др. (DeMatteo, Edens, Galloway, et al., 2014), то точното му измерване е изключително важно. В такъв случай използването на инструмент като LSRP, чиято диагностична стойност е несъвсем ясна, и чиято корелация с установени мерки като PCL-R е недостатъчно висока, би било неприемливо.

Една от основните цели на текущото изследване е подробният анализ на диагностичната стойност на LSRP спрямо PCL:SV. За тази цел направихме паралелна оценка с двата инструмента и чрез анализ на ROC-кривата идентифицирахме оптимален критерий за диагностика чрез LSRP. Също така проведохме и набор от факторни анализи за проверка на факторната структура в българска извадка, както и анализи на външната валидност на LSRP спрямо набор от други методики.

## **МЕТОД**

### **Участници**

Извадката се състоеше от 279 мъже и 100 жени на възраст между 18 и 50 години (медиана от 26 години), които в периода 2009-2015 година взеха участие в по-обширно изследване на различни видове импулсивност при потребители на опиати и стимуланти. От тях 85 лица бяха с предишна зависимост към хероин (66 мъже), 67 с предишна зависимост към амфетамини (45 мъже), 68 с предишна зависимост към повече от едно вещество (57 мъже) и 157 лица бяха в контролната група без предишна или текуща зависимост към наркотични вещества (109 мъже). Повечето от участниците, които спадат към групите със зависимост бяха в продължителна ремисия, което беше проверено чрез токсикологични уринни тестове и дрегери за алкохол – средно 1.49 години за амфетаминовата група и 3.66 години за хероиновата група). Средната продължителност на образованието на участниците беше 13 години, като случаите варираха от 8 до 22 години. Всички изследвани лица отговаряха на следните критерии, за да бъдат включени в изследването: да имат завършен 8-ми клас; да могат да четат и пишат на български език; да имат IQ над 75; да нямат болести или увреди на централната нервна система; да не са имали удари на главата, довели до отворена рана или загуба на съзнание за повече от 30 минути; да нямат психотични разстройства или разстройства на настроението; да не са ХИВ-позитивни; да не употребяват психотропни лекарствени средства към момента на изследването.

### **Процедура и инструменти**

Тестуването се извърши в две сесии, проведени в два непоследователни дни, като всяка от тях продължи около 4 часа и включваше комбинация от клинични интервюта, самооценъчни въпросници и компютърни тестове. На участниците бяха заплатени 70 лв. за участието им, както и 10 лв. за транспортни разходи. Тестуването се извърши от обучен екип от психолози в Български институт по зависимости.

Част от изброените методики, които нямаха българска адаптация към момента на започване на изследването, бяха независимо преведени на български и обратно преведени на английски до получаване на задоволително сходство с оригинала.

#### Психопатия

*Самооценъчна скала за психопатия на Левенсън (LSRP)*. Скалата LSRP (Levenson et al., 1995) е създадена за оценка на психопатични черти и поведения в общата популация. Скалата се състои от 26 айтема, които се оценяват по 4-степенна ликертова скала (*силно несъгласен, несъгласен, съгласен, силно съгласен*), като част от айтеми са реверсирани. Създадена е да отрази двуфакторния модел на PCL-R (Hare, Nagpur, Hakstian, et al., 1990), като първите 16 айтема отговарят на първична психопатия (манипулативно и себично поведение, липса на емпатия), докато вторите 10 айтема отразяват вторична психопатия (импулсивност и антисоциално поведение). Пълният набор от айтеми са видими в таблица 1.

*Psychopathy Checklist: Short Version/Чеклист за психопатия: скрийнинг вариант (PCL:SV)*. PCL:SV (Hart et al., 2003) е съкратена версия на PCL-R (Hare et al., 1990). Методиката представлява полуструктурирано интервю, което включва оценката на 12 характеристики на първичната и вторичната психопатия, оценявани с 0-2. Оценка 0 означава, че съответната черта не се наблюдава при изследваното лице, 1 – че аспекти от тази черта са налични, а с 2 се оценява пълно съвпадение между чертата и аспекти на неговата личност. При максимален брой от 24 точки, оценка равна или повече от 18 точки индикира наличие на психопатия, като точки между 12 и 18 се считат за гранични. Подробен психометричен анализ на българската извадка може да бъде открит в Wilson et al. (2014). В текущата извадка инструментът имаше добра вътрешна консистентност за цялата скала ( $\alpha = 0.9$ ), както и за двете субскали ( $\alpha = 0.78$  и  $\alpha = 0.87$ ).

Провеждащите PCL:SV интервюто бяха обучени от д-р Жасмин Василева, която е отговорна за превода и адаптацията на методиката на български език, както и от д-р Георги Василев, който е участвал в обучения водени от д-р Робърт Хър.

#### Антисоциално поведение

*Поведенческо разстройство и антисоциално личностово разстройство*. Наличието на поведенческо или антисоциално личностово разстройство беше оценено по модула ASPD от структурираното клиничното интервю за разстройства по ос 2 на DSM-IV (Structural Clinical Interview for DSM-IV Axis II disorders – SCID-II; (First, Gibbon, & Spitzer, 1997). Симптомите, свързани с тези разстройства, се оценяват по

скала от 1 до 3 (1 – липса, 2 – подпрагово, 3 – наличие) на базата на поведенчески примери, извлечени от изследваното лице по време на интервюто. Зависимата мярка в текущото изследване е броят симптоми оценени с 3.

*Въпросник за агресия на Бъс и Уорън (AQ).* Самооценъчният въпросник за агресия (Buss & Warren, 2000) се състои от 34 твърдения, за които изследваните лица посочват до каква степен отговаря на тях по ликертова скала от 1 (*съвсем не*) до 5 (*напълно*). Въпросникът се състои от 5 субскали, които измерват *физическа агресия*, *вербална агресия*, *враждебност*, *гняв* и *индиректна агресия*. Българска стандартизация на първите четири скали въз основа на предходна версия на инструмента (Buss & Perry, 1992) е извършена от Калчев (2005). В текущата извадка общата скала имаше добра вътрешна консистентност ( $\alpha = 0.92$ ), както и 5-те субскали, с изключение на вербалната агресия (респективно  $\alpha = 0.89$ ,  $\alpha = 0.66$ ,  $\alpha = 0.83$ ,  $\alpha = 0.83$ ,  $\alpha = 0.8$ ,  $\alpha = 0.74$ ).

#### Интернализирана психопатология

*Въпросник за оценка на тревожността на Спилбъргър (STAI).* STAI е скала от две части, всяка от 20 айтема, като първата измерва ситуативна тревожност, а втората измерва тревожността като относително стабилна личностова черта (Spielberger, 2010). Оценките се поставят на 4-степенна ликертова скала. Беше използвана българската адаптация на Щетински и Паспаланов (2007) като на част от айтемите (13, 20, 25, 29, 35, 37) беше извършен нов превод. Двете части на скалата имаха отлична вътрешна консистентност в текущата извадка ( $\alpha = 0.93$  и  $\alpha = 0.92$ ), и почти всички ново преведени айтеми показаха много висока корелация с останалите айтеми в скалата ( $r > .68$ ), с изключение на айтем 35 (“Чувствам се не на място“;  $r = 0.43$ ).

*Индекс за чувствителност към тревожността (ANXSI: Anxiety Sensitivity).* За разлика от STAI, скалата ANXSI не измерва тревожността, а чувствителността към нея, която е демонстрирана като независим конструкт (Reiss, Peterson, Gursky, et al., 1986). Тя се състои от 16 айтема, като изследваното лице посочва на 5-степенна ликертова скала доколко е съгласно с всяко твърдение (*много малко*, *малко*, *до известна степен*, *много*, *напълно*). Високи точки по скалата отразяват по-силни негативни емоции, съпътстващи изпитването на тревожност, т.н. „страх от страха“ („*Плаша се, когато съм нервен*“, „*Когато не мога да се съсредоточа се притеснявам, че полудявам*“). Скалата показва добра вътрешна консистентност в текущата извадка ( $\alpha = 0.89$ ).

*Скала за депресия на Бек (BDI-II).* Скалата за депресия (Beck, Steer, Brown, et al., 1996) се състои от 21 айтема, при които изследваните лица посочват в каква степен



са изпитали всеки от посочените симптоми през последните 2 седмици чрез четири степенувани отговора, специфични за всеки симптом (например 0 – „не се чувствам тъжен“, 1 – „често се чувствам тъжен“, 2 – „винаги съм тъжен“, 3 – „толкова съм тъжен и нещастен, че не мога да го понеса“). Скалата показва много висока вътрешна консистентност в текущата извадка ( $\alpha = 0.93$ ).

*Скала за оценка на хиперактивност и дефицит на вниманието (WURS: Wender Utah Rating Scale).* WURS (Ward, Wender, & Reimherr, 1993) е скала за ретроспективно оценяване на ХАДВ в детска възраст при възрастни хора. Съкратената версия се състои от 25 симптома, за всеки от които изследваното лице посочва до каква степен е имал в детска възраст по 5-степенна ликертова скала (от *съвсем не или малко* до *доста много*). Скалата имаше отлична вътрешна консистентност в текущата извадка ( $\alpha = 0.92$ ).

### Импулсивност

*Скала за импулсивност на Барат, 11 версия (BIS-11).* BIS-11 (Patton, Stanford, & others, 1995) е скала от 30 айтема, измерваща поведенческите и личностовите аспекти на импулсивността. Айтемите се оценяват по 4-степенна ликертова скала доколко изследваното лице мисли или действа по съответния начин (от *рядко/никога* до *почти винаги/винаги*). BIS-11 се състои от 3 подскали – непланираща импулсивност, моторна импулсивност и импулсивност на вниманието. Скалата показва висока вътрешна консистентност ( $\alpha = 0.87$ ), а трите подскали – приемлива ( $\alpha = 0.75$ ,  $\alpha = 0.71$ ,  $\alpha = 0.75$ ).

*Скала за търсене на усещания (SSS).* SSS-V (Zuckerman, 1994) е скала от 40 дихотомни айтема с форсиран избор, която измерва личностовата склонност за търсене на нови усещания и изживявания. Високи точки по скалата рефлектират по-голяма склонност за търсене на усещания. SSS-V има 4 подскали – дезинхибиция на поведението, податливост към скука, търсене на вълнения и търсене на преживявания. Цялата скала показва висока вътрешна консистентност ( $\alpha = 0.91$ ), а трите подскали – от приемлива до отлична (респективно  $\alpha = 0.83$ ,  $\alpha = 0.68$ ,  $\alpha = 0.9$ ,  $\alpha = 0.78$ ).

*Скала за импулсивно поведение (UPPS).* UPPS (Whiteside & Lynam, 2001) е скала, измерваща четири аспекта на импулсивността, която е конструирана като комбинация от айтеми от няколко различни скали за импулсивност. Тя съдържа 45 айтема, оценявани по 4-степенна скала до каква степен отговарят за изследваното лице (от *съвсем не* до *много*). Четирите ѝ подскали са *неотложност*, *непреднамереност*, *непостоянство* и *търсене на усещания*. В текущата извадка общата скала показва отлична вътрешна консистентност ( $\alpha = 0.93$ ), както четирите подскали ( $\alpha$ 's = 0.91-0.93).

## Демографски характеристики

Измерени бяха и следните демографски характеристики – пол, възраст, години образование и интелигентност. Интелигентността беше оценена с прогресивните матрици на Рейвън, който е тест за невербална интелигентност (Raven, 2003).

## РЕЗУЛТАТИ

### Експлораторни и конфирматорни факторни анализи

Всички анализи бяха извършени с R (R Core Team, 2014) и пакетите *psych* (Revelle, 2015) и *lavaan* (Rosseel, 2012; ръководство на български - Янков, 2014). Използвахме конфирматорни факторни анализи (CFA) с оценка на максималната вероятност, за да тестваме първоначално 4 факторни неортогонални модела – оригиналният двуфакторен модел на (Levenson et al., 1995), същия модел със 17 корелиращи грешки (Lynam et al., 1999), трифакторния модел на (Brinkley et al., 2008) и същия модел с 4 корелиращи грешки. За оценка на съгласуваността на моделите бяха използвани критериите RMSEA и CFI. RMSEA стойности под 0.05 и CFI стойности над 0.9 индикират добра съгласуваност на модела към данните (Hu & Bentler, 1999). Мерките за съгласуваност на изброените модели са показани в таблица 1, редове 2а до 3б. Единствено трифакторният модел с 4 корелиращи грешки (Brinkley et al., 2008) показва задоволителна съгласуваност към извадката. Корелиращите грешки бяха оценени емпирично, след оглеждане на индексите за модификация. Бяха избрани само тези корелиращи грешки, при които двата айтема бяха част от един и същ фактор, и

**Таблица 1** Мерки за съгласуваност на конфирматорните модели

Модел*	$\chi^2$	<i>df</i>	CFI	RMSEA (90% CI)	AIC
2a	839.48	298	0.685	.070 (.064-.075)	25634
2b	482.52	287	0.886	.043 (.036-.049)	25299
3a	425.29	149	0.793	.071 (.063-.079)	18574
3b	245.37	145	0.925	.043 (.034-.052)	18402
3c	399.07	167	0.832	.061 (.053-.069)	19683
3d	236.90	164	0.947	.035 (.024-.044)	19526
4a	314.03	164	0.892	.050 (.041-.058)	19604
4b	226.94	161	0.952	.033 (.022-.043)	19523
5a	381.00	199	0.879	.050 (.042-.057)	21347
5b	292.54	196	0.936	.036 (.027-.045)	21265

\* 2a) двуфакторният модел на Levenson, b) със 17 корелиращи грешки; 3a) 3-факторният модел на Brinkley et al. (2008), b) с 4 корелиращи грешки; 3c/4a/5a най-добре съгласуваните 3-, 4- и 5- факторни модели извлечени от текущата извадка, d/b/b) с 3 корелиращи грешки;

съдържанието им дава теоретично основание да споделят дисперсия отвъд обяснената от фактора (сходна формулировка например; Sellbom, 2011). Следните двойки айтеми отговаряха на тези критерии: 2-3, 4-5, 9-13 и 24-25 (виж Таблица 2).

Въпреки успешната репликация на трифакторния модел на Brinkley et al. (2008), решихме да проведем и набор от експлораторни факторни анализи върху извадката ни по няколко причини. Трифакторният модел на Brinkley et al. (2008) не включва всичките 26 айтема, а само 19 от тях. Това се дължи на факта, че те избират граница от 0.4 за минимално факторно тегло при техните експлораторни анализи, което в тяхната извадка изключва близо една четвърт от айтемите. Избирателното поставяне на границата върху факторни тегла от 0.3, 0.4 или друга желана от изследователя стойност не е задоволителен критерий, тъй като позволява прекалено голяма свобода в спецификациите на модела. В действителност използването на по-ниския, но традиционно предпочитан критерий от 0.3 води до това единият фактор да включва само реверсирани айтеми, които обаче не са съдържателно свързани един с друг.

За да преодолеем този проблем използвахме процедура за последователно отпадане на айтеми, описана от Raubheimer (2004). От първоначалните EFA бяха избрани айтеми с факторни тегла над 0.2 за формиране на субскали. За всяка субскала беше изчислена алфата на Кронбах, както и каква би била промяната в нея, ако някой от айтемите бъде изключен. Айтемът, чието изключване щеше да доведе до най-голямо покачване на консистентността на скалата, беше изключван, и нов EFA беше провеждан с останалите айтеми. Процедурата се повтори докато останаха само тези айтеми, чието изключване не би довело до повишаване на консистентността на скалата.

КМО критерият показва, че извадката е подходяща за факторизиране с EFA (0.79). Използвахме метода на главните оси за екстракция на факторите (principal axis factoring), заедно с облимин ротация. Тъй като айтемите бяха измервани с четиристепенна ликертова скала, беше използвана полихоричната, а не пийърсъновата корелационна матрица (Holgado-Tello, Chacón-Moscoso, Barbero-García, et al., 2008). Паралелният анализ на Horn (1965) показва, че е най-добре да бъдат извлечени 4 фактора, докато критерият MAP (Velicer, 1976) посочи 3 фактора като по-добро решение. Извадката не е достатъчно голяма за отделно прилагане на EFA и CFA върху части от нея. Въпреки това, направихме CFA с извлечените факторни решения от EFA, за да можем да сравним съгласуваността с описаните вече модели (таблица 1, редове 3c до 5b). В таблица 2 са представени факторните тегла на оригиналния двуфакторен модел и на трифакторното и четирифакторното решение, извлечени в текущата извадка.

**Таблица 2** Факторни тегла от конфирматорен факторен анализ на 2-, 3- и 4-факторн решения

LSRP айтем	2 фактора		3 фактора			4 фактора			
	F1	F2	F1	F2	F3	F1	F2	F3	F4
1. Успехът се базира на оцеляването на най-силните, затова не ме е грижа за загубеняците	.51		.52			.52			
2. За мен всичко е ОК, ако не ме хванат	.51		.50			.51			
3. В днешния свят, мога с чиста съвест да направя всичко, за да успея, стига да не ме хванат	.63		.63			.64			
6. Оставям другите да се тревожат за висшите идеали, за мен е важно да не съм „капо”	.49		.49			.49			
9. Казвам на другите, това което искат да чуят, за да направят това, което искам да направят	.52		.53			.53			
11. Често се възхищавам на наистина умните измами	.49		.47			.48			
4. Основната ми задача в живота е да придобия колкото се може повече неща	.44		.47				.55		
5. Най-важната ми цел е да спечеля много пари	.51		.53				.61		
8. Собственият ми интерес е главният ми приоритет	.49		.49				.57		
10. Ще ми е неприятно, ако успехът ми е за сметка на някой друг *	.18			.43				.43	
12. За мен е важно да се опитвам да не наранявам другите при гоненето на моите цели *	.14			.41				.41	
14. Чувствам се зле, ако моите думи или действия накарат някой друг да изпита емоционална болка *	.33			.58				.58	
15. Дори ако много силно се опитвам да продам нещо, пак не бих излъгал за него *	.35			.46				.46	
16. Да мамиш не е оправдано, тъй като е нечестно към другите *	.34			.58				.58	
7. Ако си толкова глупав, че си позволил да те ограбят, обикновено си го заслужаваш	.31								
13. Доставка ми удоволствие да манипулирам чувствата на другите	.35								
17. Аз се озовавам в същата беда, отново и отново		.52			.58				.58
18. Често ми е скучно		.49			.52				.52
21. Аз бързо губя интерес към задачите, с които се захвана		.37			.36				.36
22. Повечето от проблемите ми са поради това, че другите хора просто не ме разбират		.40			.42				.42
24. Имал съм много кавги с други хора		.55			.51				.51
25. Когато съм огорчен и ядосан, аз често „изпускам парата”, като избухна		.49			.48				.48
19. Смятам, че мога да преследвам една цел продължително време *		.14							
20. Аз не планирам нищо в дългосрочен план		.31							
23. Преди да направя каквото и било, аз внимателно преценявам възможните последици *		.17							
26. Любовта е прехвалена		.36							

Всички факторни тегла са значими при  $p < .001$ ; \* айтемите са реверсирани преди факторния анализ

Трифакторното решение, извлечено в текущата извадка с последователното изключване на айтеми (Raubenheimer, 2004), беше доста сходно с това на Brinkley et al (2008). Следните разлики се наблюдаваха – във фактор едно айтем 7 е заменен от айтем 8, а айтем 13 отпада; към фактор две е добавен айтем 10; към фактор три е добавен айтем 22. Интерпретацията на трите фактора остава същата – 1) измамливо и себично поведение, 2) липса на състрадание към другите и 3) импулсивно и избухливо поведение. Този модел отразява по-добре факторната структура в текущата извадка (таблица 1), но това би могло да се дължи на особености на извадката. Нежелателно е отпадането на айтем 13 („Доставя ми удоволствие да манипулирам чувствата на другите“), но това беше айтемът с най-ниска консистентност, което вероятно се дължи на социално желателно отговаряне.

В четирифакторното решение фактори 2 и 3 бяха напълно запазени, а фактор 1 се раздели на две части, ясно интерпретируеми като „Измамливост“ и „Повърхностност/себичност“. Четирифакторното решение описваше структурата на данните значително по-добре от трифакторното решение,  $\Delta AIC = -5$ ,  $\Delta\chi^2(3) = 11.438$ ,  $p < .001$ . В петфакторното решение фактор „избухливо и импулсивно поведение“ се раздели на две, като айтеми 19, 21 и 23 формираха отделен фактор „импулсивност“. Както CFI, така и RMSEA, показва по-слаба съгласуваност от четирифакторното решение.

### **Вътрешна консистентност**

Вътрешната консистентност за целия инструмент, както и за всяка от субскалите идентифицирани от дву-, три- и четирифакторните решения, беше оценена с алфата на Кронбах, изчислена върху полихоричната корелационна матрица (Holgado-Tello et al., 2008), както и със средната айтем-тотал корелация. Тези стойности, заедно със средните точки и стандартното отклонение за всяка скала са видими в таблица 3. За четирифакторното решение са показани само факторите, които са различни от трифакторното решение. Всички скали имаха от приемлива до много висока консистентност ( $\alpha$  от 0.70 до 0.84,  $r_{\text{айтем-общо}}$  от 0.43 до 0.67).

### **Полови и групови различия**

Жените бяха прекалено малко, за да се извършат отделни факторни анализи по пол ( $N = 100$ ). В таблица 4 са представени средните стойности и стандартните отклонения разбити по пол за всяка субскала, както и резултатите от т-тестове за тези

разлики. Жените бяха значително по-малко измамливи и себични от мъжете, както и с по-висока емпатийност.

В таблица 5 са представени средните стойности и стандартните отклонения за контролната група, групата с амфетаминова зависимост и групата с хероинова зависимост. Зависимите към хероин или амфетамини имаха по-високи общи стойности по цялата скала, както и по първичната и вторична психопатия по отделно. От четирифакторния модел е видно, че единствената скала, която не дискриминира добре зависимите от контролите е скалата „себичност“ (фактор 2 в четирифакторния модел).

**Таблица 3** Описателни статистики и вътрешна консистентност на факторните модели при цялата извадка

Модел	Средна / (от) общо	Ст. откл.	$\alpha^*$ на Кронбах	Средна <i>r</i> айтем-общо
Общо	27.8 / 78	10.7	.86	.44
Двуфакторен модел				
Фактор 1	16.6 / 48	7.7	.85	.51
Фактор 2	11.2 / 30	4.8	.71	.43
Трифакторен модел				
Фактор 1	10.6 / 27	5.3	.84	.60
Фактор 2 ^	4.5 / 15	3.1	.72	.57
Фактор 3 ^	7.2 / 18	3.7	.70	.52
Четирифакторен модел				
Фактор 1	6.7 / 18	3.8	.79	.62
Фактор 2	3.9 / 09	2.3	.74	.67

\* изчислена въз основа на полихоричната корелационна матрица;

^ Участващи и в 4-факторния модел

**Таблица 4** Описателни статистика по пол за всяка субскала на LSRP

Модел	Мъже		Жени		<i>t</i> *	<i>P</i>
	Средна	Ст. откл.	Средна	Ст. откл.		
Общо	29.2	10.8	23.8	9.5	4.309	< .01
Двуфакторен модел						
Фактор 1	18	7.7	12.7	6.3	6.015	< .01
Фактор 2	11.2	4.9	11.1	4.6	0.316	0.75
Трифакторен модел						
Фактор 1	11.4	5.4	8.4	4.7	4.991	< .01
Фактор 2 ^	4.9	3.2	3.3	2.3	4.574	< .01
Фактор 3 ^	7.2	3.7	7.3	3.4	-0.321	0.75
Четирифакторен модел						
Фактор 1	7.2	3.9	5.3	3.1	4.409	< .01
Фактор 2	4.2	2.3	3.1	2.3	4.162	< .01

^ Участващи и в 4-факторния модел; \* *df* = 371

## Конвергентна и дивергентна валидност

Избрахме четирифакторния модел за проверка на конвергентната и дивергентната валидност поради най-добрата съгласуваност с данните в извадката. Бяха изчислени простите (zero-order) и парциалните корелации за всеки от четирите фактора с останалите методики в изследването (таблица 6). За ниво на значимост избрахме  $p < .01$ . Факторите *измамливост*, *повърхностност* и *липса на състрадание* са измерители на първичната психопатия, а „*избухливост/импулсивност*“ на вторичната (Levenson et al., 1995).

И четирите скали на LSRP показаха очакваната положителна корелация с общите точки по PCL:SV, както и с първичната и вторичната психопатия. На нивото на частичната корелация, когато всеки от останалите 3 фактора е контролиран, скалите *измамливост*, *повърхностност/себичност* и *липса на състрадание* бяха положително свързани с първичната психопатия, но не и с вторичната. Изключение прави *липса на състрадание*, която беше свързана и с вторичната психопатия. От друга страна *избухливостта/импулсивността* беше свързана с вторичната, но не и с първичната психопатия. Въпреки че корелациите на четирите фактора с PCL:SV бяха умерени ( $r \sim .32-.42$ ), те показаха очаквания патерн с двете форми на психопатията. Общите точки по LSRP показаха още по-висока корелация с PCL:SV ( $r = .53$ ).

Скалата *избухливост/импулсивност* беше очаквано свързана положително с всички мерки на антисоциално поведение (поведенческо разстройство, антисоциално

**Таблица 5** Описателни статистики по група (само валидни случаи)

Модел	Контролна група		Амфетаминова зависимост		Хероинова зависимост		$F^*$	$p$	Контраст
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD			
Общо	23.7	10.3	29	10.2	29.5	11.2	7.817	< .01	K < X, A
Двуфакторен									
Фактор 1	14.7	7.6	17.1	7.7	17.6	7.8	3.319	< .05	K < X
Фактор 2	9	4.4	11.9	4.5	12	4.9	11.620	< .01	K < X, A
Трифакторен									
Фактор 1	9.8	5.5	10.8	5.2	11	5.5	1.249	.29	
Фактор 2 ^	3.8	3.1	4.6	2.7	4.9	2.9	3.159	< .05	K < X
Фактор 3 ^	5.6	3.5	7.8	3.4	7.8	3.6	11.491	< .01	K < X, A
Четирифакторен									
Фактор 1	5.9	3.9	7	3.7	6.8	4.1	1.820	.06	
Фактор 2	3.9	2.5	3.8	2.1	4.2	2.2	0.512	.60	

^ Участващи и в 4-факторния модел; \*  $df = 2$

разстройство, всички форми на агресия по AQ), с всички мерки на интернализирана психопатология (тревожност, депресия, ХАДВ), както и с повечето мерки на импулсивността. Систематично изключение е цялата скала за търсене на усещания (SSS), както и субскалата *търсене на усещания* от UPPS, които бяха свързани само с измамливостта. От своя страна мерките за интернализирана психопатология не корелираха с нито една от трите скали, измерващи първичната психопатия, както и се очакваше.

Скалите *повърхностност/себичност* и *липса на състрадание* имаха почти идентични патерни от корелации със следните изключения. *Повърхностността* беше свързана отрицателно с търсенето на преживявания, непреднамереността и непостоянството и позитивно свързана с враждебността. Макар и неочаквани, тези връзки са смислени – по себичните и материалистични хора отдават по-малко значение на нематериалните изживявания и са по-преднамерени. Същевременно *липсата на състрадание* беше положително свързана с физическата агресия и антисоциалното разстройство.

*Измамливостта* показва най-неочаквания патерн от връзки. Тя беше свързана положително с агресия и антисоциално разстройство, както и с трите мерки на импулсивността (BIS-11, UPPS, SSS). По-детайлен поглед разкри, че тази връзка се дължи предимно на позитивната връзка с търсенето на усещания. Макар и изненадваща тази връзка не е необяснима – в описанието на чертата *измамлив/манипулативен* от PCL се посочва, че маменето има вътрешна стойност и носи удоволствие на първичните психопати (Hare, 2003), което би могло да бъде разглеждано като форма на търсене на специфичен вид усещания.

### **Анализ на кривата на работната характеристика (ROC curve)**

На последно място проверихме до каква степен оценката по LSRP може да бъде използвана за успешно класифициране на хората с психопатия чрез анализ на кривата на работната характеристика (ROC curve). Тази крива посочва как се променят *специфичността* (процентът от хората, правилно класифицирани като *непритежаващи* характеристиката) и *сензитивността* (процентът от хората, правилно класифицирани като *притежаващи* характеристиката) на определен диагностичен инструмент като функция от прага/критерия за класификация. Площта под тази крива (AUC) е измерител за диагностичната сила на инструмента и варира от 0.5 (нулева диагностична стойност) до 1 (перфектна диагностична стойност).



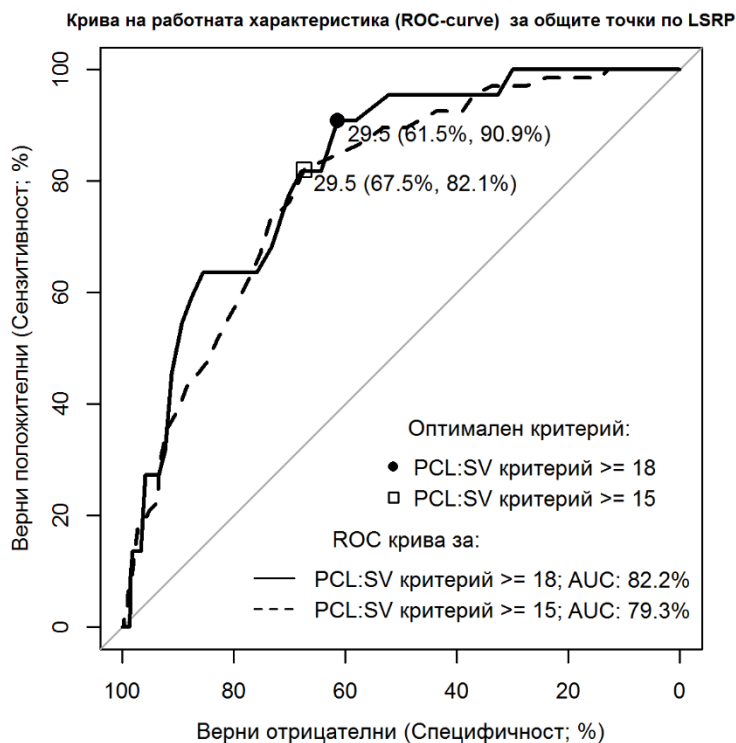
**Таблица 6** Прости и (парциални) корелации на LSRP скали и критеријни променливи

Критеријни променливи	Измам- ливост	Повърх- ностност	Липса на състрадание	Избух- ливост
<b>Психопатия</b>				
PCL:SV TOTAL	<b>.39 (.15)</b>	<b>.32 (.14)</b>	<b>.32 (.20)</b>	<b>.38 (.27)</b>
PCL:SV F1	<b>.41 (.19)</b>	<b>.37 (.19)</b>	<b>.33 (.20)</b>	.26 (.11)
PCL:SV F2	.31 (.09)	.25 (.08)	<b>.27 (.16)</b>	<b>.42 (.34)</b>
<b>Антисоциално поведение</b>				
Поведенческо разстройство	.19 (.02)	.17 (.06)	<b>.23 (.17)</b>	<b>.25 (.18)</b>
Антисоциално разстройство	<b>.33 (.12)</b>	.24 (.07)	<b>.31 (.21)</b>	<b>.34 (.24)</b>
Buss aggression questionnaire	<b>.40 (.19)</b>	.27 (.05)	.25 (.10)	<b>.54 (.46)</b>
Физическа агресия	<b>.38 (.19)</b>	.24 (.04)	<b>.29 (.17)</b>	<b>.40 (.29)</b>
Вербална агресия	.24 (.08)	.13 (-.02)	.12 (.02)	<b>.47 (.42)</b>
Гняв	.21 (.11)	.08 (-.05)	.13 (.05)	<b>.28 (.22)</b>
Враждебност	<b>.35 (.12)</b>	<b>.31 (.14)</b>	.19 (.05)	<b>.47 (.39)</b>
Индиректна агресия	<b>.33 (.14)</b>	.22 (.04)	.16 (.03)	<b>.47 (.40)</b>
<b>Интернализирана психопатология</b>				
Anxiety sensitivity index	.13 (.01)	.10 (.02)	.08 (.02)	<b>.33 (.30)</b>
Ситуативна тревожност	.12 (.01)	.03 (-.07)	.13 (.09)	<b>.29 (.27)</b>
Личностова тревожност	.15 (-.05)	.09 (-.03)	.14 (.08)	<b>.52 (.50)</b>
Beck depression inventory-II	.18 (.01)	.09 (-.04)	.16 (.09)	<b>.45 (.42)</b>
Wender Utah Rating Scale	.22 (.06)	.1 (-.05)	.10 (.00)	<b>.51 (.47)</b>
<b>Импулсивност</b>				
Barratt Impulsiveness Scale-11	<b>.30 (.19)</b>	.1 (-.10)	.10 (-.02)	<b>.44 (.39)</b>
Непланираща импулсивност	.20 (.10)	.07 (-.07)	.11 (.03)	<b>.36 (.31)</b>
Моторна импулсивност	<b>.27 (.19)</b>	.10 (-.05)	.05 (-.06)	<b>.32 (.26)</b>
Импулсивност на вниманието	<b>.27 (.18)</b>	.07 (-.12)	.09 (-.02)	<b>.44 (.39)</b>
Sensation-seeking scale-V	<b>.27 (.24)</b>	.07 (-.08)	.08 (-.01)	.14 (.06)
Дисинхибиция	<b>.33 (.25)</b>	.19 (.03)	.15 (.04)	.13 (.00)
Податливост към скука	<b>.29 (.24)</b>	.08 (-.07)	.10 (.00)	.17 (.08)
Търсене на вълнения	.11 (.09)	.04 (-.01)	.02 (-.01)	.04 (.00)
Търсене на преживявания	<b>.07 (.14)</b>	<b>-.15 (-.21)</b>	-.04 (-.06)	.09 (.09)
UPPS impulsive behavior scale	<b>.28 (.13)</b>	.11 (-.07)	.16 (.05)	<b>.47 (.42)</b>
Неотложност	.24 (.01)	.19 (.05)	.13 (.01)	<b>.57 (.53)</b>
Непреднамереност	.10 (.07)	<b>-.08 (-.17)</b>	.12 (.10)	<b>.20 (.19)</b>
Непостоянство	.12 (.05)	<b>-.03 (-.14)</b>	.09 (.05)	<b>.33 (.31)</b>
Търсене на усещания	<b>.26 (.17)</b>	.17 (.05)	.09 (-.01)	.17 (.09)
<b>Демографски характеристики</b>				
Възраст	<b>-.13 (-.14)</b>	-.08 (-.03)	.04 (.09)	.03 (.08)
IQ (матрици на Рейвън)	.10 (.09)	<b>-.22 (-.18)</b>	<b>-.25 (-.22)</b>	-.11 (-.05)
Години образование	-.08 (.08)	<b>-.20 (-.18)</b>	<b>-.19 (-.16)</b>	-.08 (-.04)
Пол	<b>-.22 (-.12)</b>	<b>-.21 (-.12)</b>	<b>-.23 (-.17)</b>	<b>.02 (.13)</b>

Извън скобите са единичните корелации, в скобите са парциалните корелации, когато са контролирани останалите четири фактора. Удебелени са значимите парциални корелации. Кодиранието по пол е 0 за мъже, 1 за жени.

Използвахме установения инструмент PCL:SV за независима оценка на психопатия. Два критерия за класифициране на изследваните лица като психопати по PCL:SV бяха използвани – над или равно на 15 (либерален критерий) и над или равно на 18 (консервативен критерий) точки по PCL:SV. На фигура 1 са показани ROC кривите при тези два критерия. При двете криви се наблюдава приемлива диагностична сила на LSRP (AUC = 79.3% при либералния PCL:SV критерий, AUC = 82.2% при консервативния PCL:SV критерий).

Оптималният LSRP критерий беше изчислен чрез индекса на Youlden и представлява точката, при която се максимизира разликата между сензитивността и специфичността. И за двата критерия по PCL:SV оптималният критерий за LSRP е 29.5. Сензитивността и специфичността са изписани на фигура 1 в скобите до съответната оптимална точка. Взимайки това предвид, изборът на критерий за класифициране по LSRP трябва да бъде повлиян от 1) очаквания процент лица с психопатия в изследваната популация, 2) желание за избягване на фалшиви позитивни стойности или 3) желанието за избягване на фалшиви негативни стойности. Например, ако целта е да бъдат пропуснати минимално количество психопати, то критерий от 28 точки дава сензитивност от 95%.



**Фигура 1.** Криви на работната характеристика за общите точки по LSRP като диагностичен критерий за психопатия, измерена с PCL:SV.

## ОБСЪЖДАНЕ

Най-важният извод от текущото изследване е, че LSRP може да бъде използван като скрининг инструмент за бързата преценка дали е обосновано да се прилага PCL интервю, което отнема значително време и усилия. Анализ на ROC-кривата разкри, че при избор на 28 точки като критерий за оценка на възможна психопатия по LSRP, инструментът успешно ще класифицира 95% от психопатите като такива (сензитивност на инструмента), заедно с погрешната класификация на 48% (100 – специфичност на инструмента) от непсихопатите. Така селектираната извадка може да бъде подложена на PCL интервю. Тъй като 28 точки е точно медианата на общите LSRP точки в нашата извадка, средно половината от преминалите скрининг с LSRP ще бъдат подложени на последващо PCL интервю. В такъв случай използването на LSRP като инструмент за бърз скрининг с критерий от минимум 28 точки ще позволи да се направят два пъти по-малко PCL интервюта като в същия момент 95% от психопатите в извадката успешно ще бъдат засечени. При положение, че прилагането на пълната версия на PCL отнема от 90 до 120 минути и изисква използването на колатерална информация, възможността броя на хората, които трябва да бъдат тествани, да се намали двойно, би довела до спестяване на много време и ресурси. С оглед на това прилагането на LSRP преди прилагането на PCL има реално измерима практическа полза.

Този извод обаче трябва да бъде гълкуван внимателно, тъй като може да се дължи на особености на текущата извадка. Корелацията между общите точки по PCL:SV и LSRP ( $r = .53$ ) беше по-висока от тази, открита в две предходни изследвания на тези методики ( $r = .30$  до  $.35$ ; Brinkley et al., 2001; Poythress, Lilienfeld, Skeem, et al., 2010), а избраният от нас критерий (28 точки) зависи от нейния размер. Тази разлика би могла да се дължи на това, че ние използвахме съкратената версия на PCL, PCL:SV, докато въпросните изследвания са използвали пълната версия, PCL-R. IRT анализ на двете версии от Cooke et al. (1999) показва, че айтемите в PCL:SV имат еквивалентна или дори по-висока дискриминативна сила от съответните айтеми в PCL-R, което би могло да е отговорно за по-високата му корелация с общите точки по LSRP.

Подобно на предходни изследвания (Brinkley et al., 2008; Lynam et al., 1999; Sellbom, 2011) не успяхме да потвърдим оригиналната двуфакторна структура на LSRP, дори и когато включихме модификациите за интеркорелиращи грешки, предложени от Lynam et al. (1999). Това не е изненадващо, тъй като използването на многобройни модификации при конфирматорни факторни анализи, мотивирани емпирично, но не и

теоретично, води до прекомерно нагаждане (*overfitting*), специфично за използваната извадка и трудно репликируемо в други (MacCallum, 1986; Silvia & MacCallum, 1988). Трифакторният модел на Brinkley et al. (2008) беше успешно потвърден в текущата извадка само с четири интеркорелиращи грешки, мотивирани теоретично. Трите фактора в този модел се интерпретират като *егоцентричност*, *липса на емпатия* и *антисоциалност*. Този модел включва само 19 от 26-те айтема на скалата.

Последващи експлораторни факторни анализи разкриха, че текущата извадка се описва най-добре от четирифакторен модел, при който факторите *липса на емпатия* и *антисоциалност (избухливост/импулсивност)* бяха запазени в същия вид, но първият фактор беше разделен на две части, първата отразяваща измамливо и манипулативно поведение, а втората – себичност и повърхностност. Четирифакторният модел беше по-добре съгласуван с данните от трифакторния, но за да може да се генерализира това заключение отвъд текущата извадка, двата модела трябва да бъдат сравнени с конфирматорни анализи в независимо изследване.

Разбиването на първия фактор на две е оправдан и от диференциалните патерни от взаимовръзки на факторите *измамливост* и *повърхностност* с критериини променливи. Докато измамливостта беше свързана с набор от мерки за антисоциално поведение, агресия и импулсивност, то повърхностността беше свързана само с търсенето на усещания, и то отрицателно. Освен това *повърхностността/материалистичността* е единствената скала, по която лицата с и без зависимост към наркотици не се различаваха. Тези факти ни навеждат на мисълта, че *повърхностността/себичността* вероятно не е част от конструкта психопатия. Допълнителна подкрепа за това заключение идва от подробен анализ на PCL:SV в същата извадка от Wilson et al. (2014), който демонстрира, че айтемите *повърхностен* и *грандиозен* имат много по-ниска корелация ( $r = .19$  и  $r = .15$ ) с общите резултати по скалата, спрямо всички останали айтеми ( $r$ 's от .48 до .70). Това обаче би могло и да се дължи на културни специфики за българската популация.

Като цяло субскалите на LSRP показаха очаквания патерн от взаимовръзки с външни мерки на екстернализирана и интернализирана психопатология, както и с мерки на импулсивността. Както се очакваше само вторичната психопатия беше свързана с повишена тревожност, депресия, ХАДВ в детска възраст, вербална агресия, гняв и импулсивност, измерена чрез UPPS. За сметка на това обаче присъстваха и някои неочаквани връзки, предимно между скалата *измамливост* и аспекти на антисоциалното поведение и импулсивността, дори когато влиянието на останалите

фактори беше контролирано. Тези връзки не присъстваха при другите два аспекта на първичната психопатия (*повърхностност* и *липса на състрадание*) и щяха да бъдат маскирани, ако не бяха обособени в отделни фактори. Този факт дава допълнителна подкрепа на многофакторния модел, и позволява бъдещи изследвания да търсят обяснения за неочаквания патерн от връзки, специфични за аспекта *измамливост/манипулативност*.

## **ЗАКЛЮЧЕНИЕ**

Самооценъчната скала за психопатия на Левенсън (LSRP, Levenson et al., 1995) е кратък и бърз инструмент за оценка на психопатия. Въпреки че е съмнително дали измерва същия конструкт както и общоприетия инструмент PCL (Hare, 2003), LSRP може да бъде използван за бърз скрининг, при който резултат над медианата от 28 точки индикира за възможна психопатия. Тъй като прилагането на PCL интервю отнема много време и ресурси, използването на LSRP като скрининг инструмент позволява в половината от случаите тези ресурси да бъдат спестени. Диагностичната му стойност евентуално би могла да бъде повишена, ако се добави скала за лъжа или за социално желателно отговаряне.

## **ACKNOWLEDGEMENTS**

This research was supported by grant R01DA021421 from the National Institute of Drug Abuse (NIDA) and the Fogarty International Center (FIC) to Jasmin Vassileva. We express our gratitude to Ivaylo Rainov and Rada Naslednikova for testing the participants.

## **ЛИТЕРАТУРА**

- Бозгунов, К., Василев, Г., & Василева, Ж. (2014). Изследване на връзката между психопатията и интелигентността в българска популация. *Клинична и консултативна психология*, 7(1), 3–16.
- Бозгунов, К., Наследникова, Р., & Василева, Ж. (2011). Психопатията като конструкт и основни методи за оценка. *Клинична и консултативна психология*, 4(6), 1–9.
- Василев, Г., & Бозгунов, К. (2014). Същност и основни специфики на конструкта психопатия. Емпирични данни от изследвания проведени в България. В С. Джонев, П. Димитров, &

- Н. Матеева (Ред.), *Седми национален конгрес по психология* (с. 1070–1081). София: Дружество на психолозите в България.
- Дончев, П. (Ред.). (1987). *Ръководство по съдебна психиатрия*. София: Медицина и физкултура.
- Калчев, П. (2005). Българска версия на въпросника на А. Бъс и М. Пери за оценка на агресията. *Психологични Изследвания*, (2), 17–40.
- Милев, В. (1985). *Психопатология* (Второ преработено издание). София: Медицина и физкултура.
- Ончев, Г. (2001). *Личностова абнормност в клиничната практика*. София: Контекст.
- Световна здравна организация. (1992). *Международна класификация на болестите* (10-та ревизия). Женева: Световна здравна организация.
- Темков, И., Иванов, В., & Ташев, Т. (1973). *Психиатрия*. София: Медицина и физкултура.
- Христозов, Х. (Ред.). (1987). *Ръководство по психиатрия*. София: Медицина и физкултура.
- Щетински, Д., & Паспаланов, И. (2007). Въпросник за оценка на тревожността като състояние или черта. София, България: OS Bulgaria.
- Янков, Г. (2014). WISC-IV: Експлораторни и конфирматорни анализи чрез R. В С. Джонев, П. Димитров, & Н. Матеева (Ред.), *Седми национален конгрес по психология* (с. 367-381). София: Дружество на психолозите в България.
- Acheson, S. K. (2005). Review of the hare psychopathy checklist-revised. In R. Spies & B. Plake (Eds.), *The sixteenth mental measurements yearbook* (Vol. 2, pp. 429–431). Lincoln, NE: Buros Institute of Mental Measurements.
- American Psychiatric Association. (2000). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (4th ed., text rev.). Washington, DC: Author.
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed.). Washington, DC: Author.
- Beck, A. T., Steer, R. A., Brown, G. K., & others. (1996). *Manual for the beck depression inventory-II*. San Antonio, TX: Psychological Corporation.

- Brinkley, C. A., Diamond, P. M., Magaletta, P. R., & Heigel, C. P. (2008). Cross-Validation of Levenson's Psychopathy Scale in a Sample of Federal Female Inmates. *Assessment, 15*(4), 464–482.
- Brinkley, C. A., Schmitt, W. A., Smith, S. S., & Newman, J. P. (2001). Construct validation of a self-report psychopathy scale: does Levenson's self-report psychopathy scale measure the same constructs as Hare's psychopathy checklist-revised? *Personality and Individual Differences, 31*(7), 1021–1038.
- Buss, A. H., & Perry, M. (1992). The aggression questionnaire. *Journal of Personality and Social Psychology, 63*(3), 452.
- Buss, A. H., & Warren, W. L. (2000). *Aggression questionnaire (AQ): Manual*. Western Psychological Services.
- Cleckley, H. (1955). *The mask of sanity*. St. Louis, MO: C. V. Mosby.
- Cooke, D. J., Michie, C., Hart, S. D., & Hare, R. D. (1999). Evaluating the Screening Version of the Hare Psychopathy Checklist—Revised (PCL:SV): An item response theory analysis. *Psychological Assessment, 11*(1), 3–13.
- DeMatteo, D., Edens, J. F., Galloway, M., Cox, J., Smith, S. T., Koller, J. P., & Bersoff, B. (2014). Investigating the role of the Psychopathy Checklist—Revised in United States case law. *Psychology, Public Policy, and Law, 20*(1), 96–107.
- First, M. B., Gibbon, M., & Spitzer, R. L. (1997). *User's guide for the structured clinical interview for DSM-IV axis II personality disorders: SCID-II*. American Psychiatric Pub.
- Forth, A. E., Kosson, D. S., & Hare, R. (2003). The Hare PCL: YV. *Toronto: Multi-Health Systems*.
- Frick, P. J., & Hare, R. D. (2001). *Antisocial process screening device: APSD*. Multi-Health Systems Toronto.
- Fulero, S. M. (1995). Review of the hare psychopathy checklist-revised. In J. Conoley & J. Impara (Eds.), *Twelfth mental measurements yearbook* (pp. 453–454). Lincoln, NE: Buros Institute of Mental Measurements.
- Gonçalves, R. A. (1999). Psychopathy and offender types. Results from a Portuguese prison sample. *International Journal of Law and Psychiatry, 22*(3-4), 337–346.

- Gough, H. G. (1990). *The California Psychological Inventory*. Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Hare, R. D. (1980). A research scale for the assessment of psychopathy in criminal populations. *Personality and Individual Differences, 1*(2), 111–119.
- Hare, R. D. (1985). Comparison of procedures for the assessment of psychopathy. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 53*(1), 7–16.
- Hare, R. D. (1991). *Manual for the Hare Psychopathy Checklist – Revised*. Toronto, ON, Canada: Multi-Health Systems.
- Hare, R. D. (2003). *Manual for the Hare Psychopathy Checklist – Revised* (2nd edition). Toronto, ON, Canada: Multi-Health Systems.
- Hare, R. D., Harpur, T. J., Hakstian, A. R., Forth, A. E., Hart, S. D., & Newman, J. P. (1990). The revised Psychopathy Checklist: reliability and factor structure. *Psychological Assessment: A Journal of Consulting and Clinical Psychology, 2*(3), 338.
- Hart, S. D., Cox, D. N., & Hare, R. D. (2003). *Hare Psychopathy Checklist-Screening Version (PCL:SV)*. MHS, Multi-Health Systems.
- Heinzen, H., Köhler, D., Godt, N., Geiger, F., & Huchzermeier, C. (2011). Psychopathy, intelligence and conviction history. *International Journal of Law and Psychiatry, 34*(5), 336–340.
- Hildebrand, M., Ruiters, C. de, Vogel, V. de, & Wolf, P. van der. (2002). Reliability and Factor Structure of the Dutch Language Version of Hare's Psychopathy Checklist-Revised. *International Journal of Forensic Mental Health, 1*(2), 139–154.
- Holgado-Tello, F. P., Chacón-Moscoso, S., Barbero-García, I., & Vila-Abad, E. (2008). Polychoric versus Pearson correlations in exploratory and confirmatory factor analysis of ordinal variables. *Quality & Quantity, 44*(1), 153–166.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika, 30*(2), 179–185.
- Huchzermeier, C., Bruss, E., Godt, N., & Aldenhoff, J. (2006). Kiel psychotherapy project for violent offenders: Towards empirically based forensic psychotherapy - disturbance profiles and risk of recidivism among incarcerated offenders in a German prison. *Journal of Clinical Forensic Medicine, 13*(2), 72–79.



- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55.
- Levenson, M. R., Kiehl, K. A., & Fitzpatrick, C. M. (1995). Assessing psychopathic attributes in a noninstitutionalized population. *Journal of Personality and Social Psychology*, 68(1), 151.
- Lilienfeld, S. O., & Andrews, B. P. (1996). Development and preliminary validation of a self-report measure of psychopathic personality traits in noncriminal population. *Journal of Personality Assessment*, 66(3), 488–524.
- Lilienfeld, S. O., Fowler, K. A., & Patrick, C. (2006). The self-report assessment of psychopathy. *Handbook of Psychopathy*, 107–132.
- Lynam, D. R., Whiteside, S., & Jones, S. (1999). Self-Reported Psychopathy: A Validation Study. *Journal of Personality Assessment*, 73(1), 110–132.
- MacCallum, R. (1986). Specification searches in covariance structure modeling. *Psychological Bulletin*, 100(1), 107.
- Miller, J. D., Gaughan, E. T., & Pryor, L. R. (2008). The Levenson Self-Report Psychopathy Scale: An Examination of the Personality Traits and Disorders Associated With the LSRP Factors. *Assessment*, 15(4), 450–463.
- Moltó, J., Poy, R., & Torrubia, R. (2000). Standardization of the Hare Psychopathy Checklist-Revised in a Spanish prison sample. *Journal of Personality Disorders*, 14(1), 84–96.
- Patton, J. H., Stanford, M. S., & others. (1995). Factor structure of the Barratt impulsiveness scale. *Journal of Clinical Psychology*, 51(6), 768–774.
- Paulhus, D. L., & Williams, K. M. (2002). The dark triad of personality: Narcissism, Machiavellianism, and psychopathy. *Journal of Research in Personality*, 36(6), 556–563.
- Poythress, N. G., Lilienfeld, S. O., Skeem, J. L., Douglas, K. S., Edens, J. F., Epstein, M., & Patrick, C. J. (2010). Using the PCL-R to Help Estimate the Validity of Two Self-Report Measures of Psychopathy With Offenders. *Assessment*, 17(2), 206–219.
- Rasmussen, K., Storsaeter, O., & Levander, S. (1999). Personality disorders, psychopathy, and crime in a Norwegian prison population. *International Journal of Law and Psychiatry*, 22(1), 91–97.

- Raubenheimer, J. (2004). An item selection procedure to maximize scale reliability and validity. *SA Journal of Industrial Psychology*, 30(4), p-59.
- Raven, J. (2003). Raven progressive matrices. In *Handbook of nonverbal assessment* (pp. 223–237). Springer.
- R Core Team. (2014). *R: a language and environment for statistical computing*. Vienna, Austria: R foundation for statistical computing.
- Reiss, S., Peterson, R. A., Gursky, D. M., & McNally, R. J. (1986). Anxiety sensitivity, anxiety frequency and the prediction of fearfulness. *Behaviour Research and Therapy*, 24(1), 1–8.
- Revelle, W. (2015). *psych: Procedures for Psychological, Psychometric, and Personality Research*. Evanston, Illinois: Northwestern University.
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36.
- Sellbom, M. (2011). Elaborating on the construct validity of the Levenson Self-Report Psychopathy Scale in incarcerated and non-incarcerated samples. *Law and Human Behavior*, 35(6), 440–451.
- Silvia, E. S. M., & MacCallum, R. C. (1988). Some Factors Affecting the Success of Specification Searches in Covariance Structure Modeling. *Multivariate Behavioral Research*, 23(3), 297–326.
- Somma, A., Fossati, A., Patrick, C., Maffei, C., & Borroni, S. (2014). The three-factor structure of the Levenson Self-Report Psychopathy Scale: Fool's gold or true gold? A study in a sample of Italian adult non-clinical participants. *Personality and Mental Health*, 8(4), 337–347.
- Spielberger, C. D. (2010). *State-Trait anxiety inventory*. Wiley Online Library.
- Spironelli, C., Segrè, D., Stegagno, L., & Angrilli, A. (2014). Intelligence and psychopathy: a correlational study on insane female offenders. *Psychological Medicine*, 44(1), 111–116.
- Vassileva, J., Georgiev, S., Martin, E., Gonzalez, R., & Segala, L. (2011). Psychopathic heroin addicts are not uniformly impaired across neurocognitive domains of impulsivity. *Drug and Alcohol Dependence*, 114 (2-3), 194-200.

- Vassileva, J., Petkova, P., Georgiev, S., Martin, E. M., Tersiyiski, R., Raycheva, M., Velinov, V., & Marinov, P. (2007). Impaired decision-making in psychopathic heroin addicts. *Drug and Alcohol Dependence*, 86(2-3), 287–289.
- Velicer, W. F. (1976). Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika*, 41(3), 321–327.
- Walters, G. D., Gray, N. S., Jackson, R. L., Sewell, K. W., Rogers, R., Taylor, J., & Snowden, R. J. (2007). A taxometric analysis of the Psychopathy Checklist: Screening Version (PCL: SV): Further evidence of dimensionality. *Psychological Assessment*, 19(3), 330.
- Ward, M. F., Wender, P. H., & Reimherr, F. W. (1993). The Wender Utah Rating Scale: an aid in the retrospective diagnosis of childhood attention deficit hyperactivity disorder. *The American Journal of Psychiatry*, 150(6), 885–890.
- Whiteside, S. P., & Lynam, D. R. (2001). The Five Factor Model and impulsivity: using a structural model of personality to understand impulsivity. *Personality and Individual Differences*, 30(4), 669–689.
- Wilson, M. J., Abramowitz, C., Vasilev, G., Bozgunov, K., & Vassileva, J. (2014). Psychopathy in Bulgaria: The cross-cultural generalizability of the Hare Psychopathy Checklist. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 36(3), 389–400.
- Zuckerman, M. (1994). *Behavioral expressions and biosocial bases of sensation seeking*. Cambridge university press.