

ГОДИШНИК НА СОФИЙСКИЯ УНИВЕРСИТЕТ „СВ. КЛИМЕНТ ОХРИДСКИ“
ФИЛОСОФСКИ ФАКУЛТЕТ
Книга Психология
Том 104

ANNUAL OF SOFIA UNIVERSITY “ST. KLIMENT OHRIDSKI”
FACULTY OF PHILOSOPHY
Psychology
Volume 104

ВЪПРОСНИК
ЗА БЕЗПОКОЙСТВА НА ЩАТСКИЯ УНИВЕРСИТЕТ
НА ПЕНСИЛВАНИЯ (PSWQ) – ПСИХОМЕТРИЧНИ ДАННИ
В БЪЛГАРСКА ЮНОШЕСКА ИЗВАДКА

ПЛАМЕН КАЛЧЕВ*

Катедра „Обща, експериментална и генетична психология“

Пламен Калчев. ВЪПРОСНИК ЗА БЕЗПОКОЙСТВА НА ЩАТСКИЯ УНИВЕРСИТЕТ НА ПЕНСИЛВАНИЯ (PSWQ) – ПСИХОМЕТРИЧНИ ДАННИ В БЪЛГАРСКА ЮНОШЕСКА ИЗВАДКА

Данните са получени върху 972 юноши (8.–12. клас) – 286 момчета, 670 момичета и 16 непосочили. Експлораторният факторен анализ на Въпросника за безпокойства на Щатския университет на Пенсилвания (PSWQ) разграничава два традиционно извлечени компонента (със собствена стойност >1): Преживяване на безпокойства и Отсъствие на безпокойства. Проверката на двуфакторния модел, с помощта на конфирматорен факторен анализ (LISREL 8.72), обаче показва, че вторият фактор е изкуствен, породен от положителната или отрицателната формулировка на айтемите. От тази гледна точка има основание да се заключи за едномерния характер на оценявания от PSWQ конструктор.

Преживяване на безпокойства и общия бал по PSWQ са с приемливо равнище на вътрешна съгласуваност (алфа на Кронбах: 0,92 и 0,89). Конструктивната валидност е оценена чрез връзките със самоописателни скали за тревожност (STAI-Y), потискане на мисли (WBSI) и обесии и компулсии (OCI-R и PI-BG) в рамките на корелационни анализи и структурни модели. В заключение се обсъждат разликите по пол и възраст, както и българските юношески норми на PSWQ.

* За контакти: e-mail: ppkalchev@yahoo.com

The data were obtained on 972 high school students (from 8th to 12th grade) – 286 boys, 670 girls and 16 missing. Exploratory factor analysis (PCA) extracts two traditional PSWQ factors (eigenvalue>1): *Worry engagement* and *Absence of worry*. Testing the two-factors model by confirmatory factor analysis (LISREL 8.72, ML-method) however suggests that the second factor is determined by items formulations, e.g. the PSWQ appears to measure a single unitary construct, but response patterns differ between positively worded and reverse-scored items factor.

The *Worry engagement* and PSWQ total score have acceptable internal consistency (Cronbach's alpha 0,92 and 0,89). The PSWQ validity is supported by measurement and structural models of other self-description scales for: obsessions and compulsions (PI-BG, OCI-R), obsessive beliefs (OBQ-27) and thought suppression (WBSI). The paper discusses also sex and age differences as well as the Bulgarian adolescent norms.

Results substantiate the use of PSWQ as research and assessment tool with adolescents.

Keywords: worries, questionnaire, adolescent

1. ПОСТАНОВКА НА ПРОБЛЕМА

Въпреки „универсалния“ характер на безпокойствата и всекидневния опит от преживяването им, научната дискусия за същността им далеч не може да се смята за приключила. Обикновено безпокойствата (worries)¹ се разглеждат като поредица от слабо контролирани мисли/образи, възникващи в отсъствие на актуална заплаха, но съсредоточени върху проблем, чийто изход е неясен, с възможност за негативни последици (Borkovec et al., 1983), или се свързват с предвиждане на възможна опасност – процес, който се преповтаря многократно, без да бъде разрешен (Mathews, 1990). Аналогичен е и подходът за анализ на феномена в детска възраст – безпокойствата се дефинират като процес на предвиждане, включващ повтарящи се мисли за възможните бъдещи резултати и техните потенциално негативни последици (напр. Vasey & Daleiden, 1994). Съответно безпокойствата се разглеждат като когнитивен компонент на тревожността, т.е. преживяването *се опосредства* от активно предвиждане и разработване на възможните негативни резултати, а не толкова от *актуална* в настоящето заплаха. В този контекст безпокойствата се концептуализират чрез три основни признака: (1) когнитивния характер на феномена; (2) фокуса върху очакване на негативен резултат; (3) централната роля на несигурността/неувереността относно настъпването на бъдещото събитие.

¹ Друг възможен превод на worries е *притеснения*, но в случая е предпочетен терминът безпокойства.

Когнитивният модел за обяснение на *прекомерните безпокойства*, разработен първоначално по отношение на възрастните, включва четири параметъра (Dugas et al., 1998, цит. по Laugesen et al., 2003):

1. ниска толерантност към неопределеността (неизвестността), проявяваща се в прекалена склонност да се преживяват ситуацияите на неопределеност като стресиращи и разстройващи – убеждението, че неочакваните събития са негативни и трябва да се избягват;
2. позитивни нагласи по отношение на безпокойствата – убеждението, че ако човекът се безпокои за бъдещето събитие, това ще доведе до положителен изход и намиране на решение;
3. негативна ориентация, включваща тенденцията проблемът да се разглежда като заплаха и да се оценява като неразрешим;
4. когнитивно избягване в два аспекта: (1) избягване на заплашителни ментални образи или (2) активни опити на човека да потисне нежеланите мисли.

Данните от прилагането на посочения модел в юношеска възраст (Laugesen et al., 2003) свидетелстват, че нетолерантността към неопределеността, позитивните нагласи към безпокойствата и негативната проблемна ориентация значимо прогнозира равнището на безпокойства при юношите (при предварителна изолацията на ролята на пола и физиологичната реактивност). Първият параметър обаче най-добре разграничава лицата с високо и ниско равнище на безпокойства, т.е ниската толерантност към неопределеността, изглежда, е най-важният когнитивен фактор за развитието на безпокойствата.

Предвиждането на възможните негативни събития е предпоставка за тяхното избягване или търсене на начини за справяне. *Прекомерните безпокойства* обаче трудно се контролират, имат натраплив характер, пораждат опити за прогнозиране на всички възможни отрицателни резултати и разработване на „катастрофични“ последици, а „предвкъването“ на потенциалните негативни изходи води до фокусиране на вниманието върху определени признаци, надценяване на вероятността или размера на заплахата и селективна интерпретация на неясни/двусмислени стимули като заплашителни (Mathews, 1990; Vasey, Daleiden, 1994). Разграничаването на адаптивните и дезадаптивните функции на безпокойствата поражда и терминологична неяснота по отношение на обема на понятието, като най-общо са възможни две гледни точки:

1. анализ на понятието в *тесен* смисъл: в този случай безпокойството по принцип се разглежда като дезадаптивен феномен – като разстройство на ефективните опити за предвиждане и подготовка/справяне с бъдеща заплаха.
2. анализ на понятието в *широк* смисъл, при което *известно* равнище на безпокойство е предпоставка за предвиждане на бъдеща заплаха и е част от нормалния процес на адаптация. *Прекомерните безпокойства* обаче са трудно контролируеми и възпрепятстват намирането на изход.

Подобен възглед се съгласува по-добре с DSM-IV (DSM-IV, 1994), доколкото *прекомерните безпокойства* в частност са диагностичен критерий за генерализирано тревожно разстройство².

Безпокойствата са ключова характеристика на част от тревожните разстройства в детска и юношеска възраст, но се наблюдават и при „нормалните“ деца. От една страна, с напредъка на когнитивното развитие децата стават все по-способни да предвиждат и да установяват връзки с възможните негативни последици („да генерират“ безпокойства), а от друга се изменя съдържанието на самите безпокойства (областите, в които са съсредоточени притесненията на детето) (Vasey et al., 1994; Silverman et al., 1995; Muris et al., 2002). Фактът, че от емпирична гледна точка възрастта и когнитивното развитие сами по себе си „прогнозират“ възникването/засилването на безпокойствата, показва, че безпокойствата са по-скоро феномен на развитието, който по принцип няма патологичен характер (но в определени случаи може да достигне до патологично равнище) (Muris et al., 2002).

Според Т. Борковек и съавтори (Borkovec et al., 2004) една от най-важните функции на безпокойствата е използването им като вътрешна реакция на избягване. По-конкретно, безпокойствата позволяват на човек да обработи емоционалните теми на абстрактно, концептуално равнище и така за кратко време да избегне неприятните образи, автономната възбуда и интензивните негативни емоции. По този начин преживяването на безпокойство е отрицателно подкрепящо. Затова вероятно безпокойствата предпазват от пълен достъп до складираните в паметта страхове и потискат емоционалните процеси като начин за намаляване на тревожността.

Хроничните безпокойства могат да бъдат инициирани и от неволни натрапливи мисли, но веднъж задействани – да се поддържат преднамерено от поредица безпокоящи мисли, включващи въпроси от типа „Ами ако...“, свързани с прогнозирана заплаха/негативен изход за себе си или другите („Ами ако ме скъсат на изпита?“, „...ако се разболея?“ и т.н.) (вж. Papageorgiou, 2006)³.

Ако безпокойствата се проявяват като нормален когнитивен процес, кои основни фактори допринасят за неговото патологизиране? Макар вероятно съдържанието на безпокойствата да не влияе върху патологизирането му, чес-

² DSM-IV дефинира проблемите с контрола на безпокойствата като отделен диагностичен критерий (критерий В) за генерализирана тревожност (в допълнение към прекомерния им характер – критерий А (American Psychiatric Association, 1994, p. 435; по-долу, за краткост, източникът ще се обозначава като DSM-IV, 1994). От друга страна, макар и централни за генерализираната тревожност, хроничните безпокойства са характерни и за други тревожни разстройства (напр. тревожност от раздяла, социална фобия, панически пристъпи). Специален интерес представлява и проблемът за връзката между „реалистичните“ безпокойства и обсеиите (вж. по-долу).

³ С изчерпателна дискусия относно същността на безпокойствата и връзката с други сходни конструкции читателят би могъл да се запознае с две принципно важни монографични изследвания (Clark (Ed.), 2005; Davey & Wells (Eds), 2006).

тотата и продължителността имат съществено значение. Налице са най-малко три значими фактора: (1) кога се използват безпокойствата (напр. като реакция спрямо лошо настроение, преди, по време и/или след заплашителни ситуации); (2) за какво се използват (напр., на първо място, за решаване на проблем/стратегия за справяне) и (3) дали безпокойствата се оценяват негативно (напр. „Не мога да контролирам безпокойствата си“). В частност началната мисъл за предстоящ решаващ изпит е по-вероятно да играе дезадаптивна роля, ако човек потъне в размисли за катастрофичните последици от възможния провал, т.е. безпокойството се интерпретира като неконтролируемо и вредно, или обратно – ако се възприема като полезна стратегия за справяне с възникналата тревожност и подготовка, то ще изиграе адаптивна функция за вземане на изпита (вж. Parageorgiou, 2006).

Предмет на настоящото изследване е български вариант на *Въпросник за безпокойства на Щатския университет на Пенсилвания* (Penn State Worry Questionnaire [PSWQ], Meyer et al., 1990). PSWQ е разработен за оценка на безпокойствата като личностна черта – диспозиция/склонност към подобен тип преживявания, както и „прекаления“, интензивен характер на безпокойствата и общата тенденция човек да се безпокои по принцип, а не само като реакция на специфични ситуации.

PSWQ е конструиран чрез факторен анализ на широк айтемен пул от 161 въпроса, формулирани въз основа на клиничен опит и изследвания с пациенти с генерализирано тревожно разстройство, както и въз основа на предишни скали и теоретичните възгледи за безпокойствата (Meyer et al., 1990). Първоначалните данни, получени от 337 студенти, извличат седем фактора, но тъй като основната цел е оценка на общата тенденция човек да изпитва безпокойства (без оглед на конкретното им съдържание), интересът е съсредоточен върху първия и най-голям фактор, който отразява честотата и интензивността на безпокойствата изобщо. Окончателният вариант включва 16 айтема, на които се отговаря с помощта на 5-степенна скала за съгласие (1–5). Единадесет от тях са формулирани за наличие на безпокойства, например: „Все се тревожа за нещо“, „Има моменти, когато притесненията и лошите ми предчувствия ме завладяват изцяло“, а пет – за отсъствие на безпокойства: „Лесно се отървам от безпокоящите ме мисли“, „Когато не мога да направя нищо повече по даден проблем, преставам да се безпокоя за него“. Петте отрицателно формулирани айтема се прекодират преди изчисляването на общия бал.

PSWQ се характеризира с високо равнище на вътрешна съгласуваност (в масови и в клинични извадки стойностите на α на Кронбах варират в интервала 0,88–0,95), на тест-ретест надеждност (студенти) 0,92–0,74 (при времеви интервали от една до десет седмици), налице са положителни корелации с рейтингови оценки от връстници (студенти), като инструментът демонстрира и чувствителност при терапевтични интервенции (за обзор вж. Starptup, Erickson, 2006).

Макар да е ориентиран към оценка на клинично значимите/патологични равнища на безпокойствата (вж. Startup, Erickson, 2006), PSWQ бързо придобива популярност и в неклинични, масови извадки и е използван широко в различни култури (напр. Brown, 2003; Brown et al., 1992; Rijsoort et al., 1999; Stöber, 1995; Fresco et al., 2002; Zhong et al., 2009 и др.). В приложен аспект интересът е насочен главно към възможностите на инструмента за оценка на генерализираното тревожно разстройство (напр. Fresco et al., 2003; Hazlett-Stevens et al., 2004; Rodebaugh et al., 2008; Webb et al., 2008), но са натрупани нормативни данни и с други клинични групи (посттравматично стресово разстройство, паническо разстройство, социална фобия, специфична фобия, депресия (без генерализирана тревожност) и др., както и резултати от масови извадки с хора в зряла възраст (за обзорна таблица вж. Startup & Erickson, 2006, p. 1005). Конструиран е и детски вариант PSWQ (Chorpita et al., 1997; Daleiden et al., 2000), при който 9 от оригиналните айтеми са частично преформулирани, а оригиналната 5-степенна Ликертова скала за отговори е опростена до 4 равнища (0–3). Данните, получени от деца и юноши ($n = 199$, 1.–12. клас), дават основание за отстраняване на два от отрицателно формулираните айтеми (Chorpita et al., 1997), а в по-късното изследване с деца на 8–12 години ($n = 486$) са налице аргументи за отпадането и на останалите 3 отрицателно формулирани айтема в тази възрастова група (Muris et al., 2001).

Проблемът със структурата на PSWQ. PSWQ е разработван като едномерен конструктор, но в разрез с първоначалните резултати почти всички **експлораторни анализи** извличат два фактора (при възможно най-либералния критерий от $eigenvalue > 1$), първият от които е доминиращ и се формира от 11-те положително формулирани твърдения, а вторият обединява 5-те отрицателно формулирани айтема⁴. Въпреки наличието на двата посочени фактора, в някои от изследванията (напр. Brown et al., 1992; Rijsoort et al., 1999) авторите предпочитат еднофакторното решение поради несъразмерността на двата компонента (първият от които очевидно доминира)⁵, по-ниското равнище на вътрешна съгласуваност на втория фактор, както и поради наложилата се в практиката употреба на PSWQ като едномерен конструктор. В други случаи се предпочита двуфакторното решение (напр. Stöber, 1995) (първият и вторият фактор обясняват съответно 36,5% и 10,7% от дисперсията).

Аргументи в полза на еднофакторното решение са получени и в по-малка възрастова група с помощта на детската версия на PSWQ (Chorpita et al., 1997;

⁴ Вече беше посочено, че положително формулираните айтеми са за наличие/високо равнище на безпокойства, а отрицателните формулировки изключват наличието на безпокойства.

⁵ В първото изследване съотношението между двата фактора от гледна точка на обяснената дисперсия (преди ротацията) е 51,1% и 7,7% (Brown et al., 1992), а във второто – 39,6% и 13,6% (Rijsoort et al., 1999).

Muris et al., 2001). Например според данните на П. Мюрис и съавтори на 486 деца на възраст 8–12 години експлораторният анализ извлича три фактора (при критерий от $eigenvalue > 1$), но авторите отново предпочитат еднофакторния вариант, тъй като трите отрицателно формулирани айтема⁶ са с незадоволителни факторни тегла и ниска конвергентна валидност (Muris et al., 2001). Възможно е малките деца да не обръщат достатъчно внимание на точната формулировка и да не си дават сметка, че айтемите са с противоположен смисъл. Освен това два от айтемите съдържат отрицание (във втория случай на български език дори двойно отрицание: „Никога за нищо не се притеснявам“), което поражда потенциално объркване при отговорите (Muris et al., 2001). Затова се препоръчва отпадането на всички отрицателно формулирани айтеми за начална училищна възраст, но не и при юношите (Muris et al., 2001). От тази гледна точка неразбирането на въпросите и объркването на отговорите при отрицателни формулировки е възможно при малките деца, но е по-малко вероятно като обяснение на проблемите с отрицателно формулираните айтеми при юношите или при хората в зряла възраст, макар подобна уговорка да се прави и при изследвания със студенти (Hazlett-Stevens et al., 2004, p. 367). Накратко, въпреки идентифицирането на два фактора в рамките на експлораторното изследване, доминира мнението в полза на еднофакторния вариант и използването на основания на него общ показател.

Оценката на PSWQ чрез **конфирматорен факторен анализ** отново поставя на дневен ред дискусията за структурата на инструмента. На практика без изключение индексите на еднофакторния модел са незадоволителни и оценката показва по-добра степен на съответствие на двуфакторния модел (Fresco et al., 2002; Brown, 2003; Hazlett-Stevens et al., 2004; Zhong et al., 2009). Въпреки това са налице аргументи в полза и на двата варианта, изложени накратко по-долу.

Вероятно първото изследване, основано на конфирматорен анализ на структурата на PSWQ, е проведено от Д. Фреско и съавтори със 788 студенти (Fresco et al., 2002). Резултатите потвърждават по-добрата степен на съответствие на двуфакторния модел, чиито компоненти се означават като *Преживяване на безпокойства* (11-те положително формулирани айтема, $\alpha = 0,94$) и *Отсъствие на безпокойства* (5-те отрицателно формулирани айтема, $\alpha = 0,70$) (за общия показател, чието използване се обосновава с данни за наличие на фактор от втори ред *Безпокойства* – $\alpha = 0,90$). Първият фактор корелира значимо и по-силно с външни мерки за тревожност и депресия в сравнение с *Отсъствие на безпокойства*. Според авторите отрицателно формулираните айтеми като че ли не се асоциират негативно с тревожност и депресия и е възможно *Отсъствие на безпокойства* да измерва друг кон-

⁶ Както беше посочено, детската версия на PSWQ се формира от 14 айтема, защото два от отрицателно формулираните са отстранени поради ниски тегла (Chorpita et al., 1997).

структ, например социална желателност (Fresco et al., 2002). От тази гледна точка, макар да се защитава двуфакторното решение, вторият компонент се интерпретира по-скоро не като отсъствие на безпокойства, а като детерминиран от допълнителни фактори.

Отрицателно формулираните айтеми са включени при разработването на PSWQ с цел да се намали ефектът на съгласяване с формулировките (нагласата за отговаряне в една посока) (Meuer et al., 1990), но от скълите, комбиниращи положително и отрицателно формулирани айтеми, често се извличат различни фактори. Въпросът е дали те имат самостоятелно значение или са изкуствено разделени въз основа на формулировката. За проверка на това предположение заедно с едно- и двуфакторния модел се сравняват индексите на еднофакторния модел с два варианта на предефиниране: (1) с освобождаване на ковариации на необяснената (остатъчна) дисперсия на 5-те отрицателно формулирани айтема (Brown, 2003) и (2) директно дефиниране на втори допълнителен фактор (означен като *Метод* – при този вариант отрицателно дефинираните айтеми са натоварени едновременно по *Безпокойства* и по *Метод*) (Hazlett-Stevens et al., 2004; Zhong et al., 2009).

В рамките на конфирматорния анализ освобождаването на ковариациите на необяснената (остатъчна) дисперсия е основен вид предефиниране на изходния модел за подобряване степента на съответствие. Допускането за ковариации на необяснената дисперсия означава, че двата индикатора измерват нещо, което е *общо*, но не е представено в модела (нещо *друго* или *допълнително* спрямо измервания конструкт) (Jöreskog & Sörbom, 1993; Kline, 1998). Затова значимата ковариация на грешките в оценката на два емпирични индикатора (айтема) означава наличие на обща дисперсия, която не може да се обясни само със заложената в модела латентна променлива, т.е. айтемите са емпиричен индикатор и на допълнителен, непредставен в модела фактор. Ако изходният еднофакторен модел на PSWQ не отразява адекватно емпиричните данни, защото не може да обясни в достатъчна степен връзките между айтемите, трябва или (1) да се освободят ковариации на необяснената дисперсия (с допускане за наличие на допълнителни фактори, обясняващи общата дисперсия между айтемите), или (2) директно да се дефинира нов фактор, т.е. да се премине в случая към двуфакторно решение.

В изследването на Т. Браун с две извадки от по 600 пациенти с тревожни разстройства двуфакторният модел отново има преимущество пред еднофакторния, но след освобождаване на ковариациите на необяснената (остатъчна) дисперсия на 5-те отрицателно формулирани айтема еднофакторният модел се оказва с по-добри показатели за степен на съответствие (на база редукция в стойността на χ^2) (Brown, 2003).

В изследването на Х. Хазлет-Стивънс и съавтори (Hazlett-Stevens et al., 2004) изходният еднофакторен модел на PSWQ се модифицира по следния

начин: дефинира се втори латентен фактор *Метод* (хипотетична променлива, свързана с ефекта на формулировката), като отрицателно формулираните айтеми, освен по фактора *Безпокойства*, са натоварени и по *Метод* (тъй като между *Безпокойства* и *Метод* не се очаква значима връзка, корелацията между факторите се фиксира на 0)⁷. Данните, получени първоначално в две студентски извадки (от 503 и от 303 лица), възпроизвеждат предимството на двуфакторния модел, но след посочените модификации коригираният еднофакторен модел на безпокойствата (с дефиниране на втори фактор *Метод*) е съпоставим с двуфакторния. Подобен резултат се тълкува в полза на по-опростения едномерен модел на PSWQ (Hazlett-Stevens et al., 2004). В рамките на същото изследване данните показват по-силни корелации на положително дефинираните айтеми с генерализирано тревожно разстройство (категориална оценка на базата на самоописателен въпросник в същите студентски извадки), като възможностите на 11-те айтема са съпоставими или дори по-добри в прогнозирането на генерализираната тревожност в сравнение с тези на пълната 16-айтемна скала. От тази гледна точка има основания за съкращаване на инструмента чрез използване само на 11-те айтема (Hazlett-Stevens et al., 2004).

Моделът за оценка на структурата на PSWQ от предишното изследване е възпроизведен и в голяма извадка от китайски студенти ($n = 1243$) и в този случай преимуществото на коригирания еднофакторен модел по отношение на двуфакторния е статистически значимо (на база $\Delta\chi_{(4)}^2$, Zhong et al., 2009). В рамките на изследването корелациите на първия фактор *Преживяване на безпокойства* със скали за тревожност на Спилбъргър (STAI), обесии и компулсии (компоненти на Падуанския въпросник, PI) и депресия на А. Бек (BDI) са по-силни, но връзките с втория компонент – *Отсъствие на безпокойства*, също са значими и в част от случаите – близки по стойност (Zhong et al., 2009).

Накратко, коригираният еднофакторен модел на безпокойствата (с втори фактор *Метод*) е съпоставим или с по-добри индекси за степен на съответствие в сравнение с двуфакторния модел. Въпреки това и придържашите

⁷ Авторите апробират и по-сложен модел с въвеждане на втори фактор за метод, по който са натоварени положително дефинираните айтеми, но в този случай част от теглата се оказват незначими (Hazlett-Stevens et al. (2004). На практика аналогичен модел (означен като трифакторен) е тестван с норвежка извадка от студенти и лица в зряла възраст: един общ фактор за безпокойства, по които са натоварени всички айтеми, и два допълнителни, формирани от положително и отрицателно формулираните айтеми, дефинирани като независими. Този модел има предимство пред двуфакторния, но както и в цитираното американско изследване, в извадката от възрастни част от теглата по фактора от положително формулирани айтеми са незначими (Pallesen et al., 2006). Аналогични модели са тествани с френска и с италианска извадка (Meloni & Gana, 2001; Gana, Martin, Canouet, Trouillet & Meloni, 2002; цит. по Pallesen et al., 2006).

се към тезата за двуфакторна структура на PSWQ (Fresco et al., 2002), и привържениците на едномерния модел (Hazlett-Stevens et al., 2004) препоръчват след допълнително проучване да се използва съкратен 11-айтемен вариант поради проблемния характер на отрицателно формулираните айтеми. От тази гледна точка обсъждането на структурата на PSWQ до голяма степен се преформулира във въпроса за съкращаване на оригиналния вариант на инструмента.

В заключение PSWQ е широко използван инструмент с добри психометрични характеристики в масови и в клинични извадки, но в наличната база от данни не бяха открити получени у нас резултати. Затова задача на изследването е аprobация на инструмента с български юноши, като специален интерес представлява оценката на структурата на PSWQ.

2. МЕТОД

Изследвани лица

Извадката се състои от 972 юноши (с пълни протоколи) от 8. (222 лица), 9. (208 лица), 10. (270), 11. (168) и 12. клас (104). 286 от изследваните лица са момчета, 670 – момичета и 16 – непосочили⁸. Възрастовият диапазон е 14–18 години ($X = 15,91$; $SD = 1,35$). Тъй като резултатите от PSWQ потенциално са повлияни от пола, по случаен път са отстранени 384 протокола на момичета. Формираната по този начин, *балансирана* по пол извадка ($n = 572$) е използвана при експлораторния и конфирматорния анализ *общо* за момчетата и момичетата; при анализите по пол обаче са използвани всички налични протоколи (286 момчета и 670 момичета).

Инструментарий

Емпиричният материал е събран с помощта на няколко самоописателни скали.

1. *Въпросник за безпокойства на Щатския университет на Пенсилвания* (PSWQ). Той включва 16 айтема, на които се отговаря с помощта на 5-степенна Ликертова скала на съгласия (1–5). Български превод е направен от Камелия Ханчева и от Пламен Калчев – два независими варианта, обсъдени допълнително до постигане на съгласие. При подготовката на българската версия не са добавяни допълнителни (резервни) айтеми.

⁸ Протоколите с непълни данни предварително са отстранени от анализа (от една страна, поради краткия характер на въпросника техният брой е относително малък, а от друга отсъстват значими корелации между броя на пропуските и отделните айтемите). От посочените 972 протокола 607 са събрани от автора, а останалите 365 – от Александра Дженова и Боряна Теодосиева, студенти в магистърската програма по Детско-юношеска и училищна психология към СУ „Св. Климент Охридски“. Благодаря на колегите за помощта при събирането на данните.

2. *Ревизиран въпросник за обесии и компулсии* (OCI-R, Foa et al., 2002), адаптиран за юношеска възраст (Калчев, 2012). OCI-R включва 6 фактора, оценявани от по 3 айтема (α на Кронбах от резултатите в настоящото изследване, $n = 757$): *Обесии* (0,81), *Миене* (0,73), *Проверяване* (0,78), *Подреждане* (0,82), *Трупане* (0,71), *Ментална неутрализация* (0,58); за общия показател (18 айтема) – $\alpha = 0,88$.

3. *Падуански въпросник за обесии и компулсии* (PI, Sanavio, 1988), който е преминал през две принципно важни ревизии: (1) Padua Inventory Revised [PI-R], Oppen et al. (1995) и (2) Padua Inventory – Washington State University Revision [PI-WSUR], Burns et al. (1996), довели до отпадане на част от оригиналните айтеми и частично преразглеждане на структурата. Българският вариант (PI-BG) възпроизвежда в редуциран вариант компонентите на PI-WSUR, но със съхраняване на принципно важната скала за *руминации* (увреден ментален контрол) (Калчев, 2012). PI-BG оценява 6 фактора (в скоби – броят на айтемите и стойностите на α от настоящото изследване, $n = 403$): *Руминации* (8 айтема; $\alpha = 0,84$), *Обесии за вреда* (3; 0,70), *Обесии за загуба на контрол върху импулсите* (8; 0,81), *Заразяване* (10; 0,85), *Проверяване* (7; 0,79), *Обличане, подреждане* (3; 0,68); за общия показател (39 айтема) – $\alpha = 0,92$.

4. *Въпросник за потискане на мисли* (WBSI, Wegner & Zanakos, 1994). Факторният анализ на WBSI с български юноши ($n = 761$) извлича два фактора: *Напраливи мисли* (8 айтема, в настоящото изследване $\alpha = 0,88$) и *Потискане на мисли* (6 айтема, $\alpha = 0,82$); за общия показател (14 айтема в българския вариант) – $\alpha = 0,91$. (Всички протоколи на WBSI са общи с тези за PSWQ.) (Калчев, 2012).

5. *Въпросник на Спилбъргър за тревожност-черта* (STAI, Щетински, Паспаланов, 1989) – 20 айтема, в настоящото изследване $\alpha = 0,87$, $n = 178$).

Процедура

Изследването се провежда групово и анонимно (с целия клас), в рамките на една сесия (по желание изследваните лица попълват личен код, чрез който могат да получат персонална информация за резултата).

3. РЕЗУЛТАТИ И ОБСЪЖДАНЕ

Факторен анализ. Структурата на PSWQ при български юноши е анализирана последователно чрез експлораторен и конфирматорен факторен анализ в балансираната по пол извадка ($n = 572$) с едни и същи изследвани лица, тъй като са налице достатъчно предварителни данни за очакваното факторно решение (при оценка на инвариантността по пол са използвани всички налични протоколи (286 момчета и 670 момичета).

Експлораторният факторен анализ е осъществен в два варианта: (1) на базата на полихоричната корелационна матрица по метода на минималните остатъци (MINimum RESiduals – MINRES), чрез LISREL 8.72. (Jöreskog et al., 2001) и (2) чрез традиционно използвания при оценката на структурата на PSWQ метод на главните компоненти (PCA). Ротацията на факторите и в двата случая е извършена по Варимакс и Промакс. С оглед използваната Ликертова скала за отговори данните по MINRES имат предимство, но получените резултати по двата метода принципно не се различават (таблица 1). Експлораторният анализ извлича два фактора (при $eigenvalue > 1$), първият от които доминира (съответно 41,16% и 10,87% обяснена дисперсия; след ротацията: 38,61% и 13,44%). За целите на сравнителния анализ таблица 1 представя и теглата от еднофакторното решение. Резултатите с български юноши съвпадат с многобройните факторизации на PSWQ с хора в зряла възраст в различни култури (с уточнението, че в случая двуфакторната структура е възпроизведена и чрез полихоричната корелационна матрица; подобни резултати не бяха открити в достъпната база от данни).

Данните от експлораторното изследване не са еднозначни за избор на един от двата варианта: от една страна, първият фактор силно доминира, но при еднофакторното решение отрицателно формулираните айтеми са с най-ниски тегла (в два от случаите, айтеми 1 и 11, стойностите са очевидно незадоволителни⁹). От друга страна, при двуфакторното решение факторите корелират умерено отрицателно помежду си (при ротацията по Промакс корелациите по MINRES и PCA са $-0,42$ и $-0,35$). Подобни стойности не са достатъчно високи, за да се разглеждат двата компонента като полюси на обща дименсия, т.е. да се обединят в един показател. Относително слабата корелация между факторите произтича като цяло от чистото двуфакторно решение (високи тегла по основния и ниски по другия фактор – табл. 1), което показва, че съдържанието на двата фактора почти не се препокрива, т.е. те оценяват относително различни конструкти. Подобен резултат не се съгласува с данните при възрастните, показващи силни корелации между компонентите на PSWQ (едно от малкото изключения са резултатите с китайски студенти, които обаче са получени чрез конфирматорен анализ [Zhong et al., 2009]).

⁹ Именно тези два айтема са отстранени при изследването с детската версия (1.–12. клас) (Chorptita et al., 1997).

Таблица 1. Факторни тегла на айтемите от Въпросника за безпокойства на Щатския университет на Пенсилвания (PSWQ) в балансираната по пол българска извадка от юноши ($n = 572$), стандартизирано решение. С получен рен шриффт са представени теглата, получени по метода на минималните остатъци (MINRES) въз основа на полихоричните корелации, в курсив – по метода на главните компоненти (PCA). Еднофакторно и двуфакторно решение.

№ на айтема	ЕДИН ФАКТОР		ДВА ФАКТОРА			
			Фактор 1: Преживяване на безпокойства		Фактор 2: Отсъствие на безпокойства	
	MINRES	PCA	MINRES	PCA	MINRES	PCA
PSWQ 14	0,826	<i>0,789</i>	0,835	0,807	-0,107	<i>-0,060</i>
PSWQ 13	0,828	<i>0,802</i>	0,806	0,790	-0,195	<i>-0,160</i>
PSWQ 7	0,825	<i>0,800</i>	0,799	0,787	-0,203	<i>-0,159</i>
PSWQ 15	0,794	<i>0,749</i>	0,794	0,760	-0,124	<i>-0,073</i>
PSWQ 12	0,815	<i>0,786</i>	0,786	0,769	-0,215	<i>-0,173</i>
PSWQ 5	0,767	<i>0,755</i>	0,770	0,763	-0,113	<i>-0,086</i>
PSWQ 4	0,746	<i>0,741</i>	0,713	0,715	-0,213	<i>-0,197</i>
PSWQ 2	0,694	<i>0,690</i>	0,687	0,691	-0,130	<i>-0,099</i>
PSWQ 16	0,677	<i>0,676</i>	0,685	0,688	-0,084	<i>-0,061</i>
PSWQ 9	0,619	<i>0,620</i>	0,653	0,657	-0,002	<i>0,029</i>
PSWQ 6	0,693	<i>0,681</i>	0,651	0,648	-0,232	<i>-0,208</i>
PSWQ 3	-0,407	<i>-0,399</i>	-0,219	-0,191	0,711	<i>0,742</i>
PSWQ 10	-0,458	<i>-0,431</i>	-0,285	-0,236	0,671	<i>0,705</i>
PSWQ 8	-0,473	<i>-0,478</i>	-0,351	-0,331	0,473	<i>0,552</i>
PSWQ 1	-0,072	<i>-0,060</i>	0,061	0,118	0,429	<i>0,595</i>
PSWQ 11	-0,139	<i>-0,159</i>	-0,034	-0,014	0,351	<i>0,499</i>

Забележка: Номерата на айтемите в първата колона съответстват на подредането им в оригиналната версия (Meyer et al., 1990).

На следващия етап за сравнение на двата конкурентни модела данните са оценени с помощта на **конфирматорен анализ** (по метода на максималната вероятност (ML), чрез LISREL 8.72). Последователно са оценени няколко модела:

1. изходен еднофакторен модел (модел 1), при който 16-те айтема са натоварени върху обща латентна променлива;
2. коригиран еднофакторен модел (модел 2) (Brown, 2003), при който са освободени за оценка ковариациите на необяснената (остатъчна) дисперсия на 5-те отрицателно формулирани айтема¹⁰;
3. коригиран еднофакторен модел (модел 3) (Hazlett-Stevens et al., 2004), при който директно се дефинира втори фактор, означен като *Метод*,

¹⁰ Всички освободени ковариации са значими при $p < 0,01$, само при айтеми 1 и 11 $p < 0,05$.

т.е. предполага се, че връзката между тези айтеми, освен от *Безпокойства*, се определя и от начина на формулиране на въпросите. Затова в този случай 5-те отрицателно формулирани айтема са натоварени едновременно по общия фактор *Безпокойства* и по *Метод* (тъй като няма основания да се очаква значима връзка между *Безпокойства* и *Метод*, корелацията между тях се фиксира на 0¹¹);

4. двуфакторен модел (модел 4), при който 11-те положително формулирани айтема са натоварени върху фактор, означен като *Преживяване на безпокойства*, а 5-те отрицателно формулирани – по *Отсъствие на безпокойства*, с допускане на ковариация на двата фактора;
5. коригиран двуфакторен модел (модел 5), при който допълнително са освободени значими ковариации на остатъчната дисперсия при две двойки айтеми от първия фактор *Преживяване на безпокойства* (2,5 и 9,16).

Таблица 2 представя индексите за степен на съответствие на 5-те модела, а таблица 3 – стандартизираните факторни тегла при модели 1, 3 и 4.

Тъй като едно- и двуфакторният модел са производни един от друг (ако в двуфакторния модел се фиксира корелация, равна на 1, се възпроизвежда еднофакторният модел), те могат да се сравняват на база редукция в стойността на χ^2 ($\Delta\chi^2$ при дадените степени на свобода). Както и в по-рано получените резултати (Fresco et al., 2002; Brown, 2003; Hazlett-Stevens et al., 2004; Zhong et al., 2009), данните в таблица 2 потвърждават предимството на двуфакторния (модел 4) пред еднофакторния модел (модел 1). В еднофакторния модел (модел 1) RMSEA е над приемливата стойност, а освен това отрицателно формулираните айтеми са с ниски тегла (в един от случаите коефициентът е статистически незначим (айтем 1), а в друг (айтем 11), стойността е явно неприемлива.

Таблица 2. Индекси за степен на съответствие от конфирматорния анализ на 5 модела на структурата PSWQ ($n = 572$)

Модел	χ^2	df	χ^2/df	RMSEA	GFI	AGFI	CFI	NNFI
Модел 1: 1 фактор	542,2	104	5,21	0,095	0,88	0,84	0,96	0,95
Модел 2: 1 фактор	281,8	94	3,00	0,062	0,94	0,91	0,98	0,98
Модел 3: 1 фактор	288,2	99	2,91	0,061	0,94	0,91	0,98	0,98

¹¹ Въпреки че корекциите в модели 2 и 3 отразяват една и съща логика (в първия модел вторият фактор се дефинира индиректно – чрез освобождаване на остатъчната дисперсия, а във втория – директно), двата модела не са с идентични индекси на съответствие. При Модел 2 се дефинират десет допълнителни параметъра за оценка, а при Модел 3 – пет.

Модел 4: 2 фактора	326,3	103	3,17	0,064	0,93	0,91	0,98	0,97
Модел 5: 2 фактора	256,7	101	2,54	0,053	0,95	0,93	0,98	0,98

Забележки:

(а) **Модел 1:** еднофакторен; **Модел 2:** коригиран еднофакторен модел с освобождаване на ковариацията на остатъчната дисперсия при 5-те отрицателно формулирани айтема; **Модел 3:** коригиран еднофакторен модел с дефиниране на втори фактор *Метод*, по който са наговарени 5-те отрицателно формулирани айтема; **Модел 4:** двуфакторен модел; **Модел 5:** коригиран двуфакторен модел с освобождаване на остатъчната дисперсия между две двойки айтеми: айтеми 2, 5 и 9, 16.

(б) RMSEA – Root Mean Square Error of Approximation; GFI – Goodness of Fit Index; AGFI – Adjusted Goodness of Fit Index; CFI – Comparative Fit Index; NNFI – Non-Normed Fit Index.

От друга страна, за разлика от цитираните по-рано изследвания, корелацията на латентните фактори (модел 4) в българската юношеска извадка е по-ниска: $-0,50$ (на равнище суров бал поради грешките на измерването стойността очаквано е още по-ниска: $r = -0,35$). Подобен резултат би могъл да отразява възрастова или културна специфика, но независимо от възможните причини той показва относително слабо припокриване в съдържанието на оценяваните конструкти, а това поставя въпроса за съдържателната интерпретация на фактор 2. Надеждността на общия показател за безпокойства (16 айтема) е $\alpha = 0,89$; при двуфакторното решение: *Преживяване на безпокойства* (11 айтема): $\alpha = 0,92$; *Отсъствие на безпокойства*, $\alpha = 0,63$. Първите две стойности са съпоставими с получените в други изследвания, но надеждността на *Отсъствие на безпокойства*, макар и очаквано по-ниска поради малкия брой признаци, е под цитираната в литературата.

Таблица 3. Факторни тегла на айтемите от Въпросника за безпокойства на Щатския университет на Пенсилвания (PSWQ) в балансираната по пол извадка ($n = 572$), стандартизирано решение)

Айтем	Модел 1		Модел 3		Модел 4	
	Фактор 1	Фактор 1	Метод	Фактор 1	Фактор 2	
PSWQ 14	0,78	0,78	–	0,78	–	
PSWQ 13	0,80	0,80	–	0,80	–	
PSWQ 7	0,79	0,79	–	0,79	–	
PSWQ 15	0,74	0,74	–	0,74	–	
PSWQ 12	0,77	0,77	–	0,77	–	
PSWQ 5	0,73	0,73	–	0,73	–	
PSWQ 4	0,71	0,71	–	0,71	–	
PSWQ 2	0,65	0,65	–	0,65	–	
PSWQ 16	0,64	0,64	–	0,64	–	
PSWQ 9	0,59	0,59	–	0,59	–	

PSWQ 6	0,64	0,63	–	0,63	–
PSWQ 3	-0,33	-0,31	0,63	–	0.67
PSWQ 10	-0,36	-0,34	0,56	–	0.67
PSWQ 8	-0,42	-0,40	0,40	–	0.59
PSWQ 11	-0,13	-0,11	0,31	–	0.32
PSWQ 1	-0,03	-0,01	0,42	–	0.31

Забележки:

(а) Номерата на айтемите в първата колона съответстват на подреждането им в оригиналната версия (Meyer et al., 1990).

(б) Модел 1 – Фактор 1: *Безпокойства – общо* (16 айтема); Модел 3 – Фактор 1: *Безпокойства–общо* (16 айтема), Фактор 2: *Метод* (5 айтема); Модел 4 – Фактор 1: *Преживяване на безпокойства* (11 айтема), Фактор 2: *Отсъствие на безпокойства* (5 айтема).

Логиката на модели 2 и 3 отразява идеята, че петте отрицателно формулирани айтема не оценяват отсъствие на безпокойства, а обединяването им е детерминирано от начина на формулиране на въпросите. Сравнението им с двуфакторния модел (модел 4) на база $\Delta\chi^2$, съответно $\Delta\chi_{(9)}^2 = 44,5$ ($p < 0,001$), $\Delta\chi_{(4)}^2 = 38,1$ ($p < 0,001$)¹², показва по-добра степен на съответствие на коригираните еднофакторни модели. Подобен резултат възпроизвежда получените по-рано резултати (Brown, 2003; Hazlett-Stevens et al., 2004; Zhong et al., 2009), според които показателите на коригирания еднофакторен модел са съпоставими или по-добри в сравнение с тези на двуфакторния и се тълкуват в полза на едномерната структура на PSWQ. На практика обаче резултатите и на Т. Браун (Brown, 2003) и тези с детската версия на PSWQ (Muris et al., 2001) също дават основание за разграничаване на 5-те отрицателно формулирани айтема. Допълнително основание за това може да се потърси и при факторизацията на айтемите от PSWQ в рамките на по-широк контекст. Например данните от общия факторен анализ заедно с айтемите от *Въпросника за потискане на мисли* (вж. Калчев, 2012, таблица 6.3, с. 194) показват, че отрицателно формулираните айтеми стабилно се разграничават от останалите от PSWQ и формират отделен компонент при различни варианти на факторизация.

От тази гледна точка, според резултатите с български юноши отрицателно формулираните айтеми от PSWQ трябва да се отстранят: (1) в едномерния модел, тъй като са с ниски тегла и (2) в двуфакторния модел, ако формираният от тях фактор е детерминиран от начина на формулиране на въпросите. Съхраняването на включените във втория фактор айтеми би било съдържателно обосновано, ако те оценяват важен аспект на безпокойствата, ако имат съществено значение при интерпретацията на резултати или ако поне общият показател (формиран от 16-те айтема на PSWQ) има очевидни предимства по

¹² Разликата между модели 2 и 3 ($\Delta\chi_{(4)}^2 = 6,4$) е статистически незначима.

отношение на валидността на въпросника. Отговорът очевидно не може да се даде въз основа на формалните показатели на конфирматорния анализ за степен на съответствие¹³, а изисква оценка на връзките с външни променливи. Такива данни с български юноши са представени по-долу.

В заключение в рамките и на едномерния и на двумерния модел на PSWQ 5-те отрицателно формулирани айтема се очертават като проблемни: в първия случай те са с ниски факторни тегла, във втория – формират фактор, породен вероятно от начина на формулиране на въпросите, без да оценяват съдържателни аспекти на безпокойствата. Има достатъчно основания за отпадането на тези айтеми и използване на краткия 11-айтемен вариант. Въпреки това на този етап се препоръчва прилагането на всичките 16 айтема от PSWQ поради две основни причини: (1) необходимо е натрупване на допълнителни данни за сравнителните възможности на пълния и краткия вариант и (2) дори ако 5-те отрицателно формулирани айтема не участват при формиране на оценката, включването им е полезно, за да се намали ефектът на съгласяване при отговорите (Meyer et al., 1990) (в практиката не са редки случаите на преднамерено включване в дадена скала и на положително, и на отрицателно формулирани айтеми, дори ако последните не участват в оценката).

Инвариантност на факторната структура на PSWQ по пол. Последователно са сравнени два вида параметри на конфирматорния модел при момчетата и момичетата: (1) факторните тегла на айтемите и (2) равнището на първичните фактори (в последния случай при еднофакторния и при двуфакторния модел).

1. Освобождаване на теглата на емпиричните индикатори (айтемите) показват значими различия при три айтема – №2 „Има моменти, когато притесненията и лошите ми предчувствия ме завладяват изцяло“ (с по-високо тегло при момчетата), №11 „Когато не мога да направя нищо по да-

¹³ В рамките на конфирматорния анализ са възможни допълнителни корекции, подобряващи степента на съответствие. Например в модел 5 (табл. 3) освобождаване на ковариацията на остатъчната дисперсия: (а) между айтем №2 „Има моменти, когато притесненията и лошите ми предчувствия ме завладяват изцяло“ и №5 „Знам, че не трябва да се безпокоя за разни неща, но не мога да се овладяя“ и (б) между №9 „Тъкмо съм приключил с някаква задача и започвам да се тревожа какво остава да свърша“ и №16 „Докато не приключа изцяло, се притеснявам за всяко нещо, което съм започнал“. Модел 5 съществено подобрява степента на съответствие с емпиричната матрица и след направените корекции е с най-добри показатели (вж. табл. 3). Обяснението на значимата ковариация на необяснената дисперсия би могло да се потърси в допускането за наличие на по-малък фактор, свързан с контрола на безпокойствата, в първия случай, или в сходната формулировка във втория (при това ковариацията на необяснената дисперсия между посочените двойки айтеми е по-силна от тази при отрицателно формулираните айтеми).

ден проблем, преставам да се безпокоя за него (-)“ и №12 „През целия си живот съм бил човек, склонен да се тревожи“, с по-високи тегла при момичетата.

2. За оценката на равнището на латентните променливи те са скалирани в метриката на айтема с най-високо тегло по съответния фактор. Средната стойност в една от групите (в случая на момчетата) се приема за 0 (вж. по-подробно Jöreskog, Sörbom, 1993; Kline, 1998). Според получените резултати при оценката на еднофакторния модел е налице по-високо равнище при момичетата ($\text{mean} = 0,59$; $t = 7,43$, $p < 0,001$); при двуфакторния модел: по-високо равнище при момичетата по *Преживяване на безпокойства* ($\text{mean} = 0,58$; $t = 7,29$, $p < 0,001$) и по-ниско по *Отсъствие на безпокойства* ($\text{mean} = -0,40$; $t = 4,69$, $p < 0,001$). В достъпната база от данни беше открито само едно изследване, оценяващо разликата на безпокойства по пол на латентно равнище (еднофакторен модел), но с голяма клинична извадка (BROWN, 2003). Според неговите резултати жените са с по-високо равнище, но разликата е по-слабо изразена ($\text{mean} = 0,218$; $t = 3,11$, $p < 0,01$). Резултатите на латентно равнище се възпроизвеждат и на равнище суров бал (вж. по-долу).

Надеждност

Коефициентите на вътрешна съгласуваност – стойностите на α на Кронбах общо и по пол са съответно: *Преживяване на безпокойства*: общо: $\alpha = 0,92$, момчета: $\alpha = 0,90$ и момичета: $\alpha = 0,91$; *Отсъствие на безпокойства*: $0,63$, $0,59$ и $0,67$; *Общ бал*: $0,89$, $0,86$ и $0,89$. Резултатите за общия показател и факторът *Преживяване на безпокойства* са съпоставими с данните от други изследвания с възрастни (за обзор вж. и Startup & Erickson, 2006), но надеждността на *Отсъствие на безпокойства* е по-ниска (за сравнение според резултатите Fresco et al., 2002 и Zhong et al., 2009: $0,70$ – $0,68$).

Валидност

Конструктната валидност на PSWQ е оценена чрез връзките с четири самоописателни скали: за *тревожност* (STAI-Y), *потискане на мисли* (WBSI) и две скали за *обсесии и компулсии* (OCI-R и PI-BG) в рамките на корелационни анализи и структурни модели. Таблица 4 представя единичните корелации на PSWQ със STAI-Y ($n = 178$) и (WBSI) ($n = 761$).

Таблица 4. Корелации (r на Пирсън) между Въпросника за безпокойства (PSWQ) и Въпросника за тревожност-черта (STAI-Y) ($n = 178$) и за Въпросника за потискане на мисли (WBSI) ($n = 761$)

	Преживяване на безпокойства	Отсъствие на безпокойства	PSWQ – общ бал
Тревожност–черта (STAI-Y)	0,69*	-0,41*	0,73*
Натрапливи мисли	0,71*	-0,20*	0,66*
Потискане на мисли	0,62*	-0,12*	0,55*
WBSI-14 – общ бал	0,72*	-0,18*	0,66*
WBSI-15 – общ бал	0,70*	-0,14*	0,63*

Забележки:

(а) WBS-14: българска юношеска версия на *Въпросник за потискане на мисли* (14 айтема след отстраняване на айтем 8; вж. по-подробно Калчев, 2012); за целите на сравнителния анализ са представени и корелациите с оригиналната 15-айтемна версия (WBS-15); при формиране на общия бал по PSWQ айтемите от *Отсъствие на безпокойства* се включват с обратен знак;

(б) * $p < 0,01$ на база единични тестове.

При оценката на тези резултати трябва да се има предвид, че STAI-Y измерва обща тревожност – конструктор, близък до генерализираната тревожност, в която безпокойствата са основен компонент. Затова значимата корелация е очаквана, но от друга страна, трябва да се има предвид, че STAI-Y не оценява соматични признаци за тревожност (третият диагностичен критерий за генерализирана тревожност (DSM-IV, 1994) – умора, раздразнителност, напрежение в мускулите, проблеми със съня), но за сметка на това присъстват признаци като щастие, удовлетвореност от себе си, себеувереност и др.). Конструирването на STAI-Y, разбира се, не се основава на диагностичните критерии на DSM, докато PSWQ е разработван на първо място за оценка (включително и на клиничните равнища) на генерализирана тревожност с фокус върху първия диагностичен критерий (безпокойства). От тази гледна точка получената корелация на STAI-Y и PSWQ ($r = 0,73$) може да се определи като задоволителна.

По отношение на компонентите на WBSI *Натрапливи мисли* (напр. „Някои образи така ми се натрапват, че не мога да ги изтрия от съзнанието си“, „Искам, но не мога да престана да мисля за определени неща“) и *Потискане на мисли* (напр. „Понякога си намирам работа, само за да се спася от досадни мисли“, „Имам мисли, от които се опитвам да избягам“) могат да се прогнозират диференцирани по сила корелации. От една страна, някои от айтемите на PSWQ директно адресират проблема за контрола върху безпокойствата (напр. „Знам, че не трябва да се безпокоя за разни неща, но не мога да спра“, а от друга – високата честота/интензивност на безпокойствата е индиректен инди-

катор за проблема с контрола. Затова може да се очаква по-силна корелация на PSWQ с *Наатрапливи мисли* в сравнение с *Потискане на мисли*. В получените резултати (табл. 4) се забелязва подобна тенденция.

Резултатите в табл. 4 също така показват, че корелациите на *Преживяване на безпокойства* с външните променливи са близки или дори с тенденция за по-високи стойности в повечето случаи, отколкото връзките с общия показател по PSWQ. За сравнение връзките с втория фактор (формиран от „негативно“ формулираните айтеми) – *Отсъствие на безпокойства*, са по-слаби и близки до статистически незначимите. Подобен резултат се съгласува с данните, според които корелацията и „прогностичните“ възможности на *Преживяване на безпокойства* (11 айтема) по отношение на тревожност и депресия са съпоставими или превъзхождат общия показател за безпокойства (16 айтема), а по-малкият фактор *Отсъствие на безпокойства* корелира по-слабо (Fresco et al., 2002). Сходни са резултатите и в проведените по-късно изследвания (Hazlett-Stevens et al., 2004; Rodebaugh et al., 2008; Zhong et al., 2009), потвърждаващи основанията на кратката 11-айтемна скала да бъде използвана вместо пълната (16-айтемна версия), тъй като е със същите или дори по-добри възможности. На този етап обаче отсъстват сравнителни данни с клинични групи (в изследването на Д. Фреско и съавтори (Fresco et al., 2003) се оценяват възможностите на PSWQ да разграничава пациенти с генерализирана и социална тревожност, но данни за ROC-кривата, сензитивността и специфичността на краткия 11-айтемен вариант не са представени¹⁴.

Таблица 5 съдържа единичните корелации на PSWQ с две обесивно-компулсивни скали: *Ревизираната версия на въпросника за обесии и компулсии* (OCI-R) и *Българската юношеска версия на Падуанския въпросник* (PI-BG).

Таблица 5. Корелации (*r* на Пирсън) между компонентите и общия бал на PSWQ с Ревизираната версия на въпросника за обесии и компулсии (OCI-R) и българската версия на Падуанския въпросник (PI-BG).

	Преживяване на безпокойства	Отсъствие на безпокойства	PSWQ – общ бал.
OCI-R (n = 757)			
Обесии	0,66*	-0,28*	0,64*
Миене	0,40*	-0,13*	0,38*
Проверяване	0,45*	-0,14*	0,42*

¹⁴ Сравнителни данни за възможностите на общия бал и *Преживяване на безпокойства* да идентифицират генерализирано тревожно разстройство са представени в Webb et al., 2008, но в специфична извадка – възрастни пациенти над 60 години. В този случай показателите за сензитивност са съответно 0,78 и 0,79, а за специфичност – 0,78 и 0,74.

Подреждане	0,47*	-0,17*	0,44*
Трупане	0,41*	-0,12*	0,38*
Неутрализация	0,36*	-0,06	0,32*
Общ бал OCI-R	0,66*	-0,22*	0,62*
PI-BG (n = 403)			
Руминации	0,68*	-0,31*	0,65*
Обсесии за вреда	0,49*	-0,23*	0,47*
Обсесии за загуба на контрол	0,37*	-0,13*	0,35*
Заразяване	0,36*	-0,08	0,32*
Проверяване	0,47*	-0,14*	0,43*
Обличане /подреждане	0,40*	<u>-0,12</u>	0,36*
Общ бал PI-BG	0,64*	-0,23*	0,59*

Забележка: ___ $p < 0,05$; * $p < 0,01$, на база единични тестове.

Проблемът за връзката между „реалистичните“ безпокойства и обсесии-те е породил множество дискусии. Според DSM-IV-TR (2000) *обсесиите* са повтарящи се мисли, образи и импулси, които се преживяват като нежелани (натрапливи), неоснователни/безсмислени и предизвикват значително равнище на тревожност/дистрес¹⁵. Макар човек да си дава сметка, че натрапливите мисли, импулси, образи са породени от собственото му съзнание (а не наложени отвън), обсесиите са его-дистонични, т.е. субективно се оценяват като чужди, несвойствени, неприятни, нежелани и неподлежащи на контрол. Човек се опитва да пренебрегва, да потиска натрапливите мисли или да ги неутрализира чрез друг тип мисли или действия (компулсии). Въпреки че обикновено поражда дистрес и тревожност, обсесиите не са просто прекалени безпокойства по повод на реални житейски проблеми (DSM-IV-TR, 2000, 457–458, 462–463).

От клинична гледна точка и генерализираната тревожност, и обесивно-компулсивното разстройство се характеризират с безпокойства и негативни очаквания, но в първия случай, макар и прекомерни, те обикновено са по повод на реални житейски ситуации/събития. Освен това безпокойствата, характеризиращи генерализираната тревожност, не се придружават от компулсии (за разлика от обсесиите), но фактът, че понякога могат и да не се отнасят до реални житейски проблеми, усложнява различаването на двете явления (Freeston & Ladouceur, 1997).

¹⁵ Обсесиите се определят и като „натрапливи, повтарящи се мисли, образи или импулси, които са неприемливи и/или нежелани и поражда субективна съпротива [...] необходимите и достатъчни условия са [...] натрапливост, вътрешна атрибуция, нежелан характер и трудности с контрола“ (Rachman & Hodson, 1980, p. 215, цит. по Rachman, 1997, p. 793).

За сравнение обесивните предъзвквания са фокусирани върху нерелистични или малко вероятни събития и по правило се преживяват като прекомерни и необосновани. В случаите, когато съдържанието на обесивните стракове отразява събития, които реално могат да настъпят (например тежко заболяване в семейството), вероятността за това силно се надценява (Albano et al., 1995). Същевременно трябва да се отбележи, че има случаи, когато страдащите от обесивно-компулсивно разстройство лица споделят само неопределени стракове и неясни предчувствия за нещо ужасно и въпреки опитите за детайлизиране на негативните последици не се достига до конкретни опасения/стракове (Steketee, 1993). Подобен неопределен характер на страховете е по-типичен за генерализираната тревожност.

Върху дискусията за различаването на безпокойствата от обесииите силно влияние са оказали две често цитирани статии (Turner et al., 1992 и Freeston et al., 1994). Обобщавайки възгледите за безпокойствата и обесииите като когнитивни явления, С. Търнър и съавтори систематизират 5 различителни признака (Turner et al., 1992):

- 1) темите на безпокойствата обикновено са свързани с обичайния всекидневен опит, докато обесииите включват теми като заразяване, замърсяване и т.н.;
- 2) мнозинството от пациентите с генерализирано тревожно разстройство могат да идентифицират вътрешни или външни събития, дали повод за безпокойството, докато мнозинството от обесивните пациенти като че ли не могат да идентифицират конкретни поводи;
- 3) безпокойствата обикновено възникват във вербална форма като мисли, докато обесииите могат да възникнат като мисли, образи или импулси¹⁶;
- 4) безпокойствата не пораждат толкова силна съпротива като обесииите и се възприемат като по-малко натрапливи¹⁷;
- 5) за разлика от обесииите, съдържанието на клиничните безпокойства субективно не се оценява като неприемливо.

¹⁶ Според теорията на Т. Борковек и колеги за генерализираната тревожност пациентите с това разстройство използват безпокойствата като средство за разсейване от по-разстройващи мисли, възникващи под формата на образи (Borkovec & Lyonfields, 1993). Налице са данни и от неклинична извадка за наличие на индивидуални различия в използването на безпокойствата като стратегия за контрол (цит. по Wells, 2005; вж. там по-подробно за влиянието на безпокойствата върху други натрапливи мисли).

¹⁷ От друга страна, макар обикновено безпокойствата да се възприемат като натрапливи, но контролируеми, често се преживяват и като неконтролируеми (Wells, 2005, р. 121–122). Изследванията в неклинични извадки винаги подкрепят идеята, че в сравнение с обесииите, безпокойствата пораждат по-слаба съпротива и са в по-малка степен натрапливи (Wells & Morrison, 1994, цит. по Wells, 2005).

Обобщавайки характеристиките на безпокойствата, А. Уелс посочва специфика на *стила* (безпокойствата представляват поредици от вербални мисли), *съдържанието* (за негативни последици, опасност и възможни начини на справяне) и *функционални аспекти* (като стратегия справяне/избягване) (Wells, 2005, p. 121).

Ако в крайна сметка разграничаването на безпокойствата от обсеиите преди всичко се основава на тяхното съдържание, според когнитивната теория за обсеиите (напр. Rachman, 1997; Freeston & Ladouceur, 1997) разликите между обичайните натрапливи мисли във всекидневието (нормалните обсеи) от аномалните обсеи се определят от неадекватна (катастрофична) интерпретация на значението на тези мисли (образи, импулси). Както беше посочено, макар формата и съдържанието в двата случая да са сходни, хората, страдащи от обсесивно-компулсивно разстройство, придават особено значение на натрапващите им се мисли (образи, импулси): „Да имам такива мисли означава, че не съм като другите, ...че съм лош човек, ...че полудявам“; „Да мислиш за такива неща е все едно, че си ги направил“; „Ако мисля за тези неща, е по-вероятно те да се случат и затова съм длъжен да ги изгоня от главата си“ и т.н.

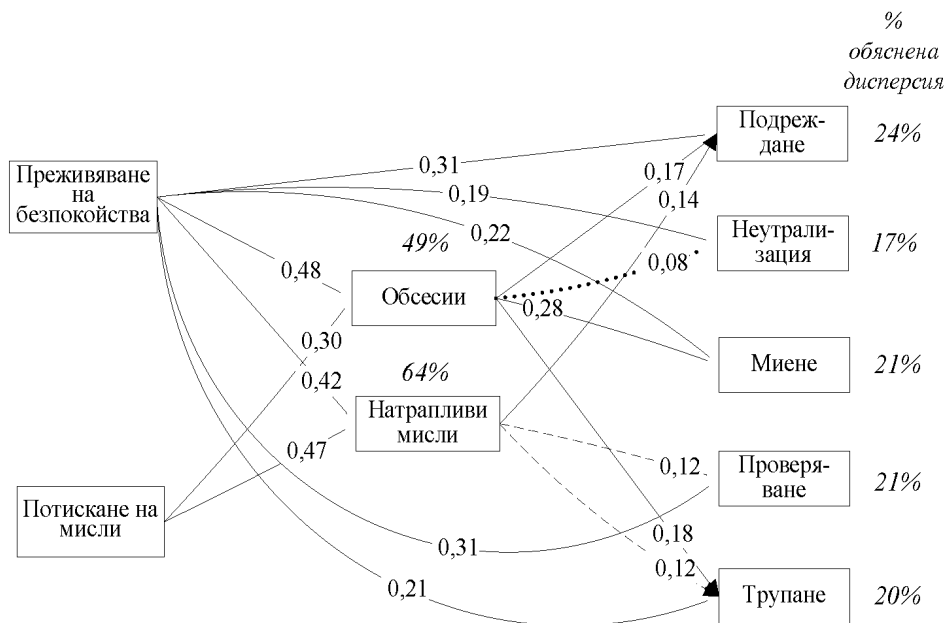
Накратко, основната разлика между безпокойствата и обсеиите се свежда, на първо място, до съдържанието, което поражда и възражения срещу включването в скалите за обсеи на „неспецифични“ айтеми, при които отсъствието на „обсесивен“ контекст поражда неяснота на отговорите като индикатори за безпокойства или обсеи. На практика това е и основният акцент във *Вашингтонската ревизия на Падуанския въпросник* (PI-WSUR, Burns et al. (1996) – чрез отстраняване на айтемите, чийто отговори могат да се тълкуват и в контекста на „реалистичните“ всекидневни безпокойства. От друга страна обаче съхраняването на такъв тип айтеми (и скали) от клинична гледна точка се обосновава от данните в клинични извадки за техните разграничаващи възможности по отношение на пациентите с обсесивно-компулсивно разстройство (напр. Orpen et al., 1995). И двата използвани в настоящото изследване инструменти за оценка на обсеи и компулсии съдържат айтеми без „специфичен“ обсесивен контекст: в *Обсеи* (от OCI-R, напр. „Разстройвам се от неприятни мисли, които нахлуват в главата ми, без да ги желая“) и в *Руминации/слаб ментален контрол* (от PI-BG, напр. „Става ми досадно и мъчително от образи и представи, които изпълват съзнанието ми и ме занимават постоянно“). Съответно при прогнозиране на връзките на PSWQ с OCI-R и с PI-BG могат да се допуснат: (а) по-силни връзки с обсесивните скали, в сравнение със скалите за компулсии и (б) тъй като в рамките на PI-BG, освен *Руминации*, са налице и две „специфични“ обсесивни скали – *Обсеи за причиняване на вреда* и *Обсеи за загуба на контрол*, в сравнение с *Руминации* те би трябвало да корелират по-слабо с PSWQ.

Получените резултати като цяло съответстват на предварителните очаквания: в сравнение със скалите за компулсии, тези за обесии корелират по-силно с безпокойствата, но връзките със „специфичните“ обесивни скали (причиняване на вреда и загуба на контрол (от PI-BG) са по-слаби, в сравнение с връзките с „общите“ обесивни скали (*Обесии*, от OCI-R и *Руминации*, от PI-BG). Също така *Преживяване на безпокойства* корелира по-силно с обесии и компулсии, в сравнение с *Отсъствие на безпокойства* (част от коефициентите във втория случай са не само слаби, но и статистически незначими).

Структурни модели

Въз основа на корелационната матрица могат да се тестват различни структурни модели, описващи отношенията между променливите. Макар структурните модели да не могат да бъдат доказани въз основа на корелационен тип данни, за различаването на независимите и зависимите променливи са налице теоретични основания. В рамките на моделите *безпокойствата* се дефинират като независима променлива, предпоставка за възникване на обесии, т.е. допуска се, че склонността да се очаква отрицателен изход в широк кръг от ситуации прави човек по-уязвим на обесивни мисли и увеличава вероятността за тяхното възникване/интензифициране. В моделите като емпиричен индикатор за безпокойствата се използва първият, по-голям фактор от PSWQ (*Преживяване на безпокойства*) като по-добър показател за оценявания конструкт в сравнение с общия бал. *Потискането на мисли* се дефинира също като независима променлива, доколкото има теоретични и емпирични основания да се допусне, че опитите за потискане на нежеланите/натрапливи мисли водят до засилване на тяхната честота (вж. по-подробно Калчев, 2012, шеста глава).

Обесии се дефинират в рамките на модела едновременно като зависими и независими променливи – медиатори, пренасящи ефектите от безпокойствата и потискането на мисли върху компулсии. *Натрапливи мисли* (от WBSI) се дефинира като втори медиатор. При формулировката на айтемите в този случай акцентът е върху проблемите с контрола, но се адресира (в част от случаите индиректно) нежеланият/дискомфортен характер на мислите. По тази причина в модела обесивните скали (от OCI-R и PI-BG) се разглеждат от един порядък с *Натрапливи мисли* (от WBSI). Посоченият модел е тестван поотделно по отношение на OCI-R и PI-BG



Фиг. 1. Структурен модел на отношенията между безпокойства, потискане на мисли, натрапливи мисли и компонентите на ОСI-R (наблюдавани променливи, стандартизирано решение, $n = 757$)

Забележки:

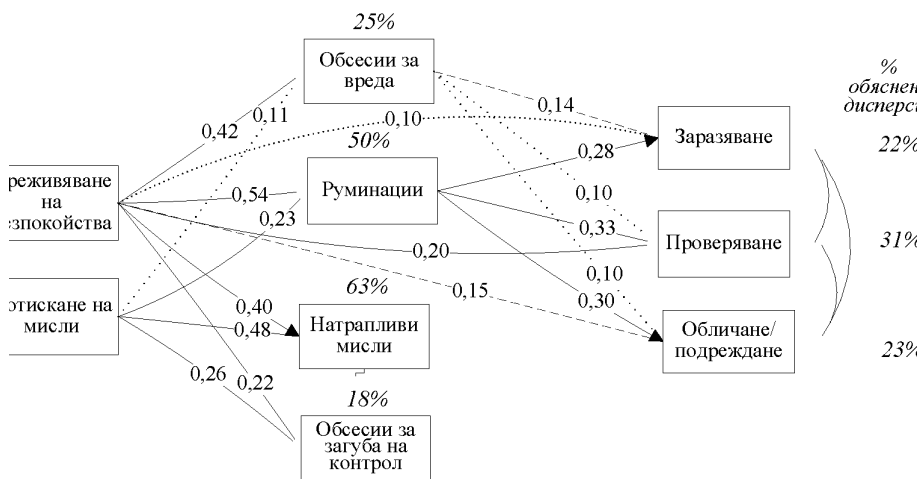
- (а) С цел графично опростяване на модела в дясната част не са показани стрелките на значимата ковариация на необяснената/остатъчна дисперсия на медиаторите и зависимите променливи.
 (б) \cdots $p < 0,10$; $--$ $p < 0,05$; $—$ $p < 0,01$.

Фигура 1 представя модела с компонентите на ОСI-R след *отстраняване* на незначимите пътеки и *освобождение* на ковариацията на необяснената (остатъчна) дисперсия на медиаторите и зависимите променливи. Оценката на модела показва, че след отчитане на връзката с *Обсесии*, *Натрапливи мисли* имат значими *самостоятелни* ефекти върху три компулсивни скали – *Подреждане*, *Проверяване* и *Трупане*. За сравнение *Потискане на мисли* (също от WBSI) влияе само *индиректно* върху компулсиите – чрез повишаване равнището на *обсесиите* и *натрапливите мисли*. Данните също така показват, че *Безпокойства* и *Потискане на мисли* обясняват значителна част от дисперсията на *обсесиите* (49%) и *натрапливите мисли* (64%).

Резултатите идентифицират не само *индиректни* ефекти на *Преживяване на безпокойства* (чрез *Обсесии* и *Натрапливи мисли*), но и *директни* ефекти върху всички оценявани компулсивни скали. Последният резултат представлява специален интерес, тъй като директните ефекти са не само съ-

поставими, но и в повечето случаи: по-силни в сравнение с тези на обсеиите и натрапливите мисли. От тази гледна точка има основание да се допусне, че *Преживяване на безпокойства* (първият голям фактор от PSWQ) има и обсеивен компонент. Подобен извод не е традиционен, тъй като PSWQ е изключително популярен инструмент, който по традиция се разглежда като чиста мярка на реалистичните безпокойства.

Айтемите на PSWQ отразяват тенденцията човек да изпитва чести/постоянни безпокойства, които му е трудно да овладее. Когато обаче отговаря на твърдения от типа „Има моменти, когато притесненията и лошите ми предчувствия ме завладяват напълно“, „Много ситуации ме карат да се тревожа“, „Забелязал съм, че постоянно се притеснявам за разни неща“ и др., респондентът може да има предвид не само реалистични безпокойства от всекидневието, но и обсеивни притеснения и това е по-вероятно за хора, страдащи от обсеии (т.е. те да интерпретират по този начин общата формулировка на въпроса). Независимо от възможните обяснения потенциалният обсеивен компонент на PSWQ изисква допълнително проучване, а специален интерес представлява потвърждаването на резултата с независима извадка и с различен инструмент за оценка на обсеиите и компулсиите. Възможност за това предлагат резултатите с PI-BG с нова извадка. Оценка на структурния модел след *отстраняването* на незначимите пътеки и освобождаването на ковариацията на необяснената дисперсия на медиаторите и зависимите променливи е представена на фиг. 2.



Фиг. 2. Структурен модел на отношенията между безпокойства, потискане на мисли, натрапливи мисли и компонентите на PI-BG (наблюдавани променливи, стандартизирано решение, $n = 403$)

Забележки:

(а) С оглед на графично опростяване на модела не са показани стрелките на значимата ковариация на необяснената/остатъчна дисперсия на медиаторите.

(б) $\cdots p < 0,10$; $-- p < 0,05$; $— p < 0,01$.

Оценката на модела показва, че *Безпокойства* и *Потискане на мисли* обясняват 50% от дисперсията на *Обсесии* и 63% от тази на *Натрапливи мисли* – резултат, съпоставим с получения по-рано (фиг. 2); за сравнение възможностите на независимите променливи „да прогнозира“ *Обсесии за причиняване на вреда* и *Обсесии за загуба на контрол* са по-слаби – съответно 25% и 18%. Съществената разлика по отношение на данните с OCI-R (фиг. 1) обаче е отсъствието на значими ефекти на *Натрапливи мисли* върху компулсивните скали. Обяснението на този резултат би могло да се потърси в начина, по който се оценяват обсесиите. В предишния модел (фиг. 1) те се измерват само от 3-айтемна скала. Затова включването на допълнителна скала за натрапливи мисли към краткия скрининг разширява възможностите за „обяснение“ на компулсиите. Моделът с PI-BG включва три компонента (общо 19 айтема), позволяващи по-детайлна оценка (макар *Обсесии за загуба на контрол* – 8 айтема, да е с незначими ефекти). Вероятно и поради тази причина, след отчитане на връзките между медиаторите, *Натрапливи мисли* няма самостоятелни ефекти върху компулсиите. От друга страна, въпреки разширената оценка на обсесиите във втория модел (фиг. 2) *Безпокойства* отново е със значими, макар и по-слаби *директни* ефекти върху трите вида компулсии (при *Безпокойства* → *Заразяване* $p < 0,10$). Подобен резултат също потвърждава потенциалния „обсесивен“ компонент на PSWQ¹⁸.

Накратко, както беше посочено, оценяваните модели представят едни от *възможните* взаимоотношения между анализираниите променливи, които не могат да бъдат доказани на базата на корелационен тип данни. Затова получените резултати по-скоро трябва да се разглеждат като хипотези, подлежащи на допълнителна проверка.

Различия по пол и възраст. Норми

Дескриптивните характеристики на общия показател и компонентите на PSWQ са представени в табл. 6 (въпреки проблемния характер на втория фактор *Отсъствие на безпокойства*, за ориентация на потребителя на метода таблицата съдържа и тези дескриптивни характеристики).

¹⁸ В рамките на модела *Обсесии за загуба на контрол върху импулсите* „не прогнозира“ нито един от видовете компулсии. В случая трябва да се има предвид спецификата на този компонент в „Падуанския въпросник“ (напр. „Когато гледам от висок прозорец (мост, скала), неволно ми идва мисълта да скоча“, „Има моменти, когато чувствам подтик да взема чужда вещ, която изобщо не ми е нужна“, „Има моменти, когато без причина чувствам подтик да чупя или да повреждам неща“), който няма аналог в други инструменти за обсесии с компулсии. Подобен тип обсесивни страхове очевидно не могат да бъдат редуцирани чрез открити компулсии (свързани с проверяване, миене, подреждане), а вероятно – чрез скрити, ментални ритуали, които не се оценяват от „Падуанския въпросник“. Затова потвърждаването на отсъствието на значими ефекти на *Обсесии за загуба на контрол* върху оценяваните в модела компулсии, е потвърждение на конструктивната валидност на инструмента (вж. по-подробно Калчев, 2012).

Таблица 6. Дескриптивни характеристики (средни стойности и стандартно отклонение) на общия показател и компонентите на PSWQ в българска юношеска извадка. В последната колона е представен размерът на ефекта по пол, оценен с d на Коен.

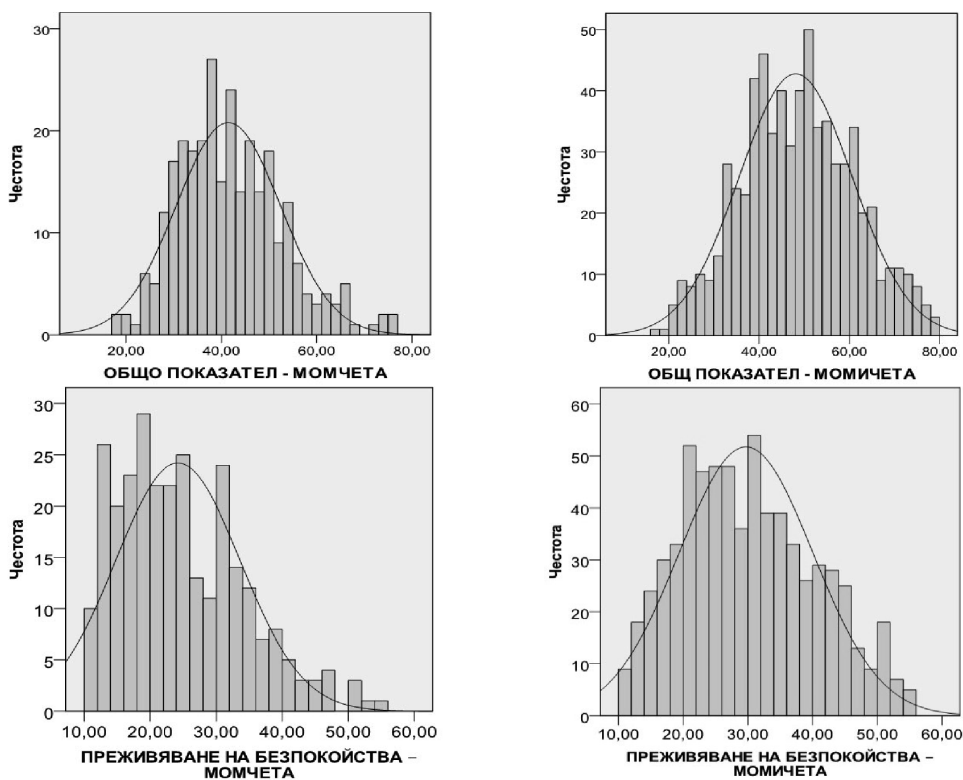
СКАЛИ		ОБЩО $n = 572$		МОМЧЕТА $n = 286$		МОМИЧЕТА $n = 670$		d на Коен
		X	SD	X	SD	X	SD	
Безпокойства общо	–	44,90	12,40	41,46	10,97	48,13	12,50	0,57*
Преживяване безпокойства	на	27,04	10,49	24,21	9,42	29,72	10,33	0,56*
Отсъствие безпокойства	на	12,15	3,90	12,74	3,88	11,59	3,90	0,29*

Забележки:

(а) Стойностите общо за момчетата и момичетата са изчислени върху балансираната по пол извадка (след отстраняването по случаен път на 384 протокола на момичета).

(б) * $p < 0,01$, на база единични t -тестове за независими извадки.

Оценката на честотното разпределение свидетелства за положителна асиметрия (натрупване към ниските стойности), както по общия показател за безпокойства, така и по *Преживяване на безпокойства* и *Отсъствие на безпокойства*. Подобен резултат по първите два показателя е очакван от гледна точка на оценяваните конструкти: мнозинството от юношите не би трябвало да заявяват безпокойства, но положителната асиметрия по *Отсъствие на безпокойства* (въпреки отрицателната корелация с *Преживяване на безпокойства*) по-скоро озадачава и отново поставя въпроса за оценявания от скалата конструкт. Тъй като при изчисляване на общия показател айтемите от *Отсъствие на безпокойства* се прекодират, положителната асиметрия при *Преживяване на безпокойства* е по-силно изразена в сравнение с асиметрията при общия показател. Сравнението по пол показва още, че при момичетата асиметрията на общия показател е незначима, докато тази на *Преживяване на безпокойства* е по-слабо изразена. Данните на фиг. 3 илюстрират разликите в честотното разпределение на общия показател и *Преживяване на безпокойства* по пол.



Фиг. 3. Честотно разпределение на общия показател по PSWQ и *Преживяване на безпокойства* при момчетата ($n = 286$) и момичетата ($n = 670$)

Резултатите от серията двуфакторни дисперсионни анализи (2 [пол] x 5 [клас]) свидетелстват за:

1. значими ефекти на фактора *пол* по *общия бал*, *Преживяване на безпокойства* (в полза на момичетата) и по *Отсъствие на безпокойства* (в полза на момчетата) (при всички случаи $p < 0,001$);
2. отсъствие на значими ефекти на фактора *клас* (по трите показателя стойностите на p за вероятност за грешка са съответно: 0,88, 0,86 и 0,93) и незначимо взаимодействие на *пол* x *клас* (със стойности на p от 0,89, 0,66 и 0,18).

Оценката на размера на ефекта по отношение на общия показател и *Преживяване на безпокойства* (чрез d на Коен, табл. 6) показва стойности, близки до средните (0,50), докато за *Отсъствие на безпокойства* тя е в малките стойности.

По отношение на половите различия резултатите са смесени, но при наличие на разлики жените неизменно са с по-висок бал, при това разликите по пол са по-типични за масовите, неселекционните извадки в сравнение с клиничните групи (за обзор вж. Startup & Erickson, 2006). В детска и юношеска възраст в масови извадки момчетата също са с по-високи резултати от момчетата (Chorpita et al., 1997; Muris et al., 2001), но данните не са директно съпоставими с тези в настоящото изследване, тъй като са получени с детската версия PSWQ-C. Налице са данни за повишаване на равнището от начална училищна възраст (средно детство, 6–11 години) в сравнение с юношеска възраст, 12–18 години (Chorpita et al., 1997), но те също са получени с детската версия. В достъпната база от данни не бяха открити данни за възрастови промени в рамките на самия юношески период.

За информация на потребителя табл. 7 съдържа дескриптивните характеристики на PSWQ в различни групи (по-детайлни резултати, включително за лица, които са диагностицирани за *отсъствие* на тревожни разстройства, са представени в Startup & Erickson, 2006). В достъпната база от данни не бяха открити резултати за юношеска възраст с PSWQ, но стойностите за повечето от студентските извадки (най-близката възрастова група) като цяло са по-високи от тези при българските юноши (срв. с резултатите в табл. 6).

Таблица 7. Дескриптивни характеристики на PSWQ в различни групи

Извадка	X	SD	(Брой лица) Източник
Неселекционирани извадки			
Студенти (САЩ)	48,15	13,51	(505) Holaway et al., 2006
Студенти	48,39	13,87	(788) Fresco et al., 2002
Студенти (САЩ)	47, 65	12,99	(1323) Molina & Borkovec, 1994
Студенти	47,10	15,03	(189) Zepp & Beck, 1998
Студенти – мъже (Норвегия)	36, 90	8,60	(166) Pallesen et al., 2006
Студенти – жени (Норвегия)	43, 60	10,10	(134) Pallesen et al., 2006
Студенти (Канада)	43, 60	10,10	(436) Freeston et al., 1996
Възрастни и студенти (Великобритания)	44, 07	12,56	(128) Tallis et al., 1994
Възрастни (Нидерландия)	43, 14	12,02	(161) Rijnsoort et al., 1999
Обща извадка: предимно студенти	47,42	13,40	(2271) Startup & Erickson, 2006

Възрастни	42,67	<i>11,71</i>	(405) Startup & Erickson, 2006
Генерализирана тревожност (чрез въпросник – GADQ)	63,24	<i>9,33</i>	(324) Startup & Erickson, 2006
Генерализирана тревожност (чрез въпросник – GAD-Q-IV)	63,58	<i>10,81</i>	(298) Startup & Erickson, 2006
Клинични извадки			
Генерализирана тревожност (без социална тревожност)	68,11	<i>7,33</i>	(28) Fresco et al., 2003
Социална тревожност (без генерализирана тревожност)	55,35	<i>14,84</i>	(114) Fresco et al., 2003
Социална тревожност/фобия	55,81	<i>14,41</i>	(254) Startup & Erickson, 2006
Социална и генерализирана тревожност	68,55	<i>6,67</i>	(22) Fresco et al., 2003
Генерализирана тревожност	67,16	<i>9,16</i>	(324) Startup & Erickson, 2006
Паническо разстройство с агорафобия	58,30	<i>13,65</i>	(64) Startup & Erickson, 2006
Паническо разстройство	55,20	<i>14,33</i>	(145) Startup & Erickson, 2006
Обесивно-компулсивно разстройство	59,16	<i>15,35</i>	(64) Startup & Erickson, 2006
Специфична фобия	50,89	<i>16,01</i>	(45) Startup & Erickson, 2006
Посттравматично стресово разстройство	56,30	<i>14,60</i>	(25) Startup & Erickson, 2006
Депресивно разстройство (без генерализирана тревожност)	61,77	<i>13,98</i>	(355) Startup & Erickson, 2006
Смесена извадка с тревожни и депресивни разстройства	60,74	<i>13,62</i>	(1200) Brown, 2003

Данните в табл. 7 показват систематично по-високи равнища на PSWQ в клиничните извадки, като най-високите стойности логично са при генерализираната тревожност. Налице са и изследвания на възможностите на PSWQ да идентифицира лица с генерализирано тревожно разстройство (чрез оценка на ROC-кривата, сензитивността, специфичността, положителната и отрицателна прогностична сила). Например в изследването на Д. Фреско и съавтори (Fresco et al., 2003) се сравняват респонденти от три клинични групи: с генерализирана тревожност (без социална тревожност), със социална тревожност (без генерализирано тревожно разстройство) и с генерализирана и социална тревожност. Оптимално съчетаване на сензитивност и специфичност при различаване на пациенти от първите две групи е суровият бал по PSWQ от 65 точки (0,6786 сензитивност и 0,6228 специфичност). Когато трябва да се разграничат първата и третата от втората група (т.е. лицата с генерализира-

на тревожност (като първична или вторична диагноза) срещу тези с чиста социална тревожност) обаче оптималното съчетаване на сензитивността и специфичността е също при суров бал от 65 (0,6786 сензитивност и 0,6484 специфичност) (Fresco et al., 2003). В друго изследване в клинична извадка с възрастни пациенти (над 60 години) при критична точка от 50 сензитивността и специфичността на PSWQ са съответно 0,78 и 0,70 (Webb et al., 2008, p. 227), но трябва да се има предвид, че в тази възрастова група равнището на безпокойство по PSWQ, изглежда, е по-ниско (Startup & Erickson, 2006, p. 105). В друго изследване, в голяма клинична извадка, оптимална критична точка за разграничаване на пациенти със и без генерализирана тревожност е суров бал от 64 (Chelminski & Zimmerman, 2003; цит. по Startup & Erickson, 2006).

При оценката на PSWQ като скринингов инструмент по-голям интерес представляват възможностите на скалата да идентифицира генерализирана тревожност в масова неклинична извадка. Например в работата на Е. Бехар и съавтори (Behar et al., 2003) суров бал от 45 оптимизира сензитивността и специфичността при разграничаване на търсещи помощ лица с генерализирано тревожно разстройство, но в голяма студентска извадка суровият бал от 62 е с най-добри показатели (Behar et al., 2003; цит. по Startup & Erickson, 2006)¹⁹. От тази гледна точка критичният бал за разграничаване на генерализираната тревожност е близък до средните стойности на клиничните извадки с това тревожно разстройство (вж. табл. 7). Подобни резултати обаче очевидно не могат директно да се прилагат при анализа на данните на българските юноши, защото на този етап отсъстват резултати с клинични извадки, а от друга страна, налице е известна тенденция за по-нисък бал на PSWQ в българската юношеска извадка.

Норми

На този етап нормите на *Въпросника за безпокойства на Щатския университет на Пенсилвания* (PSWQ) за български юноши се формират общо

¹⁹ При интерпретацията на тези резултати трябва да се има предвид, че генерализираното тревожно разстройство се различава от непатологичната тревожност по няколко характеристики. Безпокойствата, свързани с генерализираното тревожно разстройство, са: (1) трудно контролируеми и в значителна степен възпрепятстват всекидневното функциониране; (2) по-чести и продължителни, обхващат повече области и възникват без видима причина (колкото по-голям е броят на нещата, за които човек прекомерно се безпокои, толкова по-вероятно е заключението за разстройство); (в) по-вероятно е да се съпровождат от соматични симптоми (напр. крайна умора, раздразнителност, чувството, че човек е на ръба), макар това да се отнася в по-малка степен за децата (DSM-IV-TR, 2000, p. 475). От тази гледна точка трябва да се има предвид, че високите и много високите балове по PSWQ потенциално сигнализират за честотата, продължителността, обхвата и проблемите с контрола на безпокойствата, но не оценяват пряко соматичните признаци, свързани с прекомерните безпокойства.

за момчетата и момичетата от балансираната по пол извадка ($n = 572$), за момчетата – от 286 лица, а за момичетата – от 670 лица (вж. табл. 6). Въз основа на дадените дескриптивни характеристики потребителят на инструмента може да изчисли стандартните оценки (напр. T-оценки), включително и по пол.

За допълнителна ориентация при интерпретацията на резултатите табл. 8 съдържа съответните перцентилни стойности по общия показател и *Преживяване на безпокойства* в общата извадка ($n = 572$), а поради по-големия размер на ефекта табл. 9 ги представя по пол. Както и по-рано, перцентилите са подбрани така, че потребителят на инструмента при желание да трансформира суровия бал в станини (вж. табл. 10).

Таблица 8. Перцентили по общия показател и *Преживяване на безпокойства* от PSWQ в българска юношеска извадка: общо за момчетата и момичетата ($n = 572$)

СКАЛИ	ПЕРСЕНТИЛИ								
	4.	11.	23.	40.	50.	60.	77.	89.	96.
Безпокойства – общ показател	26	30	35	40	44	47	54	61	69
Преживяване на безпокойства	12	15	18	23	26	29	35	42	48

Таблица 9. Перцентили по общия показател и *Ангажираност с безпокойства* на PSWQ в българска юношеска извадка при момчетата ($n = 286$) и момичетата ($n = 670$)

СКАЛИ	ПЕРСЕНТИЛИ								
	4.	11.	23.	40.	50.	60.	77.	89.	96.
Безпокойства – общ показател (момчета)	25	29	33	38	40	43	50	55	64
Преживяване на безпокойства (момчета)	12	13	17	20	23	25	31	37	44
Безпокойства – общ показател (момичета)	27	33	38	44	48	51	58	64	71
Преживяване на безпокойства (момичета)	13	17	21	26	29	32	38	44	50

Таблица 10. Трансформация на честотното разпределение в станини

Станини	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Проценти случаи	4%	7%	12%	17%	20%	17%	12%	7%	4%
Перцентили	≥ 3	4–10	11–22	23–39	40–59	60–76	77–88	89–95	≤ 96

Забележка: вж. Hogan, 2005; информация за станините може да се получи в Интернет, например: <http://www.readingstats.com/fifth/email2d.htm>.

ЛИТЕРАТУРА

- Калчев, П. (2012). *Скъли тревожност в детска и юношеска възраст. Част 5. Обесии и компулсии*. С.: Изток-Запад.
- Щетински, Д., И. Паспаланов (1989). *Методическо пособие за работа с българската форма на въпросника за оценка на тревожността на Ч. Спилбъргър (STAY-форма Y)*. С.: БАН, Институт по психология.
- Albano, A., L. Knox, & D. Barlow (1995). Obsessive-compulsive disorder. In A. Eisen, C. Kearney, C. Shaefer (Eds.), *Clinical handbook of anxiety disorders in children and adolescent*. Northvale, N. J.: Jason Aronson, 282–316.
- American Psychiatric Association (1994). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (4th. ed.). Washington, DC: Author.
- American Psychiatric Association (2000). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (4th. ed., text revision). Washington, DC: Author.
- Behar, E., O. Alcaine, A. Zuellig & T. Borkovec (2003). Screening for generalized anxiety disorder using the Penn State Worry Questionnaire: A receiver operating characteristic analysis. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 34, 25–43.
- Borkovec, T., O. Alcaine, & E. Behar (2004). Avoidance theory of worry and generalized anxiety disorder. In R. Heimberg, C. Turk & D. S. Mennin (Eds.), *Generalized anxiety disorder: Advances in research and practice*. New York: Guilford, 77–108.
- Borkovec, T., E. Robinson, T. Pruzinsky, & J. DePree (1983). Preliminary exploration of worry: Some characteristics and processes. *Behaviour Research and Therapy*, 21, 9–16.
- Borkovec, T. & J. Lyntonfields (1993). Worry: Thought suppression of emotional processing. In H. Krohne (Ed.), *Vigilance and avoidance*. Toronto: Hogrefe and Huber, 101–118.
- Brown, T. (2003). Confirmatory factor analysis of the Penn State Worry Questionnaire: Multiple factors or method effects? *Behaviour Research and Therapy*, 41, 1411–1426.
- Brown, T., M. Antony, & D. Barlow (1992). Psychometric properties of the Penn State Worry Questionnaire in a clinical anxiety disorders sample. *Behaviour Research and Therapy*, 30, 33–37.
- Burns, G., S. Keortge, G. Formea & L. Sternberger (1996). Revision of the Padua Inventory of obsessive compulsive disorder symptoms, obsessions, and compulsions. *Behaviour Research & Therapy*, 34, 163–173.
- Chelminski, I. & M. Zimmerman (2003). Pathological worry in depressed and anxious patients. *Journal of Anxiety Disorders*, 17, 533–546.
- Chorpita, B., S. Tracey, T. Brown, T. Collina & D. Barlow (1997). Assessment of worry in children and adolescent: An adaptation of the Penn State Worry Questionnaire. *Behavior Research and Therapy*, 35, 569–581.
- Clark, D. (Ed.), (2005). *Intrusive thoughts in clinical disorder. Theory, research, and treatment*. New York: Guilford.
- Daleiden, E., B. Chorpita, L. Weili (2000). Assessment of tripartite factors of emotion in children and adolescents II: Concurrent validity of the Affect and Arousal Scales for Children. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 22, 161–182.
- Davey, G. & A. Wells (Eds.), (2006). *Worry and its psychological disorders. Theory, assessment and treatment*. Chichester: Wiley.
- Foa, E., J. Huppert, S. Leiberg, R. Langner, R. Kichic, G. Hajcak & P. Salkovskis (2002). The Obsessive-Compulsive Inventory: Development and validation of a short version. *Psychological Assessment*, 14, 485–496.s
- Freeston, M., & R. Ladouceur (1997). *The cognitive behavioral treatment of obsessions: A treatment manual*. Universite Laval, Quebec.

- Freeston, M., M. Dugas & R. Ladouceur (1996a). Thoughts, images, worry and anxiety. *Cognitive Therapy and Research*, *20*, 265–273.
- Freeston, M., R. Ladouceur, J. Rheume, H. Letarte, F. Gagnon & N. Thibodeau (1994). Self-report of obsessions and worry. *Behaviour Research & Therapy*, *32*, 29–36.
- Fresco, D., D. Mennin, R. Heimberg & C. Turk (2003). Using the Penn State Worry Questionnaire to identify individuals with generalized anxiety disorder: A receiver operating characteristic analysis. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, *34*, 283–291.
- Fresco, D., R. Heimberg, D. Mennin, C. Turk (2002). Confirmatory factor analysis of the Penn State Worry Questionnaire. *Behaviour Research and Therapy*, *40*, 313–323.
- Gana, K., B. Martin, M. Canouet, R. Trouillet. & F. Meloni (2002). Factorial structure of a French version of the Penn State Worry Questionnaire. *European Journal of Psychological Assessment*, *18*, 158–164.
- Hazlett-Stevens, H., J. Ullman & M. Craske (2004). Factor structure of the Penn State Worry Questionnaire: Examination of a method factor. *Assessment*, *11*; 361–370.
- Hogan, T. (2005). Types of test scores and their percentile equivalents. In G. Koocher, J. Norcross & S. Hill III (Eds.), *Psychologists' desk reference*. Oxford: Oxford University Press, 111–115.
- Holaway, R., T. Rodebaugh & R. Heimberg (2006). The epidemiology of worry and generalized anxiety disorder. In G. Davey & A. Wells (Eds.), *Worry and its psychological disorders. Theory, assessment and treatment*. Chichester: Wiley, 3–20.
- Jöreskog, K. & D. Sörbom (1993a). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago: Scientific Software International.
- Jöreskog, K., D. Sörbom, S. du Toit, M. du Toit (2001). *LISREL 8: New statistical features*. Chicago: Scientific Software International.
- Kline, R. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford Press.
- Laugesen, N., M. Dugas, & W. Bukowski (2003). Understanding adolescent worry: The application of a cognitive model. *Journal of Abnormal Child Psychology*, *31*, 55–64.
- Mathews, A. (1990). Why worry? The cognitive function of anxiety. *Behaviour Research and Therapy*, *28*, 455–468.
- Meloni, F. & K. Gana (2001). Wording effects in the Italian version of the Penn State Worry Questionnaire. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, *8*, 282–287.
- Molina, S. & T. Borkovec (1994). The Penn State Worry Questionnaire: Psychometric properties and associated characteristics. In: G. Davey & F. Tallis (Eds.), *Worrying: Perspectives on theory, assessment, and treatment*. Chichester: Wiley, 265–283.
- Muris, P., C. Meesters, H. Merckelbach, & K. van den Brand (2002). Cognitive development and worry in normal children. *Cognitive Therapy and Research*, *26*, 775–787.
- Muris, P., C. Meesters & M. Gobel (2001). Reliability, validity, and normative data of the Penn State Worry Questionnaire in 8–12-yr-old children. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, *32*, 63–72.
- Muris, P., C. Meesters, H. Merckelbach, A. Sermon, & S. Zwakhalen (1998). Worry in normal children. *Journal of American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, *37*, 703–710.
- Meyer, T., M. Miller, R. Metzger & T. Borkovec (1990). Development and validation of the Penn State Worry Questionnaire. *Behaviour Research and Therapy*, *28*, 487–495.
- Pallesen, S., I. Nordhus, B. Carlstedt, J. Thayer & T. Johnsen (2006). A Norwegian adaptation of the Penn State Worry Questionnaire: Factor structure, reliability, validity and norms. *Scandinavian Journal of Psychology*, *47*, 281–291
- Papageorgiou, C.(2006). Worry and rumination: styles of persistent negative thinking in anxiety and depression. In G. Davey & A. Wells (Eds.), *Worry and its psychological disorders. Theory, assessment and treatment*. Chichester: Wiley, 21–40.

- Rachman, S. & Hodgson, R. (1980). *Obsessions and compulsions*. Englewood Cliffs: Prentice Hall.
- Rachman, S. (1997). A cognitive theory of obsessions. *Behaviour Research and Therapy*, 35, 793–802
- Rodebaugh, T., R. Holaway & R. Heimberg (2008). The factor structure and dimensional scoring of the Generalized Anxiety Disorder Questionnaire for DSM-IV. *Assessment*, 15, 343–350.
- Sanavio, E. (1988). Obsessions and compulsions: The Padua Inventory. *Behaviour Research and Therapy*, 26, 169–177.
- Silverman, W., A. LaGreca, & S. Wasserstein (1995). What do children worry about? Worries and their relation to anxiety. *Child Development*, 66, 671–686.
- Startup, H. & T. Erickson (2006). The Penn State Worry Questionnaire (PSWQ). In G. Davey & A. Wells (Eds.), *Worry and its psychological disorders. Theory, assessment and treatment*. Chichester & Wiley, 101–119.
- Steketee, G. (1993). *Treatment of obsessive-compulsive disorder*. New York: Guilford.
- Stöber, J. (1995). Besorgnis: Ein Vergleich dreier Inventare zur Erfassung allgemeiner Sorgen [Worrying: A comparison of three questionnaires concerning everyday worries]. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie*, 16, 50–63.
- Tallis, F., G. Davey & N. Capuzzo (1994). The phenomenology of non-pathological worry: a preliminary investigation. In G. Davey and F. Tallis (Eds.), *Worrying. perspectives on theory, assessment and treatment*. New York: Wiley, 61–89.
- Turner, S., D. Beidel & M. Stanley (1992). Are obsessional thoughts and worry different cognitive phenomena? *Clinical Psychology Review*, 12, 257–270.
- Oppen, van P., R. Hoekstra & P. Emmelkamp (1995). The structure of obsessive compulsive symptoms. *Behaviour Research and Therapy*, 33, 15–24.
- Rijsort, van S., P. Emmelkamp & G. Vervaeke (1999). The Penn State Worry Questionnaire and the Worry Domains Questionnaire: Structure, reliability and validity. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 6, 297–307.
- Rijsort, van S., P. Emmelkamp & G. Vervaeke (2001). Assessment of worry and OCD: how are they related? *Personality and Individual Differences*, 31, 247–258.
- Vasey, M., & E. Daleiden (1994). Worry in children. In G. Davey & F. Tallis (Eds.), *Worrying: Perspectives on theory, assessment and treatment*. New York: Wiley, 185–207.
- Vasey, M., K. Crnic, & W. Carter (1994). Worry in childhood: A developmental perspective. *Cognitive Therapy and Research*, 18, 529–549.
- Webb, S., G. Diefenbach, P. Wagener, D. Novy, M. Kunik, H. Rhoades & M. Stanley (2008). Comparison of self-report measures for identifying late-life generalized anxiety in primary care. *Journal of Geriatric Psychiatry and Neurology*, 21, 223–231.
- Wegner, D & S. Zanakos, S. (1994). Chronic thought suppression. *Journal of Personality*, 62, 615–640.
- Wells, A. (2005). Worry, intrusive thought and generalized anxiety disorder. The metacognitive theory and treatment. In Clark, D. (Ed.), *Intrusive thoughts in clinical disorder. Theory, research, and treatment*. New York: Guilford.
- Wells, A., & T. Morrison (1994). Qualitative dimensions of normal worry and normal intrusive thoughts: A comparative study. *Behaviour Research and Therapy*, 32, 867–870.
- Zebb, B. & J. Beck (1998). Worry versus anxiety: Is there really a difference. *Behavior Modification*, 22; 45–61.
- Zhong, J., C. Wang, J. Li & J. Liu (2009). Penn State Worry Questionnaire: Structure and psychometric properties of the Chinese version. *Journal of Zhejiang University*, 10, 211–218.

ПРИЛОЖЕНИЕ

Айтеми от българска версия на Въпросник за безпокойства на Щатския университет на Пенсилвания

Моля, след всяко твърдение отбележете в каква степен то е ВЯРНО за Вас, като оградите една от следните степени:

Изцяло невярно	По-скоро невярно	Трудно е да се каже	По-скоро вярно	Напълно вярно
1	2	3	4	5

Тук няма правилни и неправилни отговори, от значение е единствено Вашето лично мнение. Благодарим Ви за участието!

1. Не се тревожа, ако времето не ми стига да свърша всичко.	1 2 3 4 5
2. Понякога притесненията ме завладяват изцяло.	1 2 3 4 5
3. Не съм склонен да се безпокоя.	1 2 3 4 5
4. Много ситуации ме карат да се тревожа.	1 2 3 4 5
5. Знам, че не трябва да се безпокоя за разни неща, но не мога да спра.	1 2 3 4 5
6. Когато съм под напрежение, много се притеснявам.	1 2 3 4 5
7. Все се тревожа за нещо.	1 2 3 4 5
8. Лесно се отървавам от безпокоящи ме мисли.	1 2 3 4 5
9. Тъкмо съм приключил с някаква задача и започвам да се тревожа какво остава да свърша.	1 2 3 4 5
10. Никога за нищо не се притеснявам.	1 2 3 4 5
11. Когато не мога да направя нищо повече по даден проблем, преставам да се безпокоя за него.	1 2 3 4 5
12. През целия си живот съм бил човек, склонен да се тревожи.	1 2 3 4 5
13. Забелязал съм, че постоянно се притеснявам за разни неща.	1 2 3 4 5
14. Веднъж започна ли да се тревожа, не мога да престана.	1 2 3 4 5
15. Винаги си намирам повод да се безпокоя.	1 2 3 4 5
16. Докато не приключа изцяло, се притеснявам за всяко нещо, което съм започнал.	1 2 3 4 5

