

Metodické studie

PSYCHOMETRICKÉ CHARAKTERISTIKY DOTAZNÍKU SHALOM U STARŠÍ ČESKÉ POPULACE

RAFAL MARCINIAK^{1,2}, JAN ŠEREK², KATEŘINA SHEARDOVÁ¹, DAN HUDEČEK¹, JAKUB HORT¹

¹ Mezinárodní centrum klinického výzkumu (FNUSA-ICRC), FN u sv. Anny v Brně

² Katedra psychologie, FSS MU, Brno

ABSTRACT

SHALOM questionnaire psychometric characteristics of elderly Czech population

R. Marciniak, J. Šerek, K. Sheardová,
D. Hudeček, J. Hort

Objectives. The subject of spirituality and discussion about its role, especially in relation to health, are among the most significant trends in modern psychology. Along with this interest comes a need for proper methods of measurement of spirituality. SHALOM Questionnaire (Spiritual Health and Life-Orientation Measure) is a self-evaluating questionnaire designed to measure the level of spiritual well-being. This study aims to verify psychometric properties in Czech version of this questionnaire.

Sample and setting. The questionnaire was administered to elderly Czech population (n=209) aged 55 to 91 years. Several subjects (n=47) from research sample has been diagnosed with mild cognitive impairment, the rest is cognitively healthy.

Hypotheses. The authors assumed that the questionnaire has adequate psychometric characteristics for use in the elderly population sample.

Statistical analysis. Statistical analysis was aimed at identifying level of internal consist-

ency (Cronbach's alpha), factor analysis and correlation with various aspects of religiosity.

Results. Results showed a good internal consistency of subscales and adequate theoretical structure, this proves the questionnaire to be applicable even for people with mild cognitive impairment. In opposition to original four-factor structure, dividing the questionnaire into two main factors seems to be more accurate, one of two factors divided into three subfactors. Based on the results a shorter and revised version of the original questionnaire is proposed.

Study limitation. Generalization of the study results is limited by specific research sample - elderly population, some of the participants have been diagnosed with mild cognitive impairment. New version of the Shalom questionnaire is intended for future verification.

key words:

spirituality,
spiritual well-being,
scales and questionnaires

klíčová slova:

spiritualita,
spirituální osobní pohoda,
dotazníky,
škály

ÚVOD

Cílem této studie je ověřit použitelnost české verze dotazníku SHALOM k měření spirituality u starší populace, včetně osob s mírnou kognitivní poruchou, a prezentovat jeho základní psychometrické charakteristiky. Český překlad dotazníku SHALOM vznikl primárně kvůli potřebám plánovaného výzkumu vztahu spirituality a progresu Alzheimerovy nemoci v Mezinárodním centru pro klinický výzkum ICRC v Brně.

Došlo: 21. 1. 2016; R. M., Mezinárodní centrum klinického výzkumu (FNUSA-ICRC), Fakultní nemocnice u sv. Anny v Brně, Neuroepidemiologie (Neuro 2), Pekařská 53, 656 91 Brno; e-mail: 179620@mail.muni.cz

Potřeba získat spolehlivý nástroj k měření spirituality u starších lidí je ovšem širší. Zájem o problematiku spirituality, jejíž úloha je diskutována v nejrůznějších oblastech, představuje jeden z významných trendů v dnešní světové psychologii. Obecný předpoklad vztahu mezi spiritualitou a zdravím je v posledních desetiletích objektem zvýšeného výzkumného zájmu (Weaver et al., 2006); byl tak zjištěn pozitivní vliv religiozity na mnohé nemoci (nemoci srdce, obezita, deprese aj., viz Koenig et al., 2001 aj.). O vlivu spirituality na míru úbytků kognitivních schopností u demencí toho zatím není příliš mnoho známo a výsledky dosavadních studií nejsou jednoznačné (Kaufman et al., 2011; Levin et al., 1994). V kontextu stáří jsou zkoumána specifická témata, jedná se například o problematiku prohlubování této oblasti života ve stáří (Seifert, 2002), souvislosti se strachem ze smrti (Ellis, Wahab, 2013) či vlivu na zdraví seniorů a prožívání nemoci (Yangarber-Hicks, 2004).

Na rozdíl od teologických pojetí se definice spirituality v psychologii v průběhu času často měnily. Ve svých začátcích neznala psychologie náboženství pojem spirituality, například William James (1985) ve svých pracích operuje s pojmy náboženství, náboženský prožitek, náboženskost či religiozita. Zásadní proměnu vyžadující jiné pojmové uchopení této problematiky přinesl vývoj náboženského života a postojů v druhé polovině dvacátého století. Tento vývoj souvisí se sekularizací západního světa a vznikem kultury do značné míry nezávislé na náboženských tradicích a institucích. Averzce vůči stávajícím církvím přinesla rovněž odmítnutí pojmu náboženství, který se jevil jako příliš synonymní ke křesťanství etablovanému v západním světě (Řičan, 2006). V pojmu spirituality je tak upozaděna role náboženských konfesí, institucí a rituálů a hlavní důraz je kladen na zážitek přesahu běžného života, transcendence, která může mít náboženskou i nenáboženskou povahu. Spiritualita se tedy dá chápat jako prožitkové jádro zralého náboženství, ovšem bez nutnosti spojení s konkrétní náboženskou institucí a její věroukou. Často se uvažuje také o nenáboženské spiritualitě, tedy implicitní, skryté, civilní, bezděčné či přirozené spiritualitě, která se vyskytuje i tam, kde je náboženství explicitně zavržováno, lze tedy hovořit o specifickém prožitku či životní orientaci bez nutnosti jejího popisu v náboženském jazyce či představ o nadpřirozených skutečnostech (Janečková, 2008).

Podobný trend se zdá být přítomný i v českém prostředí. Různé sociologické výzkumy (Hamplová, 2008; Lužný, Václavík, 2010) poukazují na to, že velká část populace prožívá svůj duchovní rozměr mimo rámec oficiálních církví a náboženských spolků. Rovněž v českém kontextu se tedy jeví jako vhodnější, aby výzkumy zaměřené na duchovní život vycházely z pojmu spirituality. Ten oproti pojmu religiozity či náboženskosti dokáže zahrnout i tu část obyvatelstva, která se sice nehlásí k žádné církvi, avšak nějakým způsobem se vztahuje k transcendenci.

Rostoucí popularita výzkumu zaměřeného na kvalitu života a zároveň snaha zohlednit lidi bez formálního náboženského zařazení vedly v roce 1971 (*White House Conference on Aging, WHCA*) k navržení konceptu spiritual well-being (Payne, 1990). Jednalo se o určitý kompromis mezi různými náboženskými a teologickými tradicemi, na jehož základě byla spiritual well-being definována Národní mezináboženskou koalicí ve věci stáří (*National Interfaith Coalition on Aging*) jako „afirmace života ve vztahu s Bohem, sebou samým, společenstvím a prostředím, která utváří a oslavuje celistvost“ (citováno dle Payne, 1990, s. 13). V dalších letech se stala spiritual well-being objektem výrazného výzkumného zájmu. Stovky studií poukazují na to, že spiritual well-being pozitivně koreluje s mnoha ukazateli fyzického a psychického zdraví, životní spokojenosti, nadějí, úspěšným zvládnutím krizí, manželské satisfakce, pokoje a komfortu v průběhu nevléčitelých nemocí a dalšími indikátory sociální a psychologické pohody (Unterrainer et al., 2014).

V českém prostředí se objevovaly pokusy adaptovat některé ze zahraničních metod měření spirituality spíše ojediněle, příkladem může být například Škála post-kritické víry (*Post-Critical Belief Scale; PCBS*), škála spiritualita a víry (*Spirituality Involvement and Belief, SIBS*), či škála každodenních spirituálních zážitků (*Daily Spiritual Experiences, DSES*). Podrobnější analýzy těchto dotazníků nicméně často poukazují na odlišné vnímání některých položek v českém prostředí, pravděpodobně důsledkem specifčnosti české religiozity/spirituality a významových posunů v překladu (Dlhošová, 2012; Hacklová, 2013). Co se týče původních domácích metod měření spirituality, jako je například Pražský dotazník spirituality (*Prague Spirituality Questionnaire, PSQ*), či Test spirituální citlivosti (Říčan, Janošová, Tyl, 2007), o jejich vývoj usiluje zejména Pavel Říčan (2007). V případě Pražského dotazníku spirituality (Říčan, Janošová, 2005) bylo intencí autorů formulovat položky, které by se vyhnuly tradičním křesťanským termínům, což by umožnilo zjišťovat spiritualitu rovněž u lidí bez zjevné religiozity. Pražský dotazník spirituality byl mnohokrát úspěšně použit ve výzkumech (např. Hlásková, 2011; Farský et al., 2009), nicméně studie psychometrických vlastností dotazníku provedená na souboru starších žen naznačuje, že tato metoda není u starší populace spolehlivým nástrojem (Jandásková, Skočovský, 2007).

Dotazník SHALOM (*Spiritual Health And Life-Orientation Measure*) je sebeposuzovací dotazník určený pro měření míry duchovní pohody, tzv. spiritual well-being. Dotazník byl ve své původní anglické podobě vytvořen J. Fisherem (2000; Gomez, Fisher, 2003), česká verze vychází ze zatím poslední verze z roku 2010 (Fisher, 2010). Tento dotazník byl zvolen mimo jiné z pragmatických důvodů – jedná se o krátkou metodu (20 položek), která je často používána v zahraničí a má zde dobré psychometrické vlastnosti (Fisher, 2010). Fisherův koncept předpokládá, že rozvíjení spirituality vede k určitým jasně daným hodnotám a postojům, které zrcadlí duchovní či spirituální zdraví jedince, a které se také projevuje v jeho vztahu k sobě samému (osobní rovina), k ostatním (sociální rovina), k životnímu prostředí a k Bohu (či jiné podobě transcendentna). Tyto oblasti představují čtyři dimenze, účinné faktory spirituality. Klíčovým v tomto pojetí je aspekt jednoty, celistvosti, propojenosti (*connectedness*) se sebou samým, ostatními, prostředím i transcendentnem (Fisher, 2010).

Fisher (2010) se v dotazníku SHALOM vrací k pojetí spiritual well-being ve smyslu již zmíněné původní definice, tak jak byla formulována v roce 1971 Národní mezináboženskou koalici ve věci stáří, a rozšiřuje tak do té doby převládající dvou-dimenzionální řešení (existencial a religious well-being) v nejčastěji používaném dotazníku Spiritual Well-Being Scale (Ellison, 1983). Přestože dotazník SHALOM pracuje s určitými jasně definovanými hodnotami, tento nástroj není spojen s žádnou konkrétní náboženskou tradicí a měl by tak zachytit spirituální dimenzi i u lidí, kteří se neidentifikují s žádným konkrétním náboženstvím.

METODA

Instrument

Anglický originál dotazníku SHALOM byl nejprve přeložen do češtiny a následný zpětný anglický překlad byl konzultován přímo s autorem metody. Úvodní instrukce dotazníku v českém překladu zní: „Spiritualita může být definována jako něco, co leží v základu člověka jako lidské bytosti. Spirituální zdraví či spokojenost může být vnímáno jako ukazatel toho, jak dobře se cítíte ve vztahu k sobě i k jiným, pro vás důležitým, aspektům světa.“

Následuje 20 položek (viz Příloha), přičemž každé ze čtyř dimenzí odpovídá v dotazníku pět položek (odpovědi jsou zaznamenávány na pětibodové odpověďové škále):

1. propojení se sebou samým: položky 5,9,14,16,18; příklad položky: „prohlubování sebeuvědomění“;
2. propojení s ostatními: položky 1,3,8,17,19; příklad položky: „láska k ostatním lidem“;
3. propojení s prostředím: položky 4,7,10,12,20; příklad položky: „jednota s přírodou“;
4. propojení s transcendentem: položky 2,6,11,13,15; příklad položky: „úcta ke stvořiteli“;

Poslední verze dotazníku zachycuje kromě vnímaného vlastního prožívání čtyř dimenzí spirituality rovněž názor respondentů, jak jsou tyto dimenze obecně důležité pro duševní zdraví. Uvedené rozšíření dotazníku ovšem není předmětem této studie.

Za účelem ověření konstruktové validity dotazníku byla u respondentů zjišťována rovněž míra jejich individuální i institucionalizované náboženské praxe. Za tím účelem byl použit dotazník Durel (Duke University Religion Index; Koenig, Büssing, 2010) zahrnující například otázky: „Jak často navštěvujete bohoslužby, nebo jiná duchovní setkání?; Jak často trávíte čas osobními náboženskými či duchovními úkony, jako je například modlitba, meditace nebo studium Bible?“ (Příloha). Vzhledem k tomu, že první tři dimenze dotazníku SHALOM neobsahují žádný explicitní religiozní prvek, očekávali jsme, že korelace příslušných subškál s náboženskou praxí bude nulová či velmi malá. Naopak – u poslední dimenze (propojení s transcendentem) jsme korelaci s náboženskou praxí předpokládali.

Soubor a výzkumný postup

Dotazník byl administrován pacientům, kteří jsou v péči Centra pro poruchy paměti ICRC Fakultní nemocnice u sv. Anny v Brně. Toto pracoviště se soustřeďuje na výzkum rizikových faktorů a časných příznaků Alzheimerovy choroby a dalších neurodegenerativních onemocnění mozku. Pacienti jsou vyšetřeni na základě doporučení svého lékaře, i bez doporučení, mají-li subjektivní potíže s pamětí. U všech pacientů provádíme neuropsychologické vyšetření, magnetickou rezonanci mozku, laboratorní odběry, u některých také odběr mozkomíšního moku ke stanovení biomarkerů Alzheimerovy nemoci a vyloučení jiné patologie. Pacienti nad 55 let bez demence se subjektivní poruchou paměti či objektivní poruchou paměti (mírná kognitivní porucha – MCI) jsou zařazeni do sledování v rámci databáze CBAS (Czech Brain Aging study) a jsou pravidelně ročně vyšetřováni uvedenými vyšetřeními. Část osob je zařazena do sledování z důvodu získání dat ze zdravé populace bez kognitivního deficitu či subjektivních obtíží. Pacienti s demencí jsou dále sledováni v rámci běžné ambulance. Z povahy tohoto centra vyplývá vyšší věkový průměr osob, které vyplnily tento dotazník. Pro potřeby ověření psychometrických vlastností dotazníku SHALOM byly použity odpovědi osob bez kognitivního deficitu, osob se subjektivní poruchou paměti a osob s MCI.

Většina analýz byla provedena zvlášť pro osoby bez kognitivní poruchy („dobrá kognice“, $N = 158$) a osoby s mírnou kognitivní poruchou (MCI – *mild cognitive impairment*, $N = 47$; pro zbývající 4 osoby nebyl přesný údaj k dispozici). Rozřazení proběhlo na základě diagnózy určené konsensuálně týmem lékařů. Průměrné hodnoty žádné ze subškál se statisticky významně nelišily mezi subjekty s dobrou kognicí a MCI ($p > 0,05$) a podstatné rozdíly nebyly přítomny ani u dalších popisných statistik. Proto jsou v těchto případech prezentovány údaje týkající se celého souboru zahrnujícího jak subjekty s dobrou kognicí, tak také s MCI.

Přestože byl dotazník původně administrován rovněž osobám s lehkou demencí, jejich data nakonec analyzována nebyla kvůli častým obtížím s pochopením instrukce

testu či tendencím vyplňovat stejnou hodnotu u všech položek. Minimální počet bodů byl na základě těchto zkušeností stanoven screeningovým testem MMSE (*Mini-Mental State Examination*) na hranici 25 bodů.

Ve skupině bez kognitivní poruchy převažovaly ženy (62 %) a osoby s vyšším než základním vzděláním (15 % bez maturity, 42 % s maturitou a 43 % vyšší odborné či vysokoškolské vzdělání). Věkový průměr byl 64,94 let (SD = 9,01; Md = 65). Ve skupině s MCI rovněž převažovaly ženy (55 %) a lidé s vyšším vzděláním, ovšem ne tak výrazně jako u předchozí skupiny (34 % bez maturity, 40 % s maturitou, 26 % vyšší odborné či vysokoškolské vzdělání). Věkový průměr byl 68,81, čili mírně vyšší než u předchozí skupiny (SD = 11,05; Md = 70).

Zpracována byla data celkového počtu 209 účastníků. Určeny byly popisné statistiky pro jednotlivé položky a subškály, vnitřní konzistence, faktorová validita a konstruktová validita (korelace subškál s náboženskou praxí).

VÝSLEDKY

Popisné statistiky

Průměry a směrodatné odchylky pro jednotlivé položky jsou uvedeny v tab. 1.

Tab. 1 Popisné statistiky položek

položky	Celý vzorek				
	N	M	SD	Min	Max
1	209	3,44	0,95	1	5
2	205	2,35	1,28	1	5
3	207	3,31	1,02	1	5
4	210	3,93	1,00	1	5
5	207	3,59	1,01	1	5
6	201	2,50	1,41	1	5
7	207	3,65	1,14	1	5
8	208	3,48	1,01	1	5
9	207	3,49	1,01	1	5
10	207	3,86	1,04	1	5
11	202	2,28	1,39	1	5
12	208	3,50	0,95	1	5
13	198	2,47	1,38	1	5
14	208	3,68	1,03	1	5
15	197	2,13	1,34	1	5
16	204	3,33	1,01	1	5
17	207	3,77	0,91	1	5
18	206	3,63	0,91	1	5
19	208	3,77	0,93	1	5
20	209	3,87	1,06	1	5

V tab. 2 jsou dále uvedeny popisné statistiky pro celé subškály, které vznikly zprůměrováním příslušných položek. Rozložení hodnot subškál propojení se sebou, ostatními a prostředím bylo zešíkmené zleva a leptokurtické, zatímco rozložení subškály propojení s transcendentnem bylo zešíkmené zprava a platykurtické. Zároveň byly průměrné i mediánové hodnoty prvních tří subškál výrazně vyšší než u poslední subškály.

Tab. 2 Popisné statistiky subškál

		Celý soubor							
		N	Med	M	SD	Min	Max	Šikmost	Špičatost
Propojení se	sebou	204	3,60	3,55	0,80	1,00	5,00	-0,30	0,23
	ostatními	208	3,60	3,56	0,75	1,00	5,00	-0,35	0,57
	prostředím	209	3,80	3,76	0,86	1,00	5,00	-0,76	0,69
	transcendentnem	199	2,00	2,35	1,28	1,00	5,00	0,53	-1,02

Tab. 3 uvádí těsnost vztahů mezi jednotlivými subškálami a pohlavím, vzděláním a věkem respondentů. Ženy měly mírně silnější tendenci uvádět vyšší propojení s ostatními a transcendentnem, vzdělanější lidé uváděli mírně nižší propojení s prostředím a starší lidé uváděli mírně nižší propojení s ostatními.

Tab. 3 Vztah mezi jednotlivými subškálami a demografickými charakteristikami

		Pohlaví (Muž = 0; Žena = 1)	Vzdělání	Věk
Propojení se	sebou	-0,04	-0,02	0,04
	ostatními	0,15	-0,04	-0,13
	prostředím	0,06	-0,18	0,00
	transcendentnem	0,21	-0,02	0,01

Pozn.: V případě pohlaví je uveden bodově-biseriální korelační koeficient, v případě vzdělání Spearmanův a v případě věku Pearsonův.

Vnitřní konzistence

Vnitřní konzistence jednotlivých subškál (vyjádřená Cronbachovým koeficientem alfa) byla ve všech případech dobrá ($> 0,80$), a to jak u osob s dobrou kognicí, tak MCI (viz tab. 4).

Tab. 4 Reliabilita subškál

		Celý soubor		Dobrá kognice		MCI	
		N	Cronbachovo alfa	N	Cronbachovo alfa	N	Cronbachovo alfa
Propojení se	sebou	198	0,87	152	0,85	42	0,91
	ostatními	201	0,84	154	0,81	42	0,90
	prostředím	202	0,88	154	0,87	43	0,90
	transcendentnem	194	0,97	148	0,97	41	0,98

Faktorová validita

Vzájemné korelace jednotlivých subškál naznačují těsný vztah mezi prvními třemi subškálami (propojení se sebou, ostatními a prostředím), a naopak určitou nezávislost poslední subškály (propojení s transcendentem). Tento vzorec se objevuje u lidí s dobrou kognicí i s MCI (tab. 5).

Tab. 5 Korelace subškál

		Celý soubor				Dobrá kognice			
		sebou	ostatními	prostředím	transc.	sebou	ostatními	prostředím	transc.
Propojení se	sebou								
	ostatními	0,73				0,71			
	prostředím	0,68	0,61			0,61	0,58		
	transcendentem	0,19	0,25	0,16		0,21	0,31	0,17	

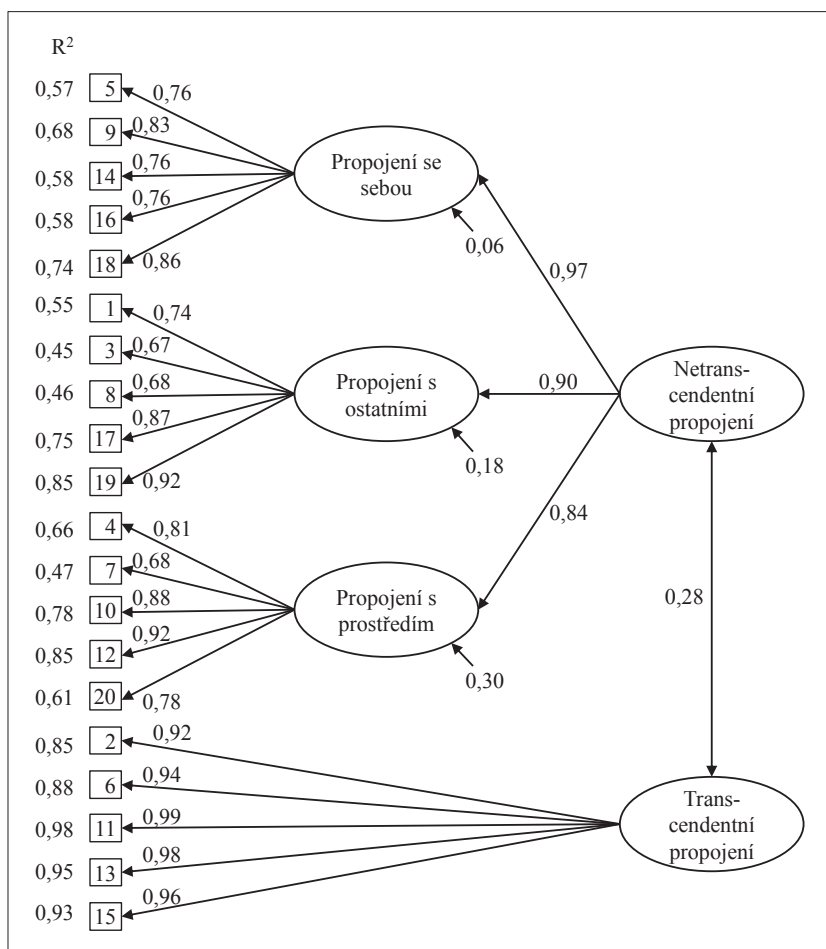
		MCI			
		sebou	ostatními	prostředím	transc.
Propojení se	sebou				
	ostatními	0,79			
	prostředím	0,89	0,66		
	transcendentem	0,13	0,12	0,12	

Abychom získali přesnější posouzení faktorové struktury dotazníku, provedli jsme konfirmační faktorovou analýzu (CFA) v programu Mplus 6.1 váženou metodou nejmenších čtverců s korigovanými průměry a rozptyly (WLSMV), která chápe položky jako ordinální proměnné a k odhadu parametrů používá matici polychorických korelací. Do analýzy byli zahrnuti všichni respondenti i přes případné chybějící odpovědi u některých položek (tzv. *pairwise* postup; procento platných hodnot pro každou proměnnou či kombinaci dvou proměnných se napříč datovým souborem pohybovalo mezi 92 a 100 %). Vzhledem k velikosti výzkumného souboru nebyla CFA prováděna zvlášť na respondentech s dobrou kognicí a MCI, ale na všech dohromady.

Původní čtyřfaktorový model měl přijatelnou, avšak nikoli ideální shodu s daty ($\chi^2_{164} = 492,64$; CFI = 0,98; RMSEA = 0,10; WRMR = 1,14). Faktorové náboje všech položek byly dostatečně vysoké (viz tab. 6). Korelace mezi faktorem propojení s transcendentem a ostatními faktory byla spíše slabší (propojení se sebou, $r = 0,24$; propojení s ostatními, $r = 0,32$; propojení s prostředím, $r = 0,19$). Faktor propojení se sebou naopak silně koreloval s propojením s ostatními ($r = 0,87$) i s propojením s prostředím ($r = 0,83$). Podobně faktor propojení s ostatními silně koreloval s propojením s prostředím ($r = 0,75$). Hlavním zdrojem nižší shody modelu s daty byly podle modifikačních indexů především nepovolené korelace mezi rezidui některých položek, což je dáno zejména jejich přílišnou významovou blízkostí.

Vysoké korelace mezi faktory propojení se sebou, ostatními a prostředím naznačily, že všechny tři faktory mohou odrážet nějaký společný nadřazený faktor, který lze pracovním nazvat netranscendentní propojení. Model předpokládající jednoduchou dvoufaktorovou strukturu, ve které byl faktor netranscendentního propojení společně reprezentován 15 položkami ze subškál propojení se sebou, ostatními a prostředím,

zatímco faktor transcendentního propojení byl reprezentován zbývajícími pěti položkami ze subškály transcendentního propojení, však znamenal zhoršení shody modelu s daty ($\chi^2_{169} = 643,16$; CFI = 0,97; RMSEA = 0,12; WRMR = 1,45). Ukázalo se tedy, že určité jemné rozdíly mezi jednotlivými faktory přece jen existují. Jako adekvátnější se ukázal být model, ve kterém vedle sebe na nejvyšší úrovni stály faktor transcendentního propojení (reprezentovaný pěti položkami) a faktor netranscendentního propojení, přičemž druhý faktor byl reprezentován třemi podřazenými faktory propojení se sebou, druhými a prostředím (každý reprezentován příslušnými pěti položkami) ($\chi^2_{166} = 476,47$; CFI = 0,98; RMSEA = 0,09; WRMR = 1,19). Uvedený model je graficky znázorněn na obr. 1. Korelace mezi faktory transcendentního a netranscendentního propojení byla spíše slabší, zatímco faktorové náboje všech tří podřazených faktorů ze strany faktoru netranscendentního propojení velmi vysoké.



Obr. 1 Model se dvěma nadřazenými faktory

Pozn. R² = Vysvětlený rozptyl intervalové latentní proměnné předpokládané za manifestní ordinální proměnnou.

Přestože uvedené výsledky naznačují, že v případě detailních analýz může mít smysl rozlišovat všechny čtyři dimenze spirituality, v jiných případech může být praktické mít k dispozici zjednodušený nástroj, který zachycuje pouze dva hlavní faktory. Za tím účelem jsme ověřili rovněž faktorovou strukturu případného zkráceného dotazníku, který zahrnoval původních pět položek měřících faktor transcendentního propojení (č. 2, 6, 11, 13 a 15) a šest položek měřících faktor netranscendentního propojení (č. 1, 9, 10, 12, 18 a 19). Těchto šest položek bylo vybráno z původních tří subškál, tak aby z každé subškály byly zastoupeny dvě položky s nejsilnějšími faktorovými náboji (v případě, že tyto položky byly významově příliš blízké a měly silně korelovaná rezidua, byla vybrána další položka v pořadí). Zkrácená verze dotazníku se ukázala mít velmi dobrou shodu s daty ($\chi^2_{43} = 64,70$; CFI = 1,009; RMSEA = 0,05; WRMR = 0,56), přičemž všechny položky měly dostatečně vysoké faktorové náboje (tab. 6). Korelace mezi oběma faktory byla 0,27. Vnitřní konzistence nově vytvořené škály netranscendentního propojení byla dostatečná ($\alpha = 0,88$).

Tab. 6 Ověření faktorové struktury zkrácené verze dotazníku

Položka	Původní verze dotazníku		Zkrácená verze dotazníku	
	Faktor	β	Faktor	β
5	Propojení se sebou	0,76	Netranscendentní propojení	
9		0,83		0,78
14		0,76		
16		0,76		
18		0,86		0,85
1	Propojení s ostatními	0,74		0,68
3		0,68		
8		0,67		
17		0,87		
19		0,92	0,85	
4	Propojení s prostředím	0,81		
7		0,68		
10		0,88	0,74	
12		0,92	0,85	
20		0,78		
2	Propojení s transcendentnem	0,92	Transcendentní propojení	0,92
6		0,94		0,94
11		0,99		0,99
13		0,98		0,98
15		0,96		0,96

Pozn.: β = standardizovaný faktorový náboj.

Korelace mezi dimenzemi SHALOM a různými aspekty religiozity

Tab. 7 zachycuje korelace mezi dimenzemi dotazníku SHALOM a různými aspekty religiozity, které měřil dotazník Durel (*The Duke University Religion Index*; Koenig, Büssing, 2010). Jednalo se o frekvenci návštěv bohoslužeb, osobních duchovních

úkonů, prožívání přítomnosti posvátna a vnášení náboženského přesvědčení do životních činností. Výsledky naznačují, že tyto aspekty religiozity těsně souvisí pouze s propojením s transcendentnem. Ostatní dimenze (propojení se sebou samým, ostatními i prostředím) mají v souladu s očekáváním s religiozitou pouze střední až slabý vztah.

Tab. 7 Korelace mezi dimenzemi SHALOM a různými aspekty religiozity (DUREL) – Spearmanův korelační koeficient

	Propojení se			
	sebou	ostatními	prostředím	transcendentnem
Frekvence návštěvy bohoslužeb	0,12	0,24	0,15	0,55
Frekvence osobních náboženských/duchovních úkonů	0,13	0,26	0,12	0,72
Prožívání přítomnosti posvátna/božství	0,07	0,22	0,13	0,78
Náboženské/duchovní přesvědčení jako základ postoje k životu	0,16	0,18	0,18	0,76
Náboženské/duchovní přesvědčení vnášeno do všech činností života	0,16	0,22	0,16	0,75

DISKUZE

Cílem studie bylo zjistit základní psychometrické charakteristiky českého překladu dotazníku SHALOM, je-li používán u starší nedementní populace bez kognitivního deficitu či s MCI. Výsledky naznačují dobrou vnitřní konzistenci všech čtyř původních subškál, která je však do určité míry dána velmi podobným významem některých položek. Obzvlášť vysoké hodnoty Cronbachova koeficientu alfa u položky „Propojení s transcendentnem“ u celého souboru a ve skupině lidí s dobrou kognicí a také u všech položek ve skupině osob s MCI mohou naznačovat, že participanti pravděpodobně příliš nediferencují mezi jednotlivými položkami. Je tedy vhodné zvážit v další revizi této metody její doplnění o položky, mezi kterými by osoby mohly lépe diferencovat, což by zvýšilo inkrementální validitu.

Hlubší analýza faktorové struktury ukázala, že dimenze propojení se sebou, ostatními a prostředím spolu úzce souvisí, naopak propojení s transcendentnem je na těchto třech dimenzích relativně nezávislé. Jako neadekvátnější se jeví předpokládat, že dotazník měří dvě slaběji až středně silně korelované hlavní dimenze: transcendentní propojení a tzv. netranscendentní propojení. Druhou dimenzi dále můžeme rozlišit na tři poddimenze: propojení se sebou, ostatními a prostředím. Dimenze transcendentního propojení je úzce spojena s religiozitou, konkrétně s častější náboženskou praxí, zatímco spojitost mezi religiozitou a netranscendentním propojením je výrazně slabší. Z hlediska vnitřní konzistence a vzorců korelací mezi subškálami se zdá, že dotazník postihuje spiritualitu stejně u kognitivně intaktní populace i u populace s mírnou kognitivní poruchou.

Poznatek o existenci dvou hlavních dimenzí spirituality souzní s pojetím, které se objevuje i v jiných teoretických uchopeních této problematiky. Jedná se například o konceptualizaci stojící za často používaným dotazníkem Spiritual Well-Being Scale, který byl původně vyvinut ve Spojených Státech Lori Ellisonovou (1983). V tomto případě je spiritual well-being konceptualizována jako složená ze dvou dimenzí. Vertikální dimenze (*religious well-being*) je definována jako pocit vlastní pohody (*well-*

-being) ve vztahu k Bohu, tzn. jako jakási transcendentní dimenze. Horizontální dimenze (*existencial well-being*) je chápána jako pocit pohody (well-being) ve vztahu ke smyslu a cíli života a jako pocit spokojenosti ze života bez žádného konkrétního vztahování se k nějaké vyšší moci či transcendentnu (Ledbetter et al., 1991). Dále lze například najít určitou podobnost s dělením spirituality na spiritualitu náboženskou a přirozenou (Reich, 2000). Základním rysem obou typů spirituality je podřízení „já“ transcenci, která ovšem může být chápána velmi rozdílně. Zatímco náboženská spiritualita operuje s „velkou“ transcencí (v křesťanství Bůh, Duch svatý), přirozená spiritualita pracuje s „prostřední transcencí“, kterou si člověk vybírá sám dle svých potřeb a kterou může být mnoho jevů, jako je například příroda, vesmír, národ, peníze apod.

S ohledem na faktorovou strukturu dotazníku se domníváme, že v řadě případů může být užitečné pracovat s dimenzí netrascendentní spirituality jako celkem a nerozlišovat její jednotlivé složky. Za tím účelem navrhuje použít zkrácenou jedenáctipoložkovou verzi dotazníku, ve které je netrascendentní spiritualita reprezentována šesti a transcendentní spiritualita pěti položkami. Na základě našich dat se zdá být zkrácená dvojdimenzionální podoba dotazníku vhodným nástrojem. Kromě nižšího počtu položek je její výhodou rovněž to, že neobsahuje některé nadbytečné dvojice položek s podobným významem. Na druhou stranu je nutno vzít v potaz, že pro přesnější posouzení psychometrických kvalit zkrácené škály je třeba její ověření na odlišném výzkumném souboru.

Navrhované revize dotazníku

Během sběru dat a jejich zpracování se objevily některé podněty, které vedou k návrhům na možné revize dotazníku. Podle výsledků je dimenze transcendentního propojení úzce spojena s náboženskou praxí. Ačkoli tento výsledek odpovídá teoretickým předpokladům, znamená to rovněž možné omezení pro použití dotazníku v českém prostředí. Podle dřívějších sociologických šetření má totiž v českém prostředí vztah k transcenci i část osob bez formálního náboženského zařazení (Hamplová, 2008; Lužný, Václavík, 2010). Otevírá se tedy otázka, zda nejsou původní položky obsažené ve škále transcendentního propojení příliš asociované s křesťanskou monoteistickou tradicí (např. formulace „osobní vztah s posvátnem/Bohem“, „život s modlitbou“ či „úcta ke stvořiteli“) a zda dobře reprezentují zkušenost lidí, kteří se sice vztahují k transcendentnu, avšak bez formálního náboženského zařazení. Na základě této úvahy proto navrhuje rovněž revidovanou verzi českého překladu dotazníku SHALOM, ve které jsou původní položky ze subškály transcendentního propojení přeformulovány způsobem, který zachovává jejich původní smysl, ovšem zbavuje je jejich jednoznačných konotací s křesťanskou monoteistickou tradicí.

Určité revize lze navrhnout rovněž ve vztahu k úvodní instrukci dotazníku, odpověďovým škálám a některým položkám ze škály netrascendentního propojení. Původní úvodní formulace ohledně spirituality může být některými respondenty interpretována ve smyslu „spirituálnější znamená lepší“, a proto se domníváme, že není nutné, aby ji dotazník obsahoval. Rovněž zadání a příslušné odpověďové škály lze zjednodušit zbavením odkazů k „prohlubování“ a k prožívání „po většinu času.“ Poslední možná úprava se týká položek měřících netrascendentní propojení. Je otázkou, zda položky 1 a 19 nemají přes svůj odlišný význam na první pohled příliš podobné znění („láska k ostatním lidem“ / „laskavost vůči ostatním lidem“). Nabízí se možnost přeformulovat druhou uvedenou položku na „důvěra k ostatním lidem“, protože aspekt důvěry byl zachycen rovněž v původní subškále propojení s ostatními, avšak formulačně ne zcela obratným způsobem („důvěra mezi jedinci“). Všechny navrhované změny jsou

uplatněny na zkrácenou verzi škály a uvedeny v Příloze. Ověřování revidované verze podle nás představuje další směr při převádění dotazníku SHALOM do českého prostředí. Zvláště při jeho použití na mladší populaci, u které se institucionalizovaná spiritualita vztažená k transcendentnu objevuje relativně často (Lužný, Václavík, 2010), může být revidovaná verze užitečná.

ZÁVĚR

Předmětem studie bylo ověření psychometrických vlastností české verze dotazníku SHALOM u starší populace. S ohledem na dobrou vnitřní konzistenci subškál a teoreticky adekvátní faktorovou strukturu se dotazník jeví být použitelný, a to i u lidí s mírnou kognitivní poruchou. Oproti původně předpokládané čtyřfaktorové struktuře se zdá být přesnější dotazník chápat jako složený ze dvou hlavních faktorů, přičemž jeden z nich se dále dělí na tři faktory nižšího řádu. Na základě výsledků byla navržena rovněž zkrácená verze původního dotazníku a dále jeho revidovaná verze, obě určené k dalšímu ověřování.

LITERATURA

- Dlhošová, T. (2012). *Validita psychologických škál religiozity a spirituality*. Nepublikovaná bakalářská práce. Brno: Masarykova univerzita.
- Ellis, L., & Wahab, E. A. (2013). Religiosity and fear of death: A theory-oriented review of the empirical literature. *Review of Religious Research, 55*(1), 149-189.
- Ellison, C. W. (1983). Spiritual well-being: Conceptualization and measurement. *Journal of Psychology and Theology, 11*, 330-340.
- Farský, I., Ziačková, K., Ondrejka, I., & Halama, P. (2009). Spiritualita pacientov s psychickou poruchou. *KONTAKT - časopis pro ošetřovatelství a sociální vědy ve zdraví a nemoci, 11*(2), 406-412.
- Fisher, J. (2010). Development and application of a spiritual well-being questionnaire called SHALOM. *Religions, 1*(1), 105-121.
- Fisher, J. W. (2000). Being human and becoming whole: Understanding spiritual health and well-being. *Journal of Christian Education, 43*(3), 37-52.
- Gomez, R., & Fisher, J. W. (2003). Domains of spiritual well-being and development and validation of the Spiritual Well-Being Questionnaire. *Personality and Individual Differences, 35*(8), 1975-1991.
- Hacklová, R. (2013). *Psychosociální aspekty religiozity a spirituality ve vztahu ke zdraví*. Nepublikovaná disertační práce. Praha: Univerzita Karlova.
- Hlásková, T. (2011). *Spiritualita, úzkost a agresivita*. Nepublikovaná diplomová práce. Olomouc: Univerzita Palackého v Olomouci.
- Hamplová, D. (2008). Čemu Češi věří: dimenze soudobé české religiozity. *Sociologický časopis/Czech Sociological Review, 04*, 703-723.
- James, W. (1985). *The varieties of religious experience* (Vol. 13). Cambridge, MA, Harvard University Press.
- Jandásková, Z., & Skočovský, K. D. (Ed.) (2007). *Psychometrické vlastnosti a faktorová struktura pražského dotazníku spirituality (PSQ 30) u souboru starších žen*. Brno: Filozofická fakulta.
- Kaufman, Y., Anaki, D., Binns, M., & Freedman, M. (2007). Cognitive decline in Alzheimer disease: Impact of spirituality, religiosity, and QOL. *Neurology, 68*, 1509-1514.
- Koenig, H. G., & Büssing, A. (2010). The duke university religion index (DUREL): A five-item measure for use in epidemiological studies. *Religions, 1*(1), 78-85.
- Koenig, H. G., McCullough, M. E., & Larson, D. B. (2001). *Handbook of religion and health*. Oxford, UK: Oxford University Press.
- Ledbetter, M. F., Smith, L. A., Vosler-Hunter, W. L., & Fischer, J. D. (1991). An evaluation of the research and clinical usefulness of the Spiritual Well-Being Scale. *Journal of Psychology and Theology, 19*(1), 49-55.
- Levin, J. S., Taylor, R. J., Chatters, L. M. (1994). Race and gender differences in religiosity among older adults: findings from four national surveys. *Journal of Gerontology, 49*, 137-145.
- Lužný, D., & Václavík, D. (2010). *Individualizace náboženství a identita: poznámky k současné sociologii náboženství*. Praha: Malvern.
- Payne, B. P. (1990). Research and theoretical approaches to spirituality and aging. *Generations, 14*(4), 11-14.

- Reich, K. H. (2000). What characterizes spirituality? A comment on Pargament, Emmons and Crumpler, and Stifoss-Hansen. *The International Journal for the Psychology of Religion*, 10(2), 125-128.
- Ričan, P., & Janosova, P. (2005). Spirituality: its psychological operationalization via measurement of individual differences: A Czech perspective. *Studia psychologica*, 47, 157-165.
- Řičan, P. (2006). Spiritualita jako klíč k osobnosti a lidským vztahům. *Československá psychologie*, 50(2), 119-137.
- Řičan, P. (2007). *Psychologie náboženství a spirituality*. Praha: Portál.
- Seifert, L. S. (2002). Toward a psychology of religion, spirituality, meaning-search, and aging: Past research and a practical application. *Journal of Adult Development*, 9(1), 61-70.
- Unterrainer, H. F., Lewis, A. J., & Fink, A. (2014). Religious/spiritual well-being, personality and mental health: a review of results and conceptual issues. *Journal of Religion and Health*, 53(2), 382-392.
- Weaver, A. J., Pargament, K. I., Flannelly, K. J., & Oppenheimer, J. E. (2006). Trends in the scientific study of religion, spirituality, and health: 1965–2000. *Journal of Religion and Health*, 45, 208-214.
- Yangarber-Hicks, N. (2004). Religious coping styles and recovery from serious mental illnesses. *Journal of Psychology and Theology*, 32(4), 305-317.
- chologie. S tímto zájmem se pojí také potřeba vhodných metod k měření spirituality. Dotazník SHALOM (Spiritual Health and Life-Orientati-on Measure) je sebezposuzovací dotazník určený pro měření míry tzv. spirituální osobní pohody (spiritual well-being). Cílem studie bylo ověření psychometrických vlastností české verze tohoto dotazníku.
- Soubor a procedura.* Dotazník byl administrován starší české populaci (n = 209) ve věku od 55 do 91 let. U části participantů (n = 47) z výzkumného souboru byla diagnostikována mírná kognitivní porucha. Ostatní participanté byli kognitivně zdraví.
- Hypotéza.* Předpokládá se, že dotazník má adekvátní psychometrické vlastnosti pro použití u starší populace.
- Statistická analýza.* Statistická analýza byla zaměřená na zjišťování úrovně vnitřní konzistence (Cronbachovo alfa), faktorové analýzy a korelace s různými aspekty religiozity.
- Výsledky.* Výsledky měření poukazují na dobrou vnitřní konzistenci subškál nástroje a teoreticky adekvátní faktorovou strukturu. Dotazník se proto jeví jako použitelný, a to i pro osoby s mírnou kognitivní poruchou. V porovnání s původně předpokládanou čtyřfaktorovou strukturou se zdá být lepší považovat dotazník za dvoufaktorový, přičemž jeden z těchto faktorů se dále dělí na tři faktory nižšího stupně. Na základě výsledků testů byla navržena zkrácená revidovaná verze původního dotazníku.
- Omezení studie.* Zobecnění výsledků studie je limitováno specifickým výzkumným souborem – jde o starší populaci, u některých participantů byla diagnostikována mírná kognitivní porucha. Nová revidovaná verze dotazníku je určená k dalšímu ověřování.

SOUHRN

Cíle. Problematika spirituality a diskuze o její úloze obzvláště ve vztahu ke zdraví představuje jeden z významných trendů světové psy-

PŘÍLOHA

1. Dotazník SHALOM – česká verze

Spiritualita může být definována jako něco, co leží v základu člověka jako lidské bytosti. Spirituální zdraví či spokojenost může být vnímáno jako ukazatel toho, jak dobře se cítíte ve vztahu k sobě, i k jiným, pro vás důležitým, aspektům světa.

Prosím zakroužkujte dvě odpovědi v obou sloupcích k následujícím položkám. Podle toho:

A. Jak si myslíte, že je důležitá zmíněná oblast pro ideální stav spirituálního zdraví.

B. Jak moc cítíte, že zmíněnou oblast prožíváte po většinu času.

Každá položka/odpověď je odstupňována:

1 – velmi málo 2 – málo 3 – středně 4 – silně 5 – velmi silně

Odpovídejte nejdříve vzhledem k oblasti ideální stav (sloupec A) a potom znovu otázky vzhledem k oblasti vaše zkušenost (sloupec B).

Snažte se o odpovědi příliš nepřemýšlet, snažte se zachytit, co vás napadne jako první odpověď.

Prohlubování:	A Ideální pro duchovní zdraví	B osobní prožívání
1. lásky k ostatním lidem	1 2 3 4 5	1 2 3 4 5
2. osobního vztahu k posvátnu / s Bohem	1 2 3 4 5	1 2 3 4 5
3. odpuštění ostatním	1 2 3 4 5	1 2 3 4 5
4. spojení s přírodou	1 2 3 4 5	1 2 3 4 5
5. pocit vlastní identity	1 2 3 4 5	1 2 3 4 5
Prohlubování:		
6. úcty ke Stvořiteli	1 2 3 4 5	1 2 3 4 5
7. úžasu z úchvatných scénérií	1 2 3 4 5	1 2 3 4 5
8. důvěry mezi jedinci	1 2 3 4 5	1 2 3 4 5
9. sebeuvědomění	1 2 3 4 5	1 2 3 4 5
10. jednoty s přírodou	1 2 3 4 5	1 2 3 4 5
Prohlubování:		
11. jednoty s Bohem	1 2 3 4 5	1 2 3 4 5
12. harmonie s prostředím	1 2 3 4 5	1 2 3 4 5
13. pokoje/míru s Bohem	1 2 3 4 5	1 2 3 4 5
14. radosti ze života	1 2 3 4 5	1 2 3 4 5
15. života s modlitbou	1 2 3 4 5	1 2 3 4 5
Prohlubování:		
16. vnitřního míru	1 2 3 4 5	1 2 3 4 5
17. úcty vůči ostatním	1 2 3 4 5	1 2 3 4 5
18. smyslu života	1 2 3 4 5	1 2 3 4 5
19. laskavosti vůči ostatním lidem	1 2 3 4 5	1 2 3 4 5
20. vnímání „zázračnosti“ přírody	1 2 3 4 5	1 2 3 4 5

2. Dotazník DUREL

(1) Jak často navštěvujete bohoslužby, nebo jiná duchovní setkání?

1 – nikdy

2 – jednou za rok nebo méně

3 – několikrát ročně

4 – několikrát za měsíc

5 – jednou týdně

6 – více než jednou týdně

(2) Jak často trávíte čas osobními náboženskými, či duchovními úkony, jako je například modlitba, meditace nebo studium Bible?

- 1 – zřídka nebo nikdy
- 2 – několikrát za měsíc
- 3 – jednou týdně
- 4 – dvakrát, nebo vícekrát v průběhu týdne
- 5 – denně
- 6 – více než jednou denně

Následující část obsahuje 3 tvrzení o náboženských přesvědčeních, či zážitcích. Prosím označte, do jaké míry je pro vás každý z těchto výroků pravdivý, či nepravdivý.

(3) Prožívám ve svém životě přítomnost posvátna/božství (např. v podobě Boha, či jinak).

- 1 – rozhodně není pravda
- 2 – spíše není pravda
- 3 – nejsem si jistý/nevím
- 4 – spíše pravda
- 5 – určitě pravda

(4) Moje náboženské/duchovní přesvědčení je základem celého mého postoje k životu.

- 1 – rozhodně není pravda
- 2 – spíše není pravda
- 3 – nejsem si jistý/nevím
- 4 – spíše pravda
- 5 – určitě pravda

(5) Snažím se důsledně vnášet své náboženské/duchovní přesvědčení do všech činností mého života.

- 1 – rozhodně není pravda
- 2 – spíše není pravda
- 3 – nejsem si jistý/nevím
- 4 – spíše pravda
- 5 – určitě pravda

3. Dotazník SHALOM – revidovaná česká verze

V životě některých lidí hraje roli určitý duchovní rozměr, v životě jiných lidí spíše ne.

Prosím zakroužkujte u každé položky, jakou roli hraje ve Vašem životě.

Každá položka/odpověď je odstupňována:

1 – velmi malou 2 – malou 3 – střední 4 – výraznou 5 – velmi výraznou

O odpovědi příliš nepřemýšlejte, ale snažte se zachytit to, co Vás napadne jako první.

Jakou roli hraje ve Vašem životě?

- | | | | | | |
|--|---|---|---|---|---|
| 1. láska k ostatním lidem | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 2. osobní vztah k něčemu, co nás přesahuje | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 3. vnímání duchovní podstaty světa | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 4. sebeuvědomění | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 5. jednota s přírodou | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 6. jednota s duchovní podstatou světa | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 7. harmonie s prostředím | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 8. souznění s duchovními principy | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 9. rozjímání, modlitba nebo meditace | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 10. smysl života | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 11. důvěra vůči ostatním lidem | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |

NOVÉ METODY K DIAGNOSTICE NEGATIVNÍCH SYMPTOMŮ U SCHIZOFRENIE: CLINICAL ASSESSMENT INTERVIEW FOR NEGATIVE SYMPTOMS (CAINS) – OVĚŘENÍ ZÁKLADNÍCH PSYCHOMETRICKÝCH VLASTNOSTÍ ČESKÉ VERZE

KRISTÝNA HOSÁKOVÁ^{1,2}, LUCIE VIKTOROVÁ¹, MARTIN LEČBYCH^{1,3}

¹ Katedra psychologie FF UP, Olomouc

² Psychiatrická klinika UK v Praze, LF a FN Hradec Králové

³ Privátní ordinace klinické psychologie a psychoterapie Uherský Brod

ABSTRACT

New methods for diagnostics of negative symptoms in schizophrenia: Clinical Assessment Interview for Negative Symptoms (CAINS) – validation of psychometric properties of the Czech version

K. Hosáková, L. Viktorová, M. Lečbych

Objectives. The current view of negative symptoms in schizophrenia is based on 2 factors, social amotivation and diminished expression. In accordance with this view, a new psychodiagnostic method, Clinical Assessment Interview for Negative Symptoms (CAINS) was created. The aim of this study was to evaluate the psychometric properties of the Czech version of CAINS and to describe the results of CAINS in a sample of patients with schizophrenia.

Sample and setting. The sample consisted of 100 adults with schizophrenia, hospitalised at a psychiatric hospital. CAINS and the Beck Depression Inventory-II were administered.

Hypothesis. The factor structure and psychometric properties of the Czech version of CAINS are expected to be equivalent to the original version of the method.

Statistical analysis. Confirmatory factor analysis (CFA) with diagonally weighted least squares (WLSMV) estimation was used. χ^2 index, Tucker-Lewis index (TLI), comparative fit

index (CFI) and root mean square error of approximation (RMSEA) were evaluated. An item analysis, calculated Cronbach's alpha, point-biserial correlations and Pearson's correlation for CAINS and BDI-II were also conducted.

Results. CFA revealed a 2-factor solution similar to the structure of the original version of the method.

Study limitation. The main limitation is that the research sample is unrepresentative. To further evaluate psychometric properties of CAINS, a more variable sample including outpatients is needed. This study provides a base for future use of CAINS in clinical practice.

key words:

schizophrenia,
negative symptoms,
Clinical Assessment Interview for Negative Symptoms,
CAINS,
psychodiagnosics

klíčová slova:

schizofrenie,
negativní symptomy,
Clinical Assessment Interview for Negative Symptoms,
CAINS,
psychodiagnostika

ÚVOD

Negativní symptomy u schizofrenie se obvykle definují jako absence či snížení určitého způsobu chování nebo psychického fungování (Buchanan, 2007). Mezi nejčastěji uváděné symptomy patří oploštělá afektivita, chudost řeči (alogie), apatie, anhedonie a sociální stažení (Andreasen, 1985; Barch, 2013; Blanchard, Horan, Collins, 2005).

Došlo: 3. 8. 2016; K. H., Univerzita Karlova v Hradci Králové, Lékařská fakulta, Psychiatrická klinika, Sokolská 581, 500 05 Hradec Králové; e-mail: hosakovk@lfhk.cuni.cz

Dlouhodobé přetrvávání negativních symptomů v popředí klinického obrazu se označuje jako deficitní syndrom, jehož prevalence je uváděna přibližně u třetiny osob se schizofrenií (Ahmed et al., 2015; Blanchard, Horan, Collins, 2005). Kratší dobu než je nutné k diagnostice deficitního syndromu se samozřejmě mohou negativní symptomy vyskytovat i u dalších osob se schizofrenií, celkově tedy můžeme odhadovat, že tyto příznaky se týkají nezanedbatelné části dané populace.

Negativní symptomy jsou poměrně perzistentní. Objevují se již v prodromálním stádiu, v relativně stabilní míře dlouhodobě přetrvávají, a pokud mají tendenci k remisi, pak pomalu (an der Heiden, Häfner, 2011; Möller et al., 2000). Významnou roli v tomto ohledu může hrát jak skutečnost, že negativní symptomy jsou poměrně rezistentní vůči léčbě, tak možnost, že efektivní léčba nebyla dosud objevena. Skutečnost, že na psychofarmakologickou léčbu negativní symptomy příliš nereagují nebo zlepšení není klinicky signifikantní, dokládá i množství výzkumů (Buchanan, 2007; Fusar-Poli et al., 2015; Kirkpatrick et al., 2006). Možnostmi psychoterapie se zabývaly Elisová, Caponigrová a Kringová (2013). Zjistily, že ve většině studií je signifikantní zlepšení při využití KBT a tréninku sociálních dovedností a že u KBT je prokazatelný efekt i po 6 měsících. Stejně jako u ostatních metod nicméně není ani v tomto případě prokázáný dlouhodobý účinek.

Kromě skutečnosti, že jde o terapeutickou výzvu, je téma negativních symptomů důležité i z důvodu, že významně souvisí s funkčním výstupem nemoci (Fervaha et al., 2014; Kirkpatrick et al., 2006; Möller et al., 2000; Norman et al., 2000; Rocca et al., 2014), a to dokonce i u rizikové populace, u které se nemoc zatím neprojevila (Corcoran et al., 2011), a také s kvalitou života (Delamillieure et al., 2005; Elis, Caponigro, Kring, 2013; Harvey, 2013; Rabinowitz et al., 2012).

V neposlední řadě souvisí význam daného tématu s ověřováním poznatků, které o něm máme. Využití faktorové analýzy odhalilo, že negativní symptomy lze nejlépe vysvětlit dvěma faktory. Jde o sociální amotivaci, které odpovídají symptomy apatie, anhedonie či asociálnost, a sníženou expresivitu, které odpovídají symptomy oploštělá afektivita (ve smyslu snížené exprese) a chudost řeči (Ahmed et al., 2015; Elis, Caponigro, Kring, 2013; Galderisi et al., 2013; Horan et al., 2011; Kimhy et al., 2006; Nakaya, Ohmori, 2008). Není tedy nezbytné nazírat na negativní symptomy jako na několik izolovaných symptomů, ale nazírání lze zaměřit na dva jádrové příznaky, které se projevují v několika podobách. Pokud se nad těmito faktory více zamyslíme, musíme také konstatovat jejich vzájemnou propojenost z pohledu vývojové psychologie. Řeč je důležitým nástrojem sociálního kontaktu, stává se postupně ve vývoji důležitým nástrojem myšlení, pojmového usuzování a řešení problémů. K rozvoji řeči je nezbytná sociální zkušenost, přiměřená sociální stimulace a kvalitní vztah s druhou osobou, která zprostředkovává pochopení jazykových významů v okolním světě.

Je zřejmé, že toto zjištění má zásadní implikace pro psychodiagnostické metody. Běžně užívané škály tomuto poznatku svou strukturou neodpovídají, protože pojímají jednotlivé symptomy jako samostatné faktory. Měří také položky, které do konceptu negativních symptomů nepatří, např. z oblasti kognice lze zmínit pozornost (SANS) či abstraktní/stereotypní myšlení (PANSS). Potřebou nových psychodiagnostických metod, které budou odpovídat současným poznatkům, se zabývali odborníci pod záštitou National Institute of Mental Health na konferenci Consensus Development Conference on Negative Symptoms konané 26.–27. ledna 2005 v Rockville, Maryland. Na tomto setkání se rozhodlo o ustanovení pracovní skupiny, která se tímto tématem začala systematicky zabývat (Kirkpatrick et al., 2006). Její členové společně identifikovali, jak by měla nová diagnostická metoda vypadat a provedli pilotní studii.

Poté byly stanoveny 2 malé skupiny, které nezávisle na sobě měly z tohoto základu vyjít a sestavit nové metody (Blanchard et al., 2011). Jedna z nich, Brief Negative Symptom Scale (BNSS), vyšla z metody navržené v pilotní studii a začala být brzy využívána v klinické praxi. Na jejím vývoji se podíleli Brian Kirkpatrick, Gregory Strauss, Stephen Marder, Linh Nguyenová, Bernard Fischer, David Daniel a Angel Cienfuegos (Kirkpatrick et al., 2011). Druhá metoda, Clinical Assessment Interview for Negative Symptoms (CAINS), se zaměřila na podrobnější zmapování všech relevantních oblastí negativních symptomů, byť za cenu mírně větší časové náročnosti. Na vývoji CAINS se podíleli Jack Blanchard, William Horan, Ann Kringová a Raquel Gurová.

Jak uvádějí Carpenter, Blanchard a Kirkpatrick (2016), tyto metody představují nový standard pro měření negativních symptomů, který velmi pravděpodobně v příštích letech nahradí dříve používané nástroje. Zatímco metoda BNSS u nás v současnosti není převedena, metoda CAINS (Strauss, Gold, 2016) autory tohoto článku ano. Cílem této studie je ověřit psychometrické vlastnosti české verze metody CAINS a popsat výsledky posouzení negativních symptomů metodou CAINS u souboru osob se schizofrenií.

METODA

Výzkumný soubor

Výzkumný soubor se skládal ze 100 dospělých osob s diagnózou schizofrenie dle MKN-10. Všichni účastníci výzkumu byli v době sběru dat hospitalizováni v několika psychiatrických nemocnicích. Podrobné informace o účastnících výzkumu jsou uvedeny v tab. 1.

Tab. 1 Demografické údaje participantů

Proměnná	Průměr	Medián	Modus	SD ^a	Min. ^b	Max. ^c	Špičatost	Šikmost
Pohlaví (muži/ženy)	67/33							
Vztah (single/ve vztahu)	79/21							
Délka vztahu (měsíce)	167,8	66	12/36/60 ^d	166,5	0,25	552	-0,13	0,91
Děti (má/nemá)	26/74							
Věk (let)	42,3	39,5	38	11,8	23	69	-0,71	0,43
Vzdělání (let)	11,7	12,0	12	3,2	11	20	2,79	-0,42
Doba diagnostikované schizofrenie (let)	15,5	11,5	4	12,0	0,5	47	-0,23	0,81
Poměr hospitalizací k věku	0,2	0,1	0,1	0,2	0,0	1,3	5,74	2,25
Poměr hospitalizací k době diagnostikované schizofrenie	0,8	0,6	1,0	0,9	0,0	6,0	17,68	3,61

^a Směrodatná odchylka. ^{b, c} Minimální a maximální dosažená hodnota. ^d Délka vztahu 12, 36 a 60 měsíců se vyskytuje stejně často, a to dvakrát.

Clinical Assessment Interview for Negative Symptoms (CAINS)

CAINS, tedy rozhovor pro klinické hodnocení negativních symptomů, je jedna ze dvou nově vyvinutých metod, které odpovídají současným poznatkům o tomto tématu. Jde o polostrukturovaný rozhovor, ve kterém odborník postupně zjišťuje stav

negativních symptomů ve 13 oblastech. Třináct položek je rozděleno do dvou částí odpovídajících faktorům, které negativní symptomy sytí. Jde o škálu motivace a potěšení (MAP), která je sycena faktorem sociální amotivace, a škálu exprese (EXP), která je sycena faktorem snížené exprese. MAP zahrnuje 9 položek a hodnotí se v oblasti rodiny, přátel, partnerského vztahu, práce či školy a volnočasových aktivit. EXP se skládá ze 4 položek a je hodnocena oblast mimiky, gestikulace, kvantity řeči a hlasové exprese (viz tab. 2).

Tab. 2 Položky CAINS a jejich zařazení do škál

Škála	Položka	Hodnocená oblast
<i>Motivace a potěšení (MAP): Položky týkající se společenského života</i>	1.	Motivace k udržování blízkých rodinných/ manželských/ partnerských vztahů
	2.	Motivace k udržování blízkých přátelských a romantických vztahů
	3.	Frekvence příjemných společenských aktivit – uplynulý týden
	4.	Frekvence očekávaných příjemných společenských aktivit – příští týden
<i>Motivace a potěšení (MAP): Položky týkající se práce a školy</i>	5.	Motivace k pracovním a školním aktivitám
	6.	Četnost očekávaných příjemných pracovních a školních aktivit – příští týden
<i>Motivace a potěšení (MAP): Položky týkající se volnočasových aktivit</i>	7.	Motivace k volnočasovým aktivitám
	8.	Četnost příjemných volnočasových aktivit – uplynulý týden
	9.	Četnost očekávaných příjemných volnočasových aktivit – příští týden
<i>Položky exprese (EXP)</i>	10.	Obličejová exprese
	11.	Hlasová exprese
	12.	Expresivní gesta
	13.	Kvantita řeči

Na základě podrobného manuálu pak odborník určuje, zda se v některé oblasti projevují negativní symptomy. Každá položka je ohodnocena na škále 0–4, kdy 0 bodů znamená, že není znatelné žádné snížení (nejsou přítomny projevy negativních symptomů), 4 body pak značí výrazné snížení v dané oblasti (jsou přítomny závažné projevy negativních symptomů). Celkem lze získat 52 bodů.

Vývoj originální verze metody a její psychometrické vlastnosti popisují Kringová et al., (2013). Psychometrické vlastnosti překladů metod byly dosud publikovány pouze u německé (Engel, Fritzsche, Lincoln, 2014), španělské (Valiente-Gomez et al., 2015), čínské (Chan et al., 2015) a korejské verze (Jung et al., 2016). Převedená byla celkem do 10 jazyků včetně češtiny (Strauss, Gold, 2016).

Beckův inventář deprese, 2. verze (BDI-II)

Tato metoda byla zadána s cílem ověřit diskriminační validitu metody CAINS. Jde o sebehodnotící metodu, která obsahuje 21 položek, jež mapují depresivní symptomy v daných oblastech během posledních 14 dní. Pokud se příznaky v dané oblasti neprojevují, je položka hodnocena 0 body, s narůstající závažností pak lze dosáhnout až 3 bodů. Celkem může skóre u velmi vážných projevů deprese dosahovat 63 bodů.

Postup

Metoda CAINS včetně manuálu byla získána od jedné z autorek, Ann Kringové, která zároveň zajistila souhlas ostatních autorů. Překlad do češtiny byl proveden překladatelkou s dlouholetou praxí ve spolupráci s první autorkou článku. Po dohodě na finální verzi překladu byly položky CAINS přeloženy zpětně do angličtiny dvěma osobami, konkrétně profesionální překladatelkou a rodilým americkým mluvčím dlouhodobě žijícím v České republice. Zpětný překlad byl schválen A. Kringovou.

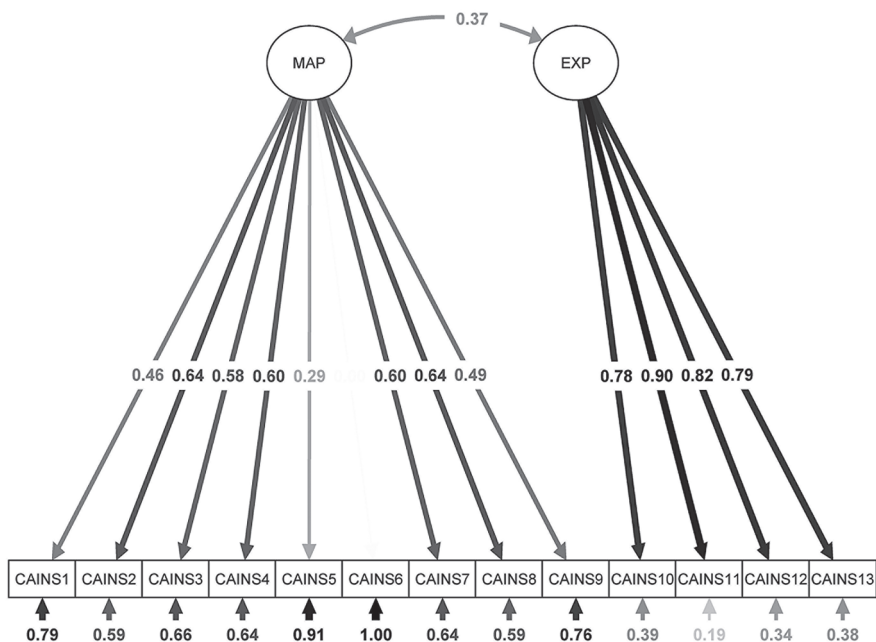
Sběr dat probíhal v období březen – listopad 2015 a uskutečnil se v psychiatrických nemocnicích v Jihlavě, Opavě, Havlíčkově Brodě a Kroměříži. Vždy před započatím sběru dat bylo osloveno vedení nemocnice a po představení výzkumu získán souhlas ředitele a primářů z vhodných oddělení. Před zahájením samotného vyšetřování pacientů byli na základě konzultace s primářem nebo ošetřujícím lékařem vybráni vhodní pacienti, kteří jednak splňovali kritéria pro zařazení do výzkumu, tedy věk nad 18 let, diagnóza F20 dle MKN-10 a dostatečně stabilizovaný stav pro zvládnutí vyšetření dle hodnocení ošetřujícího lékaře. Pacienti byli informováni o dobrovolnosti účasti ve výzkumu, který nijak neovlivní jejich hospitalizaci, o možnosti kdykoliv vyšetření ukončit, o skutečnosti, že je výzkum anonymní, o způsobu prezentace dat výzkumu, jeho průběhu a očekávaných přínosech. V případě souhlasu s účastí ve výzkumu byl podepsán informovaný souhlas a proběhlo vyšetření. V případě zájmu byly účastníkům sděleny předběžné výsledky a také předán kontakt na první autorku článku, která provedla všechna vyšetření, s nabídkou zodpovězení dodatečných otázek či zpětného stažení informovaného souhlasu.

Data byla zpracována v programu SPSS for Windows, v. 20, a dále v programu R v. 3.3.1 za použití balíčku lavaan (Rosseel, 2012). Při ověřování psychometrických vlastností metody CAINS byla provedena konfirmační faktorová analýza metodou robustních diagonálně vážených nejmenších čtverců (WLSMV) vhodnou pro ordinální data (Li, 2015). Byl hodnocen index shody χ^2 , Tucker-Lewisův index (TLI), komparativní index shody (CFI) a odmocnina z průměrného čtverce chyby odhadu (RMSEA). Dále byla provedena položková analýza, vypočteno Cronbachovo alfa, bodově-biseriální korelace a Pearsonův korelační koeficient pro zhodnocení diskriminační validity vůči BDI-II.

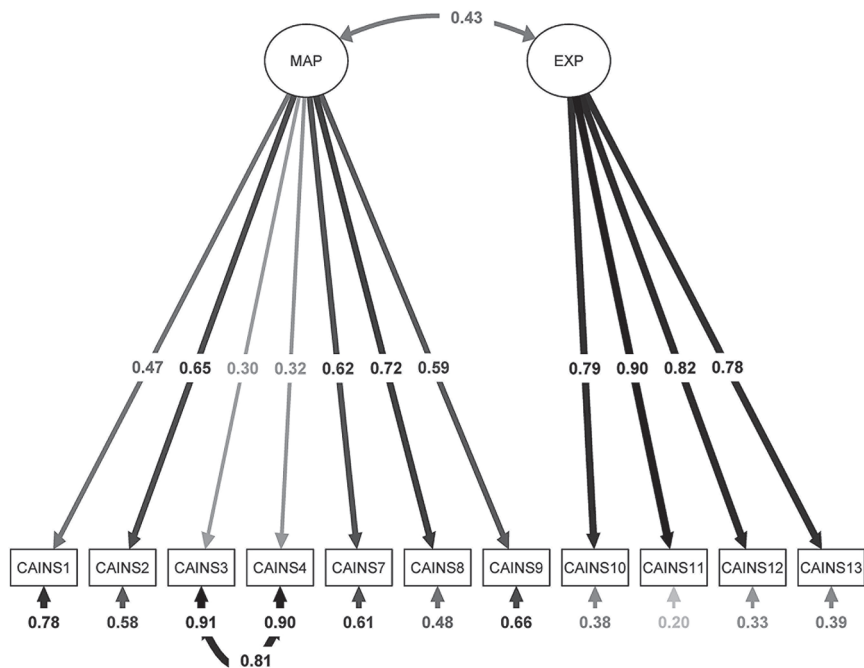
VÝSLEDKY

Psychometrické vlastnosti české verze CAINS

Jak bylo popsáno výše, tato metoda byla cíleně vyvinuta tak, aby měřila 2 faktory negativních symptomů, tedy sociální amotivaci a expresivitu. Dvě škály CAINS, Motivace a potěšení (MAP) a exprese (EXP), by tedy těmto faktorům měly odpovídat a v originální verzi metody tomu tak skutečně je. Pro ověření, zda faktorová struktura české verze odpovídá originálu, byla provedena konfirmační faktorová analýza dvoufaktorového modelu. Index shody χ^2 ($df = 64$) = 139,517 ($p < 0,001$), TLI = 0,728, CFI = 0,776 ani RMSEA = 0,109 (90% interval spolehlivosti = 0,084–0,134) nedosahovaly v tomto případě očekávaných doporučených hodnot, nicméně na základě odhadů parametrů jednotlivých položek (graf 1) a jejich residuálních variancí lze vidět, že v modelu se vyskytují problematické položky 5 a 6 s nízkým nábojem a vysokou residuální variancí (viz i položková analýza dále). Modifikační indexy dále naznačují problematický vztah mezi položkou 3 a 4 (MI = 69,009). Po odebrání položek 5 a 6 z modelu a povolení kovariance mezi položkami 3 a 4 již dosahují sledované indexy uspokojivých hodnot: χ^2 ($df = 42$) = 49,286 ($p = 0,205$), TLI = 0,971, CFI = 0,978 a RMSEA = 0,042 (90% interval spolehlivosti = 0,0–0,083) (viz graf 2).



Graf 1 Faktory CAINS a jejich standardizované odhady parametrů – model se všemi položkami



Graf 2 Faktory CAINS a jejich standardizované odhady parametrů – model po zohlednění problematických položek

Pro úplnost považujeme za vhodné dodat, že při zohlednění kovariance mezi položkami 3 a 4 je v modelu možné ponechat i položku 5, aniž by se nutně zhoršily hodnoty sledovaných indexů: χ^2 (df = 52) = 60,534 (p = 0,195), TLI = 0,969, CFI = 0,975 a RMSEA = 0,044 (90% interval spolehlivosti = 0,0–0,079). Náboj položky 5 pak dosahuje hodnoty 0,30, s residuální variancí = 0,91. Souhrnně se tedy přikláníme k názoru, že je možné konstatovat dvoufaktorovou strukturu české verze dotazníku CAINS, ovšem se zohledněním výše popsaných specifik.

Dále jsme ověřovali vnitřní konzistenci položek metody jako ukazatele reliability, a to prostřednictvím výpočtu Cronbachova koeficientu alfa (se zahrnutím všech 13 položek). Ten má pro celou metodu hodnotu 0,78, pro škálu MAP 0,72 a pro škálu EXP 0,89. Analýza položek s použitím bodově-biseriální korelace celé metody je uvedena v tab. 3.

Tab. 3 Vnitřní konzistence metody CAINS

Položka	Průměr škály při odstranění položky	Bodově-biseriální korelace položky s celkovým skóre	R ²	Cronbachovo alfa při odstranění položky
1.	22,54	0,373	0,328	0,769
2.	22,15	0,552	0,486	0,755
3.	22,16	0,368	0,710	0,772
4.	22,29	0,388	0,710	0,769
5.	21,83	0,231	0,230	0,789
6.	20,06	0,006	0,101	0,791
7.	22,56	0,495	0,438	0,759
8.	21,84	0,526	0,460	0,758
9.	22,76	0,384	0,398	0,769
10.	21,69	0,463	0,594	0,761
11.	22,14	0,549	0,718	0,752
12.	21,57	0,469	0,645	0,760
13.	22,85	0,575	0,569	0,752

Konvergentní validita metody byla opakovaně ověřena v původní verzi (Kring et al., 2013) stejně jako v německém (Engel et al., 2014), španělském (Valiente-Gomez et al., 2015) a čínském překladu (Chan et al., 2015). Jako referenční metody byly použity PANSS, SANSS a BPRS. V rámci české metody jsme již nepovažovali za nezbytné tuto skutečnost znovu ověřovat, protože nejde o aspekt, který by mohl být ovlivněn tím, že je metoda zadávána v jiném jazyce. Nepodařilo se také dohledat výzkum zabývající se psychometrickými vlastnostmi českých verzí zmíněných 3 metod, jejich použití by tedy vyžadovalo odborný převod, což bylo za hranicí možností tohoto výzkumu.

Diskriminační validitu jsme ověřovali vůči depresi, a to výpočtem Pearsonova korelačního koeficientu pro výsledky metod CAINS a BDI-II. Průměrné hodnoty BDI-II v našem souboru dosahovaly 14 bodů (SD = 10,85; medián = 11,5; rozpětí = 0–46; šikmost = 1,11; špičatost = 0,93). Výsledky ukazují, že mezi škálami MAP a EXP není s výsledky BDI-II statisticky významná souvislost, ale celkový výsledek CAINS s výsledky BDI-II souvisí, byť slabě a s minimálním efektem (p = 0,049,

$r = 0,20$, $r^2 = 0,04$). Při bližší analýze bylo zjištěno, že souvislost se projevuje zejména u podsouboru 11 osob ze 100, které dle kritického (cut-off) skóru 30 (Preiss, Vacíř, 1999) patřily do skupiny s těžkou depresí. Při experimentálním vyloučení těchto osob ze souboru se souvislost výsledků CAINS a BDI-II neprojevila.

Výsledky metody CAINS

Průměrné výsledky negativních symptomů hodnocených metodou CAINS jsou uvedeny v tab. 4. Celkový skór CAINS je tvořen součtem bodů ze škál MAP (9 položek) a EXP (4 položky).

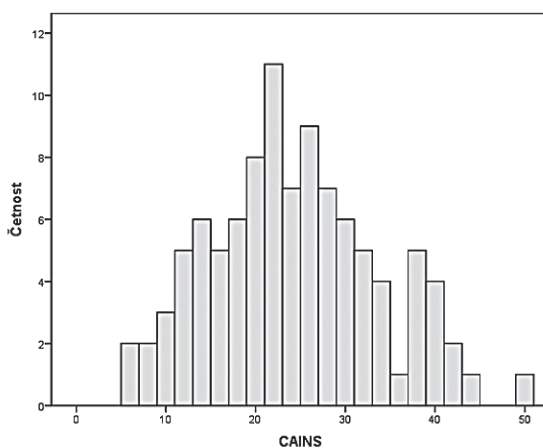
Tab. 4 Výsledky metody CAINS

	MAP	EXP	CAINS
Průměr	16,64	7,23	23,87
Medián	16,00	7,00	23,50
Modus	11	0	22
SD ^a	6,89	4,64	9,34
Min. ^b	3	0	6
Max. ^c	36	15	50
Špičatost	-0,03	-1,21	-0,32
Šikmost	0,48	0,02	0,30

^a Směrodatná odchylka. ^{b, c} Minimální a maximální dosažená hodnota.

Pozn. U škály MAP je maximální možná hodnota 36, u škály EXP 16 a celkové maximální skóre CAINS je tedy 52.

Na základě Shapiro-Wilkova testu bylo zjištěno, že četnosti celkových skórů CAINS a skórů škály MAP mají normální rozložení, zatímco rozložení četností skórů škály EXP normální není. Rozložení četností celkových skórů CAINS uvádíme v grafu 3.



Graf 3 Rozložení četností celkových skórů CAINS

DISKUSE

Psychometrické vlastnosti české verze metod CAINS odpovídají originální verzi i dalším verzím převedeným do jiných jazyků. Jak bylo zmíněno, položka 6 nevykazuje oproti očekávání dostatečnou souvislost s faktorem sociální amotivace (viz tab. 3). To lze jednoznačně vysvětlit specifikem našeho výzkumného souboru. Daná položka mapuje počet očekávaných příjemných pracovních, školních, dobrovolnických

nebo volnočasových aktivit, které jsou definovány pravidelností a osobní zodpovědností, a to během příštího týdne. Vzhledem k tomu, že výběrový soubor tvořili pacienti psychiatrických lůžkových zařízení, mohli takové aktivity vykonávat pouze ve vzácných případech, kdy měli být těsně po provedení vyšetření propuštěni a takovou aktivitu si již stačili naplánovat, což se stalo v 8 případech. Ostatním 92 pacientům v jejich vykonávání principiálně bránila právě skutečnost hospitalizace. Je tedy zjevné, že položka 6 bude u hospitalizovaných osob téměř vždy hodnocena 4 body, a její nedostatečné sycení očekávaným faktorem lze přičíst této skutečnosti. Obdobně lze uvažovat i o nízké zátěži a vysoké residuální variabilitě u položky 5, týkající se pracovní a školní motivace, která u hospitalizovaných pacientů také nemusí dosahovat vyšší variability.

Vysoká kovariance mezi položkami 3 a 4 (frekvence společenských aktivit za uplynulý týden/ očekávaných příští týden) pak může taktéž souviset se specifikem výzkumného souboru, kdy je u hospitalizovaných pacientů možné očekávat, že frekvence příjemných společenských aktivit se nebude v průběhu času příliš měnit a odhady u obou položek tedy budou podobné. Z tohoto důvodu by bylo v rámci dalšího výzkumu vhodné zařadit do souboru také např. ambulantní pacienty (viz dále).

V následující tab. 5 ještě uvádíme výsledky hodnocení negativních symptomů metodou CAINS u dalších klinických skupin. U osob se schizofrenií jsou výsledky daných studií poměrně podobné a významně se pak liší od výsledků osob s bipolární poruchou a zdravých kontrol.

Tab. 5 Srovnání výsledků CAINS různých klinických skupin

	N	CAINS (SD ^e)	MAP (SD ^e)	EXP (SD ^e)
Schizofrenie ^a	100	23,87 (9,34)	16,64 (6,86)	7,23 (4,62)
Schizofrenie ^b	100	24,58 (11,1)	17,88 (8,69)	6,70 (3,60)
Schizofrenie ^c	35	19,67 (neuved.)	14,29 (5,19)	5,38 (3,65)
Schizofrenie a schizoafekt. porucha ^d	53	24,40 (8,76)	19,75 (6,09)	4,64 (4,15)
Bipolární porucha ^e	38	12,58 (neuved.)	10,47 (6,78)	2,11 (2,75)
Zdravé kontroly ^e	35	5,91 (neuved.)	4,91 (4,96)	1,00 (1,72)

^a Tento výzkum. ^b Dle Valiente-Gomez et al., 2015. ^c Dle Tabak et al., 2015. ^d Dle Engel, Fritzsche, Lincoln, 2014. ^e Směrodatná odchylka.

Pozn. Celkový skóre CAINS je součtem skóre získaných na škálách MAP a EXP.

Hlavním limitem výzkumu je výzkumný soubor, a to ze dvou důvodů: Vzhledem k velikosti souboru (N = 100), který je menší než doporučovaných N = 200, mohou být odhady parametrů i indexů shody v rámci konfirmační analýzy do jisté míry zkreslené (Li, 2015). Zároveň se soubor skládá pouze z osob aktuálně hospitalizovaných v psychiatrickém zařízení. Šlo tedy o osoby zotavující se po atace, nebo dlouhodobě hospitalizované na chronickém oddělení. Dle klasického třetinového pravidla se obě situace týkají přibližně 2/3 populace se schizofrenií. V souboru tedy chybí zbývající třetina, a to lidé, u kterých se po jedné atace další neobjevují, tedy těch, u kterých má nemoc nejpříznivější průběh. Dle výsledků studií uvedených v tab. 5, které využívaly soubory ambulantních pacientů, by se celkové výsledky hodnocení negativních symptomů metodou CAINS neměly lišit, je to však nutné ověřit dalším výzkumem. Stejně tak by bylo vhodné doplnit soubor zdravých kontrol pro srovnání, zda v českém prostředí odpovídá výskyt negativních symptomů u této skupiny zahraničním studiím, a zahrnout do klinické skupiny taktéž pacienty ambulantní. Následně by mělo dojít

k opětovnému ověření parametrů především námi identifikovaných problematických položek a vytvoření, resp. úpravě norem pro tuto populaci. Další výzkumy zabývající se negativními symptomy by pak měly také znovu ověřit, zda se i u nového pojetí negativních symptomů objevují souvislosti s dalšími koncepty, např. kvalitou života či funkčním výstupem, které byly zjištěny staršími metodami.

ZÁVĚR

Z výzkumu vyplývá, že česká verze metody CAINS pro hodnocení negativních symptomů, kterou jsme převedli do českého prostředí, vykazuje obdobnou dvoufaktorovou strukturu jako originální verze metody. Je však ještě třeba ověřit její psychometrické vlastnosti na variabilnějším souboru, který by zahrnoval např. také ambulantní pacienty, k prověření fungování všech položek. Tato studie tak může představovat základ pro pozdější tvorbu norem, které by umožňovaly širší využití CAINS v praxi.

LITERATURA

- Ahmed, A. O., Strauss, G. P., Buchanan, R. W., Kirkpatrick, B., & Carpenter, W. T. (2015). Are negative symptoms dimensional or categorical? Detection and validation of deficit schizophrenia with taxometric and latent variable mixture models. *Schizophrenia Bulletin*, 41(4), 879-891.
- an der Heiden, W., & Häfner, H. (2011). Course and outcome. In D. R. Weinberger, & P. J. Harrison (Eds.), *Schizophrenia: Third edition* (104-141). Chichester: John Wiley & Sons.
- Andreasen, N. C. (1985). Positive vs. negative schizophrenia: A critical evaluation. *Schizophrenia Bulletin*, 11(3), 380-389.
- Barch, D. M. (2013). The CAINS: Theoretical and practical advances in the assessment of negative symptoms in schizophrenia. *American Journal of Psychiatry*, 170(2), 133-135.
- Blanchard, J. J., Horan, W. P., & Collins, L. M. (2005). Examining the latent structure of negative symptoms: Is there a distinct subtype of negative symptom schizophrenia?. *Schizophrenia Research*, 77(2-3), 151-165.
- Blanchard, J. J., Kring, A. M., Horan, W. P., & Gur, R. (2011). Toward the next generation of negative symptom assessments: The collaboration to advance negative symptom assessment in schizophrenia. *Schizophrenia Bulletin*, 37(2), 291-299.
- Buchanan, R. W. (2007). Persistent negative symptoms in schizophrenia: An overview. *Schizophrenia Bulletin*, 33(4), 1013-1022.
- Carpenter, W. T., Blanchard, J. J., & Kirkpatrick, B. (2016). New standards for negative symptom assessment. *Schizophrenia Bulletin*, 42(1), 1-3.
- Cohen, C. I., Natarajan, N., Araujo, M., & Solanki, D. (2016). Prevalence of negative symptoms and associated factors in older adults with schizophrenia spectrum disorder. *The American Journal of Geriatric Psychiatry*, 21(2), 100-107.
- Corcoran, C. M., Kimhy, D., Parrilla-Escobar, M. A., Cressman, V. L., Stanford, A. D., Thompson, J., . . . Malaspina, D. (2011). The relationship of social function to depressive and negative symptoms in individuals at clinical high risk for psychosis. *Psychological Medicine*, 41(2), 251-261.
- Delamillieure, P., Ochoa-Torres, D., Vasse, T., Brazo, P., Gourevitch, R., Langlois, S., . . . Dollfus, S. (2005). The subjective quality of life in deficit and nondeficit schizophrenic patients. *Schizophrenia Bulletin*, 20(4), 346-348.
- Elis, O., Caponigro, J. M., & Kring, A. M. (2013). Psychosocial treatments for negative symptoms in schizophrenia: Current practices and future directions. *Clinical Psychology Review*, 33(8), 914-928.
- Engel, M., Fritzsche, A., & Lincoln, T. M. (2014). Validation of the German version of the Clinical Assessment Interview for Negative Symptoms (CAINS). *Psychiatry Research*, 220(1-2), 659-663.
- Fervaha, G., Foussias, G., Agid, O., & Remington, G. (2014). Impact of primary negative symptoms on functional outcomes in schizophrenia. *European Psychiatry*, 29(7), 449-455.
- Fusar-Poli, P., Papanastasiou, E., Stahl, D., Rocchetti, M., Carpenter, W., Shergill, S., & McGuire, P. (2015). Treatments of negative symptoms in schizophrenia: Meta-analysis of 168 randomized placebo-controlled trials. *Schizophrenia Bulletin*, 41(4), 892-899.

- Galderisi, S., Bucci, P., Mucci, A., Kirkpatrick, B., Pini, S., Rossi, A., . . . Maj, M. (2013). Categorical and dimensional approaches to negative symptoms of schizophrenia: Focus on long-term stability and functional outcome. *Schizophrenia Research, 147*(1), 157–162.
- Harvey, P. D. (2013). Assessment of everyday functioning in schizophrenia: Implications for treatments aimed at negative symptoms. *Schizophrenia Research, 150*(2-3), 353–355.
- Chan, R. C. K., Shi, C., Lui, S. S. Y., Ho, K. K. Y., Hung, K. S. Y., Lam, J. W. S., . . . Yu, X. (2015). Validation of the Chinese version of the Clinical Assessment Interview for Negative Symptoms (CAINS) a preliminary report. *Frontiers in Psychology, 6*, 7.
- Jung, S. I., Whoo, J., Kim, Y. T., & Kwak, S. G. (2016). Validation of the Korean Version of the Clinical Assessment Interview for Negative Symptoms of Schizophrenia (CAINS). *Journal of Korean Medicinal Science, 31*(7), 1114–1120.
- Kimhy, D., Yale, S., Goetz, R. R., McFarr, L. M., & Malaspina, D. (2006). The factorial structure of the schedule for the deficit syndrome in schizophrenia. *Schizophrenia Bulletin, 32*(2), 274–278.
- Kirkpatrick, B., Fenton, W. S., Carpenter, W. T., Jr., & Marder, S. R. (2006). The NIMH-MATRICES consensus statement on negative symptoms. *Schizophrenia Bulletin, 32*(2), 214–219.
- Kirkpatrick, B., Strauss, G. P., Nguyen, L., Fischer, B. A., Daniel, D. G., Cienfuegos, A., & Marder, S. R. (2011). The Brief Negative Symptom Scale: Psychometric properties. *Schizophrenia Bulletin, 37*(2), 300–305.
- Kring, A. M., Gur, R. E., Blanchard, J. J., Horan, W. P., & Reise, S. P. (2013). The Clinical Assessment Interview for Negative Symptoms (CAINS): Final development and validation. *American Journal of Psychiatry, 170*(2), 165–172.
- Li, C. (2015). Confirmatory factor analysis with ordinal data: comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods, 48*(3), 936–949.
- Möller, H.-J., Bottlender, R., Wegner, U., Wittmann, J., & Strauß, A. (2000). Long-term course of schizophrenic, affective and schizoaffective psychosis: focus on negative symptoms and their impact on global indicators of outcome. *Acta Psychiatrica Scandinavica, 102*(Suppl 407), 54–57.
- Nakaya, M., & Ohmori, K. (2008). A two-factor structure for the schedule for the deficit syndrome in schizophrenia. *Psychiatry Research, 158*(2), 256–259.
- Norman, R. M. G., Malla, A. K., McLean, T., Voruganti, L. P. N., Cortese, L., McIntosh, E., . . . Rickwood, A. (2000). The relationship of symptoms and level of functioning in schizophrenia to general well-being and the Quality of Life Scale. *Acta Psychiatrica Scandinavica, 102*(4), 303–309.
- Preiss, M., & Vacíř, K. (1999). *Beckova sebezposuzovací škála pro dospělé BDI-II: Příručka*. Brno: Psychodiagnostika Brno, s. r. o.
- Rabinowitz, J., Levine, S. Z., Garibaldi, G., Bugarski-Kirolo, D., Berardo, C. G., & Kapur, S. (2012). Negative symptoms have greater impact on functioning than positive symptoms in schizophrenia: Analysis of CATIE data. *Schizophrenia Research, 137*(1-3), 147–150.
- Rocca, P., Montemagni, C., Zappia, S., Pietrà, R., Sigaudò, M., & Bogetto, F. (2014). Negative symptoms and everyday functioning in schizophrenia: A cross-sectional study in a real world-setting. *Psychiatry Research, 218*(3), 248–289.
- Rosseel, Y. (2012). Lavaan: an R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software, 48*(2), 1–36.
- Strauss, G. P., & Gold, J. M. (2016). A psychometric comparison of the Clinical Assessment Interview for Negative Symptoms and the Brief Negative Symptom Scale. *Schizophrenia Bulletin, 42*(6), 1384–1394.
- Tabak, N. T., Green, M. F., Wynn, J. K., Proudfit, G. H., Altshuler, L., & Horan, W. P. (2015). Perceived emotional intelligence is impaired and associated with poor community functioning in schizophrenia and bipolar disorder. *Schizophrenia Research, 162*(1-3), 189–195.
- Valiente-Gomez, A., Mezquida, G., Romaguera, A., Vilardebo, I., Andres, H., Granados, B., . . . Bernardo, M. (2015). Validation of the Spanish version of the Clinical Assessment for Negative Symptoms (CAINS). *Schizophrenia Research, 166*(1-3), 104–109.

SOUHRN

Cíl. Současné pojetí negativních symptomů je založeno na 2 faktorech, sociální amotivaci a snížené expresi. V souladu s tímto pojetím byla vytvořena metoda Clinical Assessment Interview for Negative Symptoms (CAINS), která dvoufaktorový model reflektuje. Cílem této studie bylo ověřit psychometrické vlastnosti české verze metody CAINS a popsat výsledky po-

souzení negativních symptomů touto metodou u souboru osob se schizofrenií.

Výzkumný soubor. Výzkumný soubor tvořilo 100 dospělých osob se schizofrenií hospitalizovaných v psychiatrické nemocnici.

Hypotéza. Faktorová struktura a psychometrické vlastnosti české verze metody CAINS budou odpovídat originální verzi metody.

Statistická analýza. Byla použita konfirmační faktorová analýza (CFA) s odhadem diagonálně vážených nejmenších čtverců (WLSMV). Byl hodnocen χ^2 index, Tucker-Lewis index (TLI), komparativní index shody (CFI) a root mean square error of approximation (RMSEA). Dále byla provedena položková analýza, vypočítány

Cronbachovo alfa, bodově-biseriální korelace a Pearsonův korelační index pro metody CAINS a BDI-II.

Výsledky. Z výzkumu vyplývá, že česká verze metody CAINS pro hodnocení negativních symptomů vykazuje obdobnou dvoufaktorovou strukturu jako originální verze metody.

Limity. Je zapotřebí ověřit psychometrické vlastnosti této metody na variabilnějším souboru, který by zahrnoval např. také ambulantní pacienty, k prověření fungování všech položek. Tato studie tak může představovat základ pro pozdější tvorbu norem, která by umožňovala širší využití dotazníku CAINS v praxi.

A RASCH ANALYSIS OF THE BUSS-PERRY AGGRESSION QUESTIONNAIRE-SHORT FORM: AN EVIDENCE FROM CZECH ADOLESCENTS SAMPLE

JIŘÍ KOŽENÝ^{1,2}, LÝDIE TIŠANSKÁ^{1,2}, LADISLAV CSÉMY¹

¹ National Institute of Mental Health, Czech Republic

² Third Faculty of Medicine, Charles University, Prague

ABSTRACT

A Rasch Analysis of The Buss-Perry Aggression Questionnaire-Short Form: An evidence from Czech adolescents sample

J. Kožený, L. Tišanská, L. Csémy

Objectives. The purpose of this paper is to establish the measurement properties of The Short-Form Buss-Perry Aggression Questionnaire using for the first time the Rasch graded scale model of measurement.

Sample and setting. Responses were obtained from a representative sample of 3,159 Czech schoolchildren between 13 and 15 years of age. The interval covers the critical transition period from childhood to early adolescence. The subjects were asked to fill in the online questionnaire anonymously via the internet during regular classes under the supervision of their teachers.

Results. The study lends support to the 12-item BPAQ-SF unidimensionality which conflicts with earlier works corroborating multidimensional four-factor models using confirmatory factor analysis. The data reasonably conforms

to the Rasch model specifications having acceptable item and person reliabilities, satisfactory item fit indices and item difficulties, and gender and age DIF of no practical significance. The alignment between item difficulty and the disposition of adolescents to endorse an item indicating a noticeable floor effect can be expected, taking into consideration that the scale is intended primarily as a screening instrument. *Study limitation.* A limitation of this study is a lack of criterion for the instrument validation, analyzing a questionnaire only in isolation might paint a distorted picture.

key words:

aggression,
BPAQ-SF,
Rasch model,
adolescents

klíčová slova:

agrese,
BPAQ-SF,
Raschův model,
adolescenti

The Aggression Questionnaire (AQ: Buss, Perry, 1992) 29-item scale designed to measure four aspects of human aggression (Physical Aggression, Verbal Aggression, Anger, and Hostility) was reduced to a 12-item version (BPAQ-SF: Bryant, Smith, 2001).

The authors selected particular items on the basis of exploratory and confirmatory studies using two samples of American undergraduates who had completed the longer form questionnaire. From these, the three highest loading items from each of the AQ four sub-scales were selected. The short version acceptable psychometric parameters were supported in other studies such as Diamond and Magaletta (2006) based on a U.S. general population of federal offenders sample; Diamond, Wang, and Buffington-Vollum (2016) using an American sample of mentally ill male prisoners; Ang (2007) based on responses from two Singapore adolescent samples; Hornsveld,

Received: 04 .09.2016; J. K., National Institute of Mental Health, Topolová 748, 250 67 Klecany, Czech Republic; email: jiri.kozeny@nudz.cz .

This work was supported by the Czech Science Foundation, grant No. 16-07833S.

Muris, Kraaimaat, and Meesters (2009) using a sample of violent forensic psychiatric inpatients and outpatients, and a sample of secondary vocational students; Morales, Codorniu, and Vigil (2005) using a widely heterogeneous sample of Spanish respondents; Tremblay and Ewart (2005) based on a sample of Canadian undergraduates; Gallardo-Pujol, Kramp, García-Forero, et al. (2006) based on three samples of Spanish respondents, adult volunteers, students, and jail detainees; Maxwell (2007) reported good fit of 4-factor model to the data received from a sample of Hong Kong Chinese; Vitoratou et al., (2009) in a study based on a sample of Greek adults; Webster, et al. (2014) and Pechorro, et al. (2016) using a sample of Portuguese incarcerated juvenile delinquents and a community sample corroborated Buss and Perry's four-factor structure.

An exception to finding a multidimensional structure for the BPAQ-SF was the Petersen, Nunes, and Cortoni (2016) study which discovered very large latent factor correlations in a sample of Canadian incarcerated sexual offenders, suggesting that the scale may not provide accurate measurements as a four-dimensional construct. Most findings using confirmatory factor analysis are in favor of four-factor structure of the BPAQ-SF but not all studies used the same rating scale or order of the items and the description of statistical projects was frequently meager. In addition, the findings were based on mostly small, specific, convenient samples which may have restricted the generality of the findings, and sometimes the criteria of fit used were rather lenient.

The purpose of this paper is to establish the measurement properties of The Short-Form Buss-Perry Aggression Questionnaire in a representative Czech adolescents sample using the Rasch graded response model of measurement.

METHOD

Participants and procedure

The study was carried out on a non-clinical population based sample of 3,159 school-children from 7th, 8th, and 9th grades (male: $n = 1,649$, 52.2%, age $M/SD = 13.97/0.97$; female: $n = 1,510$, 47.8%, age $M/SD 13.81/0.9$) from 115 randomly selected junior high schools in the Czech Republic. The interval between 13 and 15 years of age represents the critical transition period from childhood to early adolescence, during which individual differences may be accentuated. The subjects were asked to fill in the online questionnaire anonymously via the internet during regular classes under the supervision of their teachers. They were required to rate the items in terms of how they applied characteristically on a 5-point Likert scale (1) *Never apply to me* (2) *Rarely* (3) *From time to time* (4) *Fairly often* (5) *Definitely apply to me*.

Measure

The Buss-Perry Aggression Questionnaire (BPAQ-SF: Bryant, Smith, 2001) is a self-report 12-item scale designed to estimate four correlated dimensions of Physical Aggression, Verbal Aggression, Anger, and Hostility as described above. The scale items together with distribution parameters stratified according to gender are provided in Table 1.

Analysis procedure

The psychometric parameters of the Buss-Perry Aggression Questionnaire-Short Form (BPAQ-SF) were examined using the Rasch rating scale model (RSM; Andrich, 1978; de Ayala, 2009) in Winsteps 3.91.00 computer software (Linacre, 2006). Prior to data analysis, the basic assumption of the Rasch model unidimensionality of the

Table 1 The BPAQ-SF item M, SD, and percentage of responses for each score (N = 3161)

	ITEM*	% responses for each value score					M	SD
		1	2	3	4	5		
1.	Given enough provocation, I may hit another person.	17.1	23.6	24.8	18.0	16.5	2.93	1.32
2.	I often find myself disagreeing with people.	6.3	25.3	39.5	20.4	8.5	3.00	1.02
3.	At times I feel I have gotten a raw deal out of life.	10.9	23.8	31.1	21.0	13.2	3.02	1.19
4.	There are people who have pushed me so far that we have come to blows.	41.1	23.5	16.5	10.5	8.4	2.22	1.31
5.	I can't help getting into arguments when people disagree with me.	26.2	33.2	23.0	11.6	6.0	2.38	1.16
6.	Sometimes I fly off the handle for no good reason.	31.7	25.0	21.9	12.1	9.2	2.42	1.29
7.	Other people always seem to get the breaks.	18.0	20.4	27.2	20.9	13.5	2.92	1.29
8.	I have threatened people I know.	59.5	20.6	10.4	5.5	4.0	1.74	1.10
9.	My friends say that I'm somewhat argumentative.	37.8	27.5	19.0	9.0	6.8	2.19	1.22
10.	I have trouble controlling my temper.	33.7	25.4	22.2	10.9	7.7	2.34	1.26
11.	I wonder why sometimes I feel so bitter about things.	11.3	20.0	31.1	21.8	15.7	3.11	1.22
12.	I sometimes feel like a powder keg ready to explode.	30.8	23.3	20.7	13.2	12.0	2.52	1.36

Note. Items are rated on a 5-point Likert scale (1) *Never apply to me* (2) *Rarely* (3) *From time to time* (4) *Fairly often* (5) *Definitely apply to me*.

*The Czech and English version of the BPAQ-SF are available on <http://www.nudz.cz/jk/home.htm>

construct was tested using the Parallel Analysis procedure (PA; Horn, 1965; Timmerman, Lorenzo-Seva, 2011), the Minimum Average Partial test (MAP; Velicer, 1976), confirmatory factor analysis, and the Rasch Principal Components Analysis of residuals (Raiche, 2005; Linacre, 2015). Evidence of item fit and item difficulty, person separation, reliability of person measures, category functioning, targeting and scale continuity, and differential item functioning of the BPAQ-SF scale across gender and three age groups were explored.

RESULTS

Dimensionality of the Assessment

Parallel Analysis procedure (PA) and Minimum Average Partial test (MAP)

The MAP test involves a complete principal components analysis followed by the examination of a series of matrices of partial correlations. The PA procedure involves extracting eigenvalues from random data sets that parallel the actual data set with regard to the number of cases and variables. Usually both methods offer the same recommendation regarding the number of components to retain. However, identical results do not always emerge; the MAP and the PA tend to suggest fewer and more components, respectively. Both analytic procedures, using polychoric correlations as a dispersion matrix and Minimum Rank Factor Analysis (ten Berge, Kiers, 1991) for

factor extraction, were in complete agreement advising to retain one component. The assessment was performed by program FACTOR ver. 10.3.01; (Lorenzo-Seva, Ferrando, 2013).

Confirmatory factor analysis

We used confirmatory factor analysis (CFA) of the polychoric interitem correlation matrix with a weighted least-square with standard errors and mean-and-variance adjusted chi-square test statistic (WLSMV) estimator to confirm the presence of a single factor. Results indicated acceptable fit for the one-factor model: WLSMV $\chi^2_{(54)} = 986.705$; CFI = 0.971; TLI = 0.961; RMSEA = 0.067 [0.065 – 0.69]; SRMR = 0.038. The assessment was performed by program Mplus 7.4 (Muthén, Muthén, 1998-2012).

Rasch Principal Components Analysis of residuals

The PCA of Rasch residuals was used to detect if more than one factor can explain the response structure by comparing differences between the observed and the expected responses. The assessment was conducted through a PCA of Rasch residuals subroutine in the Winsteps software (version 3.91.00; Linacre, 2015).

In this study, the empirical variance explained by the items (47.2%, eigenvalue 10.74) can be considered a strong principal measurement dimension. The expected value (48.2%) indicates that the data as a whole only slightly under-fits the Rasch model.

The largest secondary dimension, the first contrast in the residuals, explained 8.8% of the variance. A ratio 5 to 1 of variance explained by the measure to variance in the 1st contrast supports unidimensionality. The eigenvalue of the unexplained variance in the first contrast was 2.01, which corresponds to the strength of two items. Linacre (2015) recommends using eigenvalue of the first contrast being less than 2.0 as an acceptable criterion for establishing unidimensionality.

The unexplained variance of the 1st contrast eigenvalues using repeated simulation studies based on a Rasch fitting dataset with the same characteristics as our dataset ranged from 1.15 to 1.20. In practice, we would need at least 5 items to load heavily on a contrast before we would consider those items as a separate instrument (Smith, Miao, 1994; Raïche, 2005; Linacre, Tennant, 2009). The findings indicate that eigenvalues, rescaled to match the number of items, may approach value 2.0 by chance and we opted to accept a unidimensional solution. The highest positive residual coefficient (0.41) was between Item 1 and Item 4 indicating about 17% of shared variance. Negative residual correlations between items have values between -0.17 and -0.29 (mean -0.21).

Item fit and item difficulty

Estimates of item difficulties are presented in Table 2, their standard errors, the quality of fit of each item (both Infit and Outfit), and the point-measure correlation for each item. The item difficulty estimated values, listed in descending order, ranged from -0.66 to 1.16 logits (range 1.82 logits) with small standard errors in the order of 0.02. The most difficult to endorse was Item 8 (*I have threatened people I know.*) while the easiest was Item 11 (*I wonder why sometimes I feel so bitter about things.*). A fit of data to a unidimensional structure was assessed using Infit and Outfit statistics. Infit, information-weighted mean-square, is sensitive to irregular inlying patterns. Outfit, Pearson chi-square fit statistic divided by its degrees of freedom, is sensitive to outliers. The expected values of the mean square (MNSQ) fit indexes is 1.0, if the data fit the model exactly. According to Linacre (2015) reasonable item MNSQ interval

for rating scale survey Infit and Outfit is 0.6 – 1.4. Values greater than 1.0 indicate underfit, too much unpredictability. Values less than 1.0 suggest overfit, a sign of easy predictability (Smith, Rush, Fallowfield, 2008). Infit MNSQ ranged from 0.82 to 1.24, M/SD = 1.031/0.14; Outfit MNSQ from 0.82 to 1.27, M/SD = 1.01/0.14. The MNSQ values do not suggest the presence of unexpected unrelated irregularities/outliers and support the data fit a unidimensional Rasch model reasonably well. The extreme standardized statistics reflect the huge sample size. Differences between data part-measure correlations (a technical quality aspect of content validity) and expected values based on the Rasch measures are negligible, indicating probable absence both under and over discrimination between high and low performers. Specifically, this measure identifies any items causing highly aggressive students to admit incorrectly lower levels of aggressiveness when students with a lower level of aggression are responding adequately (Boone, Scantlebury, 2006).

Table 2 Item fit statistics (Rating Scale Model)

ITEM	MEASURE	INFIT		OUTFIT		PMC		EXACT MATCH	
		MNSQ	ZSTD	MNSQ	ZSTD	CORR	EXP	OBS%	EXP%
Q08	1.16	1.19	6.2	1.01	0.3	0.63	0.63	53.6	53.6
Q09	0.44	1.03	1.4	0.99	-0.2	0.65	0.64	45.9	42.5
Q04	0.41	1.24	8.8	1.16	5.5	0.63	0.64	40.1	42.4
Q10	0.26	0.90	-4.0	0.87	-4.9	0.69	0.64	46.4	41.4
Q05	0.20	0.86	-5.9	0.85	-6.0	0.66	0.64	49.2	40.3
Q06	0.15	1.01	0.5	0.97	-1.0	0.66	0.64	42.8	40.3
Q12	0.02	1.01	0.2	0.96	-1.6	0.68	0.64	40.0	39.5
Q07	-0.44	1.12	5.1	1.13	5.1	0.61	0.64	38.4	38.5
Q01	-0.46	1.17	6.7	1.19	7.2	0.61	0.64	36.7	38.5
Q02	-0.53	0.82	-8.2	0.92	-3.3	0.62	0.64	45.4	38.6
Q03	-0.55	1.13	5.5	1.27	9.9	0.57	0.64	37.6	38.2
Q11	-0.66	0.82	-8.1	0.82	-7.6	0.67	0.64	43.1	38.4
MEAN	0.00	1.03	0.7	1.01	0.3			43.3	41.0
SD	0.52	0.14	5.8	0.14	5.3			4.8	4.1

Note. Model SE = 0.02; MNSQ = mean squares; ZSTD = z- standardized scores; PMC = part-measure correlation; EXACT MATCH OBS/EXP = observed/expected correlation for performance on each item

It can be expected that on average about 43% of the responses will match their predicted values provided that the data fit the Rasch model. The difference between observed and expected correlation for performance on each item indicates that the local data may be slightly more predictable than the model predicts. Item raw score-to-measure correlation, the Pearson correlation, between raw scores and measures, including extreme scores was -1.0.

Separation, reliability of person measures

The Rasch person separation is a ratio of the person SD and the average measurement error and reflects the measure of the spread of persons on the construct. The Rasch person reliability index is an indicator of the range of person measures (Linacre, 2002).

In our study, using none-extreme persons, the assessment had a Rasch person reliability of 0.84 and a Rasch person separation index of 2.26. A separation value of 2.26

gives at least two statistically different performance levels, thus splitting the persons in our sample into about three groups (strata = 3.35) on the Rasch ruler provided that the outlying measures represent true performances. The Rasch person reliability is, as expected, lower than internal consistency of the BPAQ-SF in terms of Cronbach's alpha (0.89; 95% CI 0.88 – 0.90) but still acceptable and person raw score to measure correlation was 0.94.

The item separation and the item reliability was 24.89 and 1.00, respectively. It may indicate that the items not only represent different levels of the construct within our sample but also contribute meaningfully to the overall measurement of the constructs.

Category functioning analysis

Rasch Likert category functioning analysis was conducted to examine the effectiveness of the employed 5-point response scale. The results (Table 3) indicated that the category frequency distribution is unimodal and shows a monotonic decrease from 10254 to 3842 counts. The observed average of measures (sample-dependent values) in this category increase monotonically with the rating scale category. It empirically supports our expectation that higher rating scale categories indicate more of the latent variable. However, the advances are not entirely even (0.73, 0.58, 0.43, 0.57 logits) which may reflect problems with the use of the rating scale or may merely reflect the item and sample distributions (Linacre, 2002). Nevertheless, the values are negligently different from expected values (i.e. what we would obtain if the data fit the Rasch model).

Table 3 Summary of category structure

CATEGORY LABEL	SCORE	OBSERVED		AVERAGES		INFIT		OUTFIT	ANDRICH THRESHOLD	CATEGORY MEASURE
		COUNT	%	OBS	EXP	MNSQ	MNSQ			
Never apply to me	1	10254	27	-1.51	-1.46	0.99	1.04	NONE	(-2.48)	
Rarely	2	9217	24	-0.78	-0.81	0.96	0.90	-1.08	-1.01	
From time to time	3	9090	24	-0.20	-0.27	0.91	0.89	-0.52	-0.01	
Fairly often	4	5529	15	0.23	0.25	1.04	1.04	0.49	1.01	
Definitely apply to me	5	3842	10	0.80	0.89	1.16	1.17	1.11	(2.50)	

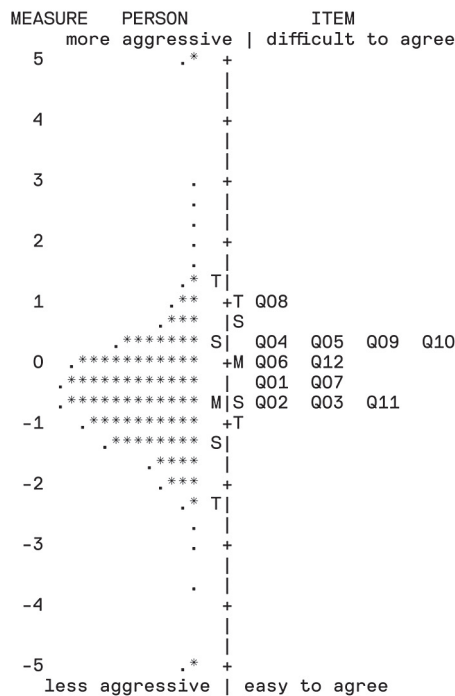
Note. OBS/EXP = observed/expected mean of measures in category; INFIT/OUTFIT MNSQ = the average of the INFIT/OUTFIT mean-squares associated with the responses in each category; ANDRICH THRESHOLD = the points of equal probability of adjacent categories; CATEGORY MEASURE = the sample-free measure corresponding to this category

The Rasch-Andrich thresholds – model-based values expected to increase with category value – indicate that the parameter estimations for all class intervals of the instrument are in accordance with the model (Linacre, 1999, 2002). The second step and the fourth step intervals are 0.56 and 0.62 logits, respectively. Only the third step interval (1.01 logit) is sufficiently large (Linacre, 2002). The findings may suggest a combination of categories or a redefinition of their substantive meaning.

Both the average of the Infit and Outfit mean-squares associated with the responses in each category are in the acceptable range 0.99–1.16 and 0.89–1.17, respectively. The highest unexplained randomness (17%) in the data than modelled is indicated in category 5 (*Definitely apply to me*).

Targeting and Scale Continuity

Simultaneous positioning of items and person responses on a common logit scale permits the evaluation of overlap of persons and items. The person difficulty level was spread out along the construct to a greater degree than was targeted by the items (range -4.90 to 4.95 logits; $M/SD = -0.52/1.31$). The items were grouped tightly around the mean (range -0.66 – 1.16 logits; $M/SD = 0.0/0.23$) and 0.52 logits higher than the person mean with a noticeable gap between Item 8 (I have threatened people I know.) and the rest of the items. About 55 (1.73%) participants demonstrated extreme maximum scores and 54 (1.7%) extreme minimum scores. Visual inspection of the Wright Map (Figure 1) where items, plotted according to their difficulties along the vertical straight line, suggests a rather strong floor effect with about 48% of participants falling below the range of the items, thus indicating that the items for the aggressive behavior construct may have been too difficult for participants to endorse.



Note. M = mean, S = 1SD from mean, T = 2SD from mean; each "*" is 37; each "." is 1 to 36 person.

Figure 1 Wright person-item map

Differential Item Functioning

Differential Item Functioning (DIF) analysis, a check for external validity (Bagheai, Amrahi, 2011), was conducted for all items in the BPAQ-SF to evaluate the stability of BPAQ-SF response patterns by gender and three age categories. The performance of girls on each item was compared to the performance of matched boys (reference group for the female focal group) holding all other items and person measures con-

stant. Findings must be treated with cautious scepticism as DIF studies are notorious for producing non-replicable findings (Linacre, 2015). The DIF contrasts ranging from -0.44 to 1.08 logits are effect sizes in logits; i.e. size of the DIF across the two classifications of persons.

We tested a hypothesis that the DIF size, apart from measurement error, is zero using Rasch-Welch's t-statistic and Mantel chi-square for polytomies. Using Bonferroni correction, the hypothesis was not rejected only for Items 2, 5, and 10 by both methods.

However, a statistical significance gives no indication at all of the actual impact of DIF on the person measures (Linacre, 2015). This analysis found that only Item 1 (0.63 logits) and Item 4 (1.08 logits) had DIF contrast higher than the recommended (Linacre, 2005; p. 381) value of 0.5 logits for gender. In practice, this means that our sample of girls are 0.63 logits less willing to endorse Items 1 (*Given enough provocation, I may hit another person*) and 1.08 logits less willing to endorse Item 4 (*There are people who have pushed me so far that we have come to blows*) in comparison to boys. The sample-based effect sizes for Item 1 and Item 4 are 0.06 and 0.11, respectively. In addition, DIF impact on the person measures also depends on the length of the test. From this perspective, the average impact of DIF contrast is within a 0.05–0.09 interval. As chi-square statistics for each item across the three age classes were not statistically significant, the null hypothesis that the observed DIF within each item is due to chance was not rejected. It can be concluded that items in the BPAQ-SF revealed no substantial DIF in gender and three age categories.

SUMMARY AND CONCLUSION

Our analysis of the BPAQ-SF brought findings which are acceptable in most aspects. However, there is some noticeable departure from the Rasch model, although its size is not overwhelming. The unidimensional structure of the PBAQ-SF was suggested by three methods and supported by the item fit indices. Nevertheless, positive residual between Item 1 and Item 4 suggesting a local dependence may indicate the presence of a second factor (physical aggression) but the value indicates only 17% of the variance in their residuals in common. Besides which two items can hardly constitute a stable factor.

The Infit and Outfit mean-square values of Items 1, 3, 4, and Items 2, 5, 10, 11 imply the occurrence of approximately 20% unexplained randomness and consequently some under and over predictability, respectively. No other item had greater deviation from value 1.0 and all values were inside of an acceptable interval (Linacre, 1999; 2015).

The Rasch-Andrich thresholds monotonically increase with category value but only the step between category 3 and 4 is sufficiently large. It may indicate a combination of categories, dichotomization of the scale using category 3 as a cutting point or redefinition of the substantive meaning of the scale.

The distribution of the respondents' abilities in relation to the distribution of the item difficulties indicating a rather strong floor effect is in accordance with an instrument intended primarily for screening. Nonetheless, the addition of less strongly formulated items may increase a subtlety of assessment and broaden a range of endorsability. The two separation and three strata levels can also be accepted as satisfactorily meeting discrimination requirements for a screening instrument.

In conclusion, the current study based on a representative sample of the Czech adolescent population lends support to the 12-item PBAQ-SF unidimensionality which con-

flicts with most earlier works corroborating a multidimensional four-factor model using confirmatory factor analysis and indicates that our data reasonably conforms to Rasch model specifications having acceptable item and person reliabilities, satisfactory item fit indices and item difficulties, as well as gender and age DIF of no practical significance. The alignment between item difficulty and the disposition of adolescents to endorse an item indicating a noticeable floor effect can be expected if the fact that the scale is intended primarily as a screening instrument is taken into consideration. A limitation of this study is a lack of criterion for the instrument validation, analyzing a questionnaire only in isolation might paint a distorted picture (Ziegler, Hagemann, 2015).

REFERENCES

- Andrich, D. (1978). Scaling attitude items constructed and scored in the Likert tradition. *Educational and Psychological Measurement*, 38, 665-680.
- Ang, R. P. (2007). Factor structure of the 12-item aggression questionnaire: Further evidence from Asian adolescent samples. *Journal of Adolescence* 30(4), 671-685.
- Baghaei, P., & Amrahi, N. (2011). Validation of a Multiple Choice English Vocabulary Test with the Rasch Model. *Journal of Language Teaching and Research*, 2(5), 1052-1060.
- Boone, W., & Scantlebury, K. (2006). The role of Rasch analysis in science education utilizing multiple choice tests. *Science Education*, 90, 253-269.
- Bryant, F. B., & Smith, B. D. (2001). Refining the architecture of aggression: A measurement model for the Buss-Perry Aggression Questionnaire. *Journal of Research in Personality*, 35(2), 138-167.
- Buss, A. H., & Perry, M. (1992). The aggression questionnaire. *Journal of Personality and Social Psychology*, 63(3), 452-459.
- De Ayala, R. J. (2009). *The theory and practice of Item Response Theory*. New York, NY: The Guilford Press.
- Diamond, P. M., Wang, E. W., & Buffington-Vollum, J. (2016). Factor structure of the Buss-Perry Aggression Questionnaire (BPAQ) with mentally ill male prisoners. *International Journal of Offender Therapy and Comparative Criminology*, 60, 575-597.
- Diamond, P. M., & Magaletta, P. R. (2006). The Short-Form Buss-Perry Aggression Questionnaire (BPAQ-SF): A validation study with federal offenders. *Assessment*, 13, 227.
- Gallardo-Pujol, D., Kramp, U., García-Forero, C., Pérez-Ramírez, M., & Andrés-Pueyo, A. (2006). Assessing aggressiveness quickly and efficiently: the Spanish adaptation of Aggression Questionnaire-Refined version. *European Psychiatry*, 21, 487-494.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185.
- Hornsveld, R. H., Muris, P., Kraaimaat, F. W., & Meesters, C. (2009). Psychometric properties of the Aggression Questionnaire in Dutch violent forensic psychiatric patients and secondary vocational students. *Assessment* 16(2), 181-192.
- Linacre, J. M., & Tennant, A. (2009). More about critical eigenvalue sizes (variances) in Standardized-Residual Principal Components Analysis (PCA). *Rasch Measurement Transactions*, 23(3), 1228.
- Linacre, J. M. (1999). Investigating rating scale category utility. *Journal of Outcome Measurement*, 3, 193-212.
- Linacre, J. M. (2002). Optimizing rating scale category effectiveness. *Journal of Applied Measurement*, 3, 85-106.
- Linacre, J. M. (2006). Item discrimination and Rasch-Andrich thresholds. *Rasch Measurement Transactions*, 20, 1.
- Linacre, J. M. (2015). *A user's guide to Winsteps/Ministep Rasch-model computer program*. Chicago, IL: Winsteps.com.
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2013). FACTOR 9.2 A comprehensive program for fitting exploratory and semiconfirmatory factor analysis and IRT Models. *Applied Psychological Measurement*, 37(6), 497-498.
- Maxwell, J. P. (2007). Development and preliminary validation of a Chinese version of the Buss-Perry Aggression Questionnaire in a population of Hong Kong Chinese. *Journal of Personality Assessment*, 88(3), 284-294.
- Morales, F., Codorniu, M., & Vigil, A. (2005). Características psicométricas de las versiones reducidas del Cuestionario de Agresividad de Buss y Perry. *Psicothema*, 17(1), 96-100.
- Muthén, L. K. & Muthén, B. O. (1998-2012). *Mplus user's guide*. Seventh Edition. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Pechorro, P., Barroso, R., Póiares, C., Oliveira, J.P., & Torrealday, O. (2016).

- Validation of the BussPerry Aggression Questionnaire-Short Form among Portuguese juvenile delinquents. *International Journal of Law and Psychiatry*, 44, 75-80.
- Pettersen, C., Nunes, K. L., & Cortoni, F. (2016). Does the factor structure of the Aggression Questionnaire hold for sexual offenders? *Criminal Justice and Behavior*, 43(6), 811-829.
- Raiche, G. (2005). Critical eigenvalue sizes in standardized residual principal components analysis. *Rasch Measurement Transactions*, 19(1), 1012.
- Smith, A. B., Rush, R., Fallowfield, L. J., Velikova, G., & Sharpe, M. (2008). Rasch fit statistics and sample size considerations for polytomous data. *BMC Medical Research Methodology*, 8, 33.
- Smith, R. M., & Miao, C. Y. (1994). Assessing unidimensionality for Rasch measurement. In M. Wilson (Ed.): *Objective measurement: Theory into practice*. Volume 2, Greenwich: Ablex.
- Ten Berge, J. M. F., & Kiers, H. A. L. (1991). A numerical approach to the exact and the approximate minimum rank of a covariance matrix. *Psychometrika*, 56, 309-315.
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16, 209-220.
- Tremblay, P. F., & Ewart, L. A. (2005). The Buss and Perry Aggression Questionnaire and its relations to values, the Big Five, provoking hypothetical situations, alcohol consumption patterns, and alcohol expectancies. *Personality and Individual Differences*, 38(2), 337-346.
- Velicer, W. F. (1976). Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika*, 41, 321-327.
- Vitoratou, S., Ntzoufras, I., Smyrnis, N., & Stefanis, N. C. (2009). Factorial composition of the Aggression Questionnaire: A multi-sample study in Greek adults. *Psychiatry Research*, 168(1), 32-39.
- Webster, G. D., DeWall, C. N., Pond, R. S., Deckman, T., Jonason, P. K., Le, B., ... Bator, R. J. (2014). The brief aggression questionnaire: psychometric and behavioral evidence for an efficient measure of trait aggression. *Aggressive Behavior*, 40, 120-139.
- Ziegler, M., & Hagemann, D. (2015). Testing the unidimensionality of items: Pitfalls and loopholes. *European Journal of Psychological Assessment*, 31(4), 231-237.

SOUHRN

Raschova analýza krátké formy Bussova-Perryho dotazníku agresivity na podkladě dat od českých adolescentů

Záměr: Cílem studie bylo poprvé ověřit psychometrické vlastnosti krátké formy Bussova-Perryho dotazníku agresivity (BPAQ-SF) na podkladě Raschova modelu gradované stupnice měření.

Soubor a procedura. Data byla získána od reprezentativního vzorku 3 159 českých školáků ve věkovém intervalu 13–15 let. Interval pokrývá kritické období přechodu z dětství do časně adolescence. Respondenti vyplnili dotazník anonymně během výukové hodiny na webovém rozhraní za přítomnosti učitelů.

Výsledky. Výsledky podpořily jednodimenzionalitu 12položkového nástroje BPAQ-SF, což je v rozporu s většinou dosavadních prací, které na podkladě konfirmační faktorové analýzy identifikovaly čtyřfaktorovou strukturu dotazníku. Data byla ve shodě se specifikací Raschova modelu z hlediska reliability položek i respondentů, položkových indexů shody a položkové obtížnosti. Rovněž hodnoty DIF z hlediska pohlaví a věku nevykázaly diference diagnostického významu. Souběh položkové obtížnosti a dispozice adolescentů potvrdit položku vykazoval podlahový efekt, což je očekávaný nález, neboť stupnice je určena především jako skríningový nástroj.

Omezení studie. Do studie nebylo zařazeno validizační kritérium, analýza nástroje v izolaci může poskytnout zkreslený obraz.

SLOVENSKÁ ADAPTÁCIA DOTAZNÍKA NA HODNOTENIE SCHIZOTYPOVÝCH ČŔT OSOBNOSTI SCHIZOTYPAL PERSONALITY QUESTIONNAIRE

MARTINA CHYLOVÁ¹, MARTIN MARKO², JOZEF DRAGAŠEK¹, MATÚŠ VIRČÍK³, RASTISLAV ROVNÝ², VERONIKA ROHÁRIKOVÁ², JANA MURÍNOVÁ², BARBORA CIMROVÁ², STANISLAV KATINA^{2,4}, IGOR RIEČANSKY^{2,5}

¹ I. psychiatrická klinika LF UPJŠ, Košice

² Ústav normálnej a patologickej fyziológie SAV, Bratislava

³ Psychiatrická nemocnica Michalovce, n.o., Michalovce

⁴ Ústav matematiky a statistiky, Masarykova univerzita, Brno

⁵ Faculty of Psychology, University of Vienna

ABSTRACT

Slovak adaptation of the Schizotypal Personality Questionnaire

M. Chylová, M. Marko, J. Dragašek, M. Virčík, R. Rovný, V. Roháriková, J. Murínová, B. Cimrová, S. Katina, I. Riečanský

Objectives. The aim of the present study was to adapt the Schizotypal Personality Questionnaire (SPQ), one of the most widely used methods for the assessment of schizotypy, into the Slovak language and investigate its basic psychometric properties (reliability, latent structure, gender differences, and measurement invariance) in healthy volunteers.

Sample and setting. The Slovak version of the questionnaire (SPQ-SK) was completed by 267 responders (120 men and 147 women) with a mean age of 25.3 years ($SD = 5.5$). SPQ includes 74 binary items arranged into 9 subscales.

Hypotheses. Latent structure of two concurrent models, a three-factor and a four-factor model were tested.

Statistical analysis. Gender differences were assessed by Welch *t*-test. Internal consistency was assessed using Cronbach's alpha and ordinal alpha. Confirmatory factor analysis (CFA) was calculated using the maximum likelihood method. χ^2 -test, CFI, RMSEA, SRMR, AIC and BIC were used to evaluate and compare the re-

spective models. Measurement invariance was assessed by χ^2 and CFI differences.

Results. SPQ-SK showed an acceptable internal consistency. On average, men scored higher in the dimensions Odd or Eccentric Behavior, No Close Friends, and Constricted Affect, whereas women scored higher on Excessive Social Anxiety and Magical Thinking. CFA indicated that a modified three-factor structure represented the best model for SPQ-SK. This model also showed configural invariance and weak measurement invariance. However, strong and strict invariance was only partially supported.

Study limitations. The research sample consisted of healthy individuals. Further investigations are needed to determine clinically relevant scores.

key words:

schizotypy,
schizotypal personality disorder,
schizophrenia,
questionnaire,
psychological assessment

klúčové slová:

schizotypia,
schizotypová porucha osobnosti,
schizofrénia,
dotazník,
psychodiagnostika

PROBLÉM

Schizotypia je súborom osobnostných čŕt, ktoré sú spojené so zvýšenou náchylnosťou k schizofrénii (Forgáčová, 2005; Kwapil, Barrantes-Vidal, 2015; Lenzenweger, 2006). Medzi tieto čŕty patrí predovšetkým divné a bizarné správanie, zvláštna reč,

Došlo: 11. 8. 2016; I. R., Ústav normálnej a patologickej fyziológie SAV, Sienkiewiczova 1, 813 71 Bratislava, Slovenská republika; e-mail: igor.riecansky@savba.sk

Práca bola podporená z grantov VEGA 2/0093/14, 2/0056/16, MZ SR 2012/52-SAV-2 a APVV-14-0840.

magické myslenie, neobvyklé senzorické zážitky a znížené potešenie so sociálnych aktivít. V súčasnej dobe prevláda názor, že schizotypia je spojeným mnohorozmerným znakom, ktorého zvýšená miera expresie má podobu schizotypovej poruchy osobnosti (SPO) a jej extrémnym vyjadrením je schizofrénna psychóza (Nelson et al., 2013). Podľa tohto modelu sú etiologické, vývinové a fenomenologické procesy vedúce k subklinickým aj klinickým prejavom schizofrénie totožné. Schizotypia tak predstavuje významný koncept v súvislosti so snahou o pochopenie etiopatogenézy schizofrénie a hľadanie možností jej liečby (Barrantes-Vidal, Grant, Kwapil, 2015; Debbané et al., 2015; porovnaj s Filip, 2011).

Na hodnotenie schizotypie bolo vypracovaných viacero metód, medzi ktorými majú dôležité miesto sebaopisovacie škály. Jednou z najpoužívanejších je sebaopisovacia škála Adriana Raineho (Raine, 1991) s názvom Schizotypový osobnostný dotazník (Schizotypal Personality Questionnaire, SPQ). SPQ vychádza z diagnostických kritérií SPO podľa tretej revidovanej verzie Diagnostického a štatistického manuálu duševných porúch (DSM-III-R; American Psychiatric Association, 1987) a pozostáva z 9 subškál kvantifikujúcich 9 príznakov schizotypovej osobnosti. Subškály SPQ sú nasledovné: (1) *vzťahovačnosť*, (2) *sociálna úzkosť*, (3) *zvláštne presvedčenia alebo magické myslenie*, (4) *neobvyklé percepčné zážitky*, (5) *zvláštne alebo excentrické správanie*, (6) *chýbanie blízkych priateľov*, (7) *zvláštna reč*, (8) *zúžený afekt* a (9) *podozrievavosť alebo paranoja*.

SPO, ktorá je v Medzinárodnej klasifikácii chorôb od roku 1992 zaradená do okruhu schizofrénie a schizofrénii podobným poruchám, sa v klasifikácii Americkej psychiatrickej asociácie DSM uvádza medzi poruchami osobnosti. Pôvodne sa vyvinula z tzv. hraničnej (latentnej) schizofrénie (DSM-II; American Psychiatric Association, 1968) a ako samostatná porucha osobnosti je definovaná od tretieho vydania DSM s vyššie uvedenými 9 základnými príznakmi. Štvrtá textová revízia DSM z roku 1994 (DSM-IV; American Psychiatric Association, 1994) so sebou priniesla významnú zmenu v podobe viacosového diagnostického modelu, v ktorom sa poruchy osobnosti uvádzali na osi II, pričom os I bola vyhradená tzv. veľkým duševným poruchám. Pred uvedením ostatného vydania DSM (DSM-5; American Psychiatric Association, 2013) sa viedla intenzívna odborná diskusia, že by SPO mala byť zahrnutá do okruhu schizofrénnych porúch na osi I, podporená intenzívnym výskumom akceptujúc dimenzionálny model schizofrénie. SPO je široko konceptualizovaná ako atenuovaná forma schizofrénie, je k nej geneticky príslušná, väčšina neurobiologických rizikových faktorov je podobných tým, ktoré sú asociované so schizofréniou. Na zmiernenie príznakov SPO aj schizofrénie sa rovnako používa ten istý typ liečby. Navyše, schizotypia, podobne ako schizofrénia, nie je stabilná v priebehu času, ale vykazuje významné známky fluktuácie intenzity príznakov (Raine, 2006). Vo finálnej verzii DSM-5 sa ustúpilo od viacrozmerného modelu, zároveň sa presadil znova hlavne kategoriálny prístup ku klasifikácii porúch osobnosti a hoci sa SPO v krátkosti uvádza aj v kapitole schizofrenického spektra a iných psychotických porúch, jej podrobný popis sa nachádza v kapitole porúch osobnosti. Špecifikom DSM-5 je tzv. sekcia III, ktorá uvádza aj alternatívny model kategorizácie porúch osobnosti vychádzajúc z dimenzionálneho modelu a má slúžiť predovšetkým pre pokračujúci výskum. Platné kritéria tejto klasifikácie uvedené v sekcii II zahŕňajú aj v súčasnosti všetkých 9 príznakov SPO, tak ako boli definované v predchádzajúcich verziách. V tejto súvislosti považujeme SPQ za vhodný posudzovací nástroj na hodnotenie schizotypie vo výskume i bežnej klinickej praxi.

Väčšina faktorovo-analytických štúdií SPQ poukazuje na skrytú štruktúru s tromi základnými faktormi: (i) pozitívnym alebo kognitívno-percepčným faktorom (zahŕňa

subškály 1, 4, 3 a 9), (ii) negatívnym alebo interpersonálnym faktorom (subškály 2, 6 a 8), a (iii) faktorom dezorganizácie (subškály 5 a 7) (Claridge et al., 1996; Dumas et al., 2000; Gruzelier, 1996; Raine et al., 1994; Reynolds et al., 2000; Rossi, Danelluzzo, 2002). Stefanis a kol. (2004) a niektorí ďalší výskumníci (Barron et al., 2015; Compton et al., 2009; Gross et al., 2014) sa však prikláňajú k štvorfaktorovému modelu, v ktorom zväčša vystupuje paranoidita ako samostatný faktor.

Na Slovensku neexistuje žiadna štandardizovaná sebaopisovacia metóda na zisťovanie črt schizotypovej osobnosti. Jediným diagnostickým nástrojom pre hodnotenie SPO dostupným v slovenčine je „Štruktúrované klinické interview pre DSM-IV. Os II: Poruchy osobnosti“ (First et al., 1997; Fydrich et al., 1997; Hašto, 2008), ktoré je dostupné na internetových stránkach Vydavateľstva F. Cieľom tejto práce bola adaptácia škály SPQ ako nástroja na hodnotenie schizotypie v slovenskej populácii. V tomto článku referujeme výsledky analýzy dát, ktoré sme získali v súbore zdravých dospelých dobrovoľníkov. Slovenskú verziu dotazníka SPQ v ďalšom texte označujeme ako SPQ-SK.

METÓDA

Skúmaný súbor

Do výskumu bolo zaradených 284 zdravých dobrovoľníkov vo veku 18 až 40 rokov. Respondenti boli pre tento výskum oslovení na základe náboru v Bratislave a v Košiciach. Všetci podpísali informovaný súhlas so zaradením do štúdie, ktorá bola anonymná a dobrovoľná. Návratnosť odpovedí bola 100 %. Vylučujúcimi kritériami pre zaradenie do finálneho výberu boli: vek pod 18 rokov, prítomnosť alebo anamnéza duševnej poruchy (vrátane závislosti od psychoaktívnych látok s výnimkou fajčenia) alebo poškodenia mozgu (traumou alebo neurologickým ochorením). Na základe týchto kritérií bolo po vyplnení anamnestického dotazníka z pôvodného výberu vylúčených 17 respondentov (1 hemiparéza, 1 sclerosis multiplex, 10 závislosti, 4 anxiózne-depresívna symptomatológia, 1 schizofrénia). Konečný rozsah analyzovaného výskumného súboru bol 267, z čoho bolo 120 mužov (44,9 %) a 147 žien (55,1 %). Priemerný vek v súbore bol 25,3 roka ($SD = 5,5$; muži: $24,6 \pm 4,7$; ženy: $25,9 \pm 6,1$). Väčšina respondentov mala stredoškolské vzdelanie (70,7 %), približne štvrtina mala vzdelanie vysokoškolské (27,0 %). Respondenti odpovedali na otázky formou papierceruzka individuálne v prítomnosti psychológa.

Nástroj merania

Schizotypal Personality Questionnaire (SPQ; Raine, 1991) bol po súhlase autora preložený do slovenského jazyka dvomi nezávislými prekladateľmi. Následne sa uskutočnil spätný preklad iným prekladateľom do angličtiny, oba texty boli porovnané, rozdiely upravené, aby bol text po vzájomných konsenzoch spracovaný do konečnej jednej verzie. Tá bola ešte editovaná nezávislým posudzovateľom, laikom.

Škála SPQ bola vytvorená ako skríningový test na identifikáciu jedincov so schizotypovými črtami a tiež na posúdenie individuálnych rozdielov v schizotypii. Obsahuje 74 položiek navrhnutých tak, aby merali všetkých 9 diagnostických kritérií SPO podľa DSM-III-R. Respondenti mali odpovedať na otázky týkajúce sa ich osobnosti, pocitov, emócií, postojov a spôsobov správania sa v ich doterajšom živote. Každá odpoveď v škále SPQ je dichotomická, odpoveď *áno* nadobúda hodnotu 1 bod, odpoveď *nie* 0 bodov. Každá z 9 subškál má svoje sumárne skóre, ktoré sa sčítava do hrubého skóre celej škály SPQ. Rozsah skóre pre jednotlivé subškály je nasledovný: 0–9 pre subškálu *vztahovnosť* (VZT), 0–8 bodov pre *sociálnu úzkosť* (SUZ), 0–7 bodov

pre *zvláštne presvedčenia alebo magické myslenie* (MAG), 0–9 bodov pre *neobvyklé percepčné zážitky* (PER), 0–7 bodov pre *zvláštne alebo excentrické správanie* (EXC), 0–9 bodov pre *chýbanie blízkych priateľov* (CHB), 0–9 bodov pre *zvláštnu reč* (REC), 0–8 bodov pre *zúžený afekt* (AFE) a nakoniec 0–8 bodov pre subškálu *podozrievavosť alebo paranoja* (POD).

Štatistické metódy

Dáta boli spracované pomocou štatistického programu SPSS v.22, SPSS AMOS v.22 (SPSS Inc., Chicago, IL USA) a jazyka R (R Core Team, 2015) v programe RStudio (RStudio Team, 2015), využívajúc knižnice *lavaan*, *psych*, *semTools*, *stats* a *WRS*. Hladina významnosti všetkých použitých testov bola rovná 0,05.

Najprv boli zisťované absolútne a relatívne početnosti premenných rod a vzdelanie, aritmetické priemery a smerodajné odchýlky premennej vek pre celý súbor a osobitne pre mužov a ženy. Jednorozmerná normalita rozdelenia skóre v jednotlivých subškálach SPQ-SK bola testovaná pre celý súbor, ako aj pre mužov a ženy zvlášť pomocou jednorozmerných testov šikmosti a špicatosti (Cramér, 1946). Na testovanie mnohorozmernej šikmosti a špicatosti sme pre celý súbor, ako aj pre mužov a ženy zvlášť použili Mardiov test (Mardia, 1970). Tvar rozdelení všetkých pozorovaných premenných, naznačoval výrazne pozitívnu šikmosť. Dáta preto boli pred výpočtom rodových rozdielov a konfirmačnou faktorovou analýzou pravostranne winsorizované (20% prahová hodnota; Wilcox, 2012), keďže štrukturálne modely počítané z kovariačných matíc sú obzvlášť citlivé na výchyľky od mnohorozmernej normality.

Prostredníctvom dvojvýberového Studentovho *t*-testu s Welchovou aproximáciou stupňov voľnosti boli zisťované rodové rozdiely v celej škále SPQ-SK a jednotlivých deviatich subškálach (nulová hypotéza: „nie je rozdiel v strednej hodnote medzi mužmi a ženami“, alternatívna hypotéza: „existuje rozdiel v strednej hodnote medzi mužmi a ženami“).

Na odhad vnútornej konzistencie škály SPQ-SK a jednotlivých subškál bol použitý Cronbachov koeficient α (Cronbach, 1951). Nedávne simulácie však preukázali, že odhad vnútornej konzistencie kompozitných škál pomocou klasického koeficientu α je v prípade položiek s binárnym alebo ordinálnym charakterom výrazne podceňený (Gadermann, Guhn, Zumbo, 2012). Z tohto dôvodu bol pre odhad vnútornej konzistencie využitý ordinálny koeficient α (α_{or}), vypočítaný z polychorickej (resp. tetrachorickej) korelačnej matice, ktorý predstavuje presnejší index vnútornej konzistencie overovaných škál (Zumbo, Gadermann, Zeisser, 2007). Vnútna konzistencia pre celú škálu SPQ-SK bola odhadnutá pomocou stratifikovanej alfy α_{SP} , ktorá je v prípade mnohorozmerných kompozitných skóre vhodnejším indexom vnútornej konzistencie, keďže zohľadňuje členitú obsahovú štruktúru posudzovaného konštruktú (Feldt, Brennan, 1989).

Konfirmačná faktorová analýza bola realizovaná na deviatich sumárnych skóre subškál SPQ. Nakoľko boli odchýlky od mnohorozmernej normality korigované prostredníctvom winsorizácie, jednotlivé parametre faktorových modelov (regresné váhy a rozptyly chýb) boli odhadnuté pomocou tradičnej metódy maximálnej vierohodnosti (ML, Maximal Likelihood). Táto metóda bola vybraná z dôvodu, že dátová matica neobsahovala chýbajúce hodnoty, extrémne pozorovania a jednotlivé subškály SPQ-SK mali dostatočný bodový rozsah. Metóda ML je často preferovaná z dôvodu relatívnej univerzálnosti, presnosti, menším nárokom na rozsah výskumného súboru a malého vychýlenia odhadov v súvislosti s veľkosťou výskumného súboru (Olsson et al., 2000).

Pre vyhodnotenie miery zhody predpokladaných modelov s pozorovanými dátami sme využili nasledovné charakteristiky: testovacia štatistika chi-kvadrát dobrej zhody (χ^2 ; nulová hypotéza „empirická kovariačná matica sa rovná teoretickej kovariačnej matici modelu“, alternatívna hypotéza „empirická kovariančná matica sa nerovná teoretickej kovariančnej matici modelu“), pomer testovacej štatistiky chi-kvadrát ku stupňom voľnosti (χ^2/df), CFI (Comparative Fit Index), RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) a SRMR (Standardized Root Mean Square Residual). Vzájomné porovnanie modelov bolo realizované prostredníctvom Akaikeho informačného kritéria (AIC) a Bayesovho informačného kritéria (BIC). BIC v porovnaní s AIC viac penalizuje komplexnosť testovaných modelov. Zmena špecifikácie modelov bola zvažovaná na základe modifikačných charakteristík (MI, Modification Indices).

Ako posledné boli realizované analýzy konfiguračnej invariencie a invariencie merania pre mužov a ženy. Pomocou analýzy konfiguračnej invariencie je možné zistiť štruktúrálnu (konceptuálnu) ekvivalentnosť navrhovaných modelov. Tento predpoklad je overovaný tým, že v danej špecifikácii modelu sa jednotlivé konfiguračné parametre pre mužov a ženy nastavia ako zhodné. Narušenie konfiguračnej invariencie indikuje, že daný nástroj meria pri sledovaných skupinách rôzne konštrukty. Následné analýzy invariencie merania postupne sledujú ekvivalenciu faktorových sýtení (fixovanie regresných váh), faktorových priemerov (fixovanie regresných váh a absolútnych členov) a chybových rozptylov (fixovanie regresných váh, absolútnych členov a rozptylov chýb), ktorá je nevyhnutná pre zabezpečenie minimálneho znevýhodnenia jednej z vybraných skupín (Wu, Li, Zumbo, 2007). Pre porovnávanie jednotlivých vnorených modelov bol použitý rozdiel v testovacej štatistike chi-kvadrát ($\Delta\chi^2$) a rozdiel v komparatívnom indexe vhodnosti (ΔCFI).

VÝSLEDKY

Deskriptívna štatistika

Všetky subškály SPQ-SK vykazovali štatisticky významnú jednorozmernú pozitívnu šikmosť rozloženia skóre (všetky $p < 0,0001$) v porovnaní s normálnym rozdelením. Subškály MAG a PER mali štatisticky významne vyššiu špicatosť ako teoretické normálne rozdelenie (MAG: $p = 0,0052$; PER: $p < 0,0001$). Subškály SPQ-SK spoločne mali signifikantnú aj mnohorozmernú šikmosť ($p < 0,0001$) a špicatosť ($p < 0,0001$), čo poukazuje na výrazné výchylky od mnohorozmernej normality. Z tohto dôvodu boli ďalšie výpočty realizované na pravostranne winsorizovaných dátach s 20% prahovou hodnotou. Winsorizované sumárne skóre SPQ-SK nášho výskumného výberu malo aritmetický priemer = 15,74 (medián = 16) so smerodajnou odchýlkou $SD = 7,45$ a rozsahom 0 až 25 bodov. Deskriptívna štatistika pre winsorizované premenné a ich korelácie sú uvedené v tab. 1.

Vnútoraná konzistencia

V tab. 2 sú uvedené subškály SPQ, počet položiek v jednotlivých subškálach a príslušnosť k latentným faktorom schizotypie podľa pôvodnej práce autora SPQ (Raine et al., 1994). Vnútoraná konzistencia subškál SPQ-SK vyjadrená Cronbachovou α sa pohybovala od $\alpha = 0,57$ (subškála PER) do $\alpha = 0,79$ (EXC). Klasický index α sme ponechali pre potreby porovnania miery vnútornej konzistencie s hodnotami uvádzanými Rainem (1991) v súbore 302 zdravých respondentov (α_{RM} – posledný stĺpec v tab. 2). Hodnoty ordinálnej α_{OR} sa pohybovali medzi 0,77 a 0,92, čo predstavuje akceptovateľnú mieru vnútornej konzistencie jednotlivých subškál. Hodnota stratifikovanej α_{ST} dosahovala úroveň 0,89 (ordinálna verzia $\alpha_{ST} = 0,94$).

Tab. 1 Deskriptívna štatistika skóre v jednotlivých subškálach SPQ-SK po winsorizácii a matica Pearsonových korelačných koeficientov medzi skóre jednotlivých subškál SPQ-SK (n = 267)

	VZT	SUZ	MAG	PER	EXC	CHB	REC	AFE	POD
<i>SD</i>	1,71	2,73	1,26	0,70	1,06	1,63	2,67	1,39	1,89
<i>Min</i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>Max</i>	4	5	3	2	3	3	5	3	4
VZT	1								
SUZ	0,239	1							
MAG	0,383	0,123	1						
PER	0,450	0,223	0,491	1					
EXC	0,329	0,120	0,119	0,260	1				
CHB	0,192	0,392	0,033	0,204	0,216	1			
REC	0,337	0,348	0,207	0,340	0,336	0,183	1		
AFE	0,125	0,429	-0,039	0,146	0,293	0,556	0,364	1	
POD	0,489	0,340	0,202	0,225	0,228	0,377	0,298	0,335	1

Poznámka: VZT = vzťahovosť, SUZ = sociálna úzkosť, MAG = magické myslenie, PER = neobvyklé percepčné zážitky, EXC = excentrické správanie, CHB = chýbanie blízkych priateľov, REC = zvláštna reč, AFE = zúžený afekt, POD = podozrievosť

Tab. 2 Vnútoraná konzistencia subškál SPQ-SK a príslušnosť subškál k latentným faktorom podľa Raineho a kol. (1994)

Faktor	Názov subškály	N	Číslo položky	α	α_{OR}	α_{RA}
KP	Vzťahovosť (VZT)	9	1, 10, 19, 28, 37, 45, 53, 60, 63	0,66	0,81	0,71
	Neobvyklé percepčné zážitky (PER)	9	4, 13, 22, 31, 40, 48, 56, 61, 64	0,57	0,74	0,71
	Magické myslenie (MAG)	7	3, 12, 21, 30, 39, 47, 55	0,68	0,83	0,81
	Podozrievosť (POD)*	8	9, 18, 27, 36, 44, 52, 59, 65	0,71	0,86	0,78
IP	Sociálna úzkosť (SUZ)	8	2, 11, 20, 29, 38, 46, 54, 71	0,73	0,86	0,72
	Chýbanie blízkych priateľov (CHB)	9	6, 15, 24, 33, 41, 49, 57, 62, 66	0,58	0,77	0,67
	Zúžený afekt (AFE)	8	8, 17, 26, 35, 43, 51, 68, 73	0,58	0,78	0,66
DO	Excentrické správanie (EXC)	7	5, 14, 23, 32, 67, 70, 74	0,79	0,92	0,78
	Zvláštna reč (REC)	9	7, 16, 25, 34, 42, 50, 58, 69, 72	0,70	0,84	0,70

Poznámka: KP = kognitívne-percepčný faktor, IP = interpersonálny faktor, DO = faktor dezorganizácie * Paranoja je v modeli Raineho a kol. (1994) spoločná pre faktor KP aj IP. α = Cronbachova alfa; α_{OR} = ordinálna alfa; α_{RA} = Cronbachova alfa udávaná Rainem (1991), N = počet položiek subškály

Rodové rozdiely

Vo viacerých subškálach SPQ-SK sme našli štatisticky významné rozdiely medzi mužmi a ženami (tab. 3). Ženy sa v odpovediach prejavili v strednej hodnote ako sociálne úzkostnejšie ($p = 0,003$), s vyšším skóre v magickom myslení než muži ($p = 0,005$). Muži zase dosiahli štatisticky významne vyššie skóre v strednej hodnote v subškálach *excentrické správanie* ($p < 0,001$), *chýbanie blízkych priateľov* ($p = 0,046$) a *zúžený afekt* ($p = 0,008$). V celkovom skóre SPQ-SK nebol zistený štatisticky významný rozdiel v strednej hodnote medzi mužmi a ženami.

Tab. 3 Rodové rozdiely v skóre SPQ-SK hodnotené pomocou Studentovho dvojvýberového *t*-testu s Welchovou aproximáciou stupňov voľnosti

	Muži (<i>n</i> = 120)	Ženy (<i>n</i> = 147)	Welchov dvojvýberový test					
	(<i>SD</i>)	(<i>SD</i>)	<i>t</i>	<i>df</i>	<i>p</i>	<i>D</i>	<i>CI_D</i>	<i>CI_H</i>
VZT	1,61 (1,50)	1,80 (1,56)	-0,997	257,9	0,320	-0,19	-0,558	0,183
SUZ	2,28 (1,66)	2,89 (1,62)	-3,006	252,0	0,003	-0,61	-1,006	-0,210
MAG	1,04 (1,07)	1,44 (1,18)	-2,849	262,2	0,005	-0,40	-0,666	-0,122
PER	0,66 (0,83)	0,73 (0,79)	-0,768	249,5	0,443	-0,07	-0,272	0,120
EXC	1,47 (1,25)	0,73 (1,06)	5,145	233,6	<0,001	0,74	0,456	1,022
CHB	1,78 (1,09)	1,50 (1,20)	2,002	262,0	0,046	0,28	0,005	0,555
REC	2,68 (1,73)	2,48 (1,64)	0,995	248,9	0,321	0,20	-0,203	0,617
AFE	1,59 (1,16)	1,22 (1,11)	2,664	249,7	0,008	0,48	0,097	0,650
POD	1,72 (1,39)	1,22 (1,11)	-1,831	257,0	0,068	0,61	-0,659	0,024
SPQ-SK	15,86 (7,67)	15,64 (7,30)	0,237	249,1	0,813	0,22	-1,60	2,04

Poznámka: *D* = rozdiel priemerov, *CI_D* spodná a *CI_H* horná hranica 95% intervalu spoľahlivosti rozdielu stredných hodnôt

Konfirmačná faktorová analýza

Pomocou konfirmačnej faktorovej analýzy sme testovali dva konkurenčné modely merania pre SPQ. Prvý trojfaktorový model vychádza zo štúdie tvorca škály a jeho spolupracovníkov (Raine et al., 1994). Na základe výsledkov tohto výskumu sme predpokladali, že jednotlivé subškály sú prejavom troch latentných faktorov (3F model: kognitívne-percepčný f., interpersonálny f. a f. dezorganizácie). Špecifická reprezentácia štruktúry overovaného 3-F modelu je znázornená na obr. 1. Druhý model (obr. 2) opisuje špecifikáciu podľa štúdie Stefanisa a kol. (2004), ktorí uvádzajú ako najvhodnejšie štvorfaktorové riešenie modelu so samostatným faktorom paranoidity (4-F model).

Tab. 4 Overenie vhodnosti výsledných faktorových modelov SPQ-SK pomocou vybraných parametrov

Model	χ^2	<i>df</i>	<i>p</i>	χ^2/df	CFI	RMSEA	SRMR	AIC	BIC
3-F Model	86,3	23	< 0,001	3,75	0,891	0,102	0,062	130,35	209,27
4-F Model	46,42	19	< 0,001	2,44	0,953	0,074	0,044	98,42	191,69
3-F Model RE	59,79	22	< 0,001	2,72	0,935	0,080	0,057	105,79	188,29

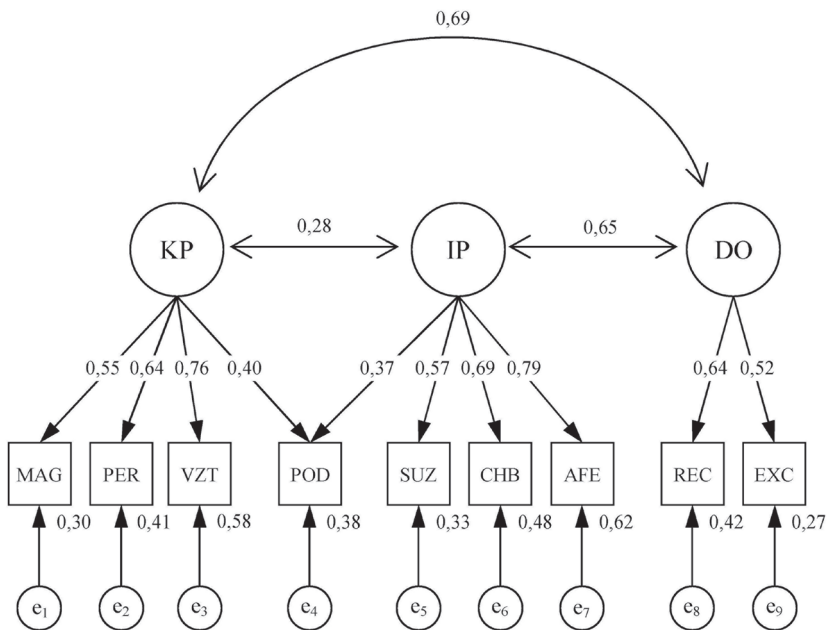
Poznámka: RE = modifikovaný model pridaním kovariancie medzi chybovými rozptylmi subškály VZT a PAR; CFI = Comparative Fit Index; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; SRMR = Standardized Root Mean Square Residual; AIC = Akaikeho informačné kritérium; BIC = Bayesovo informačné kritérium

Parametre vhodnosti testovaných modelov merania pre SPQ sú zobrazené v tab. 4. Výsledky chi-kvadrát testu by mohli naznačovať, že oba modely sa líšia od pozorovanej štruktúry dát. Vzhľadom na rozsah výberu sa však odporúča využívať pomer testovacej štatistiky chi-kvadrát ku stupňom voľnosti $\chi^2/df < 5$, kde 5 je odporúčaná prahová hodnota (Byrne, 2010). 3-F ani 4-F model túto hranicu nepresiahli, čo indikuje, že oba dostatočne dobre aproximujú štruktúru dát. Index CFI prekročil odporúčanú prahovú hodnotu (0,9) iba pre 4-F model. Hodnota RMSEA pre 3-F model prekročila

odporúčanú prahovú hodnotu (0,1), čo poukazuje na nedostatočnú vhodnosť modelu pre opis dát. Charakteristika SRMR však bola u oboch modelov akceptovateľná ($< 0,08$; Byrne, 2010).

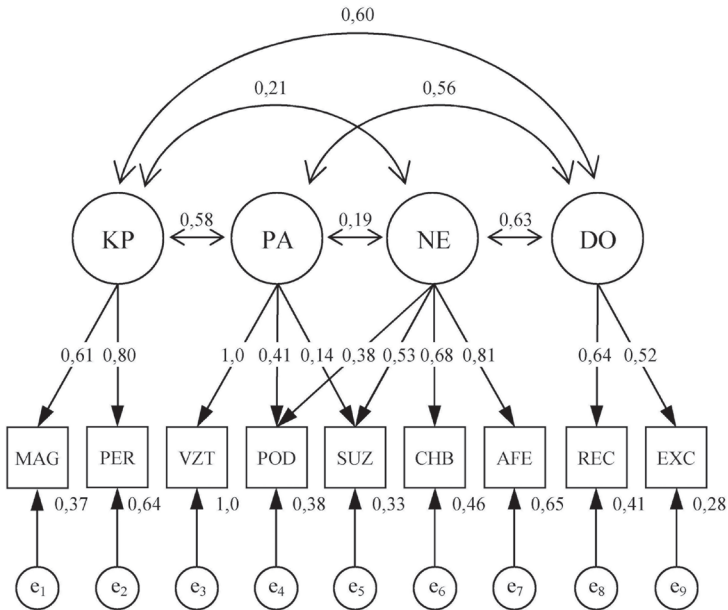
Sumárne uvedené charakteristiky naznačujú, že pôvodný model 3-F model nezodpovedá dostatočne štruktúre pozorovaných dát. Z tohto dôvodu sme na základe odporúčaní, ktoré indikovali modifikačné charakteristiky ($MI = 16,1$ pre kovarianciu chybových rozptylov e_3 a e_4), pristúpili k rešpecifikácii modelu (3-F RE; obr. 3 – prerušovaná čiara predstavuje post-hoc modifikáciu). Pridaním kovariancie medzi chybovými rozptylmi subškály *vzťahovosť* a *podozrievavosť* (kognitívne percepčný faktor) došlo k výraznému zlepšeniu indexov zhody (tab. 4). Odporúčanie k tejto zmene je v súlade so zvažovanou štvorfaktorovou alternatívou Stefanisa a kol. (2004), ktorí z pôvodného kognitívne-percepčného faktora Raineho a kol. (1994) vyčlenili subškály *vzťahovosť* a *podozrievavosť* a zahrnuli ich do spoločného faktora *paranoja*. Štvorfaktorový model Stefanisa a kol. dostatočne dobre popisuje dáta.

Standardizované hodnoty parametrov jednotlivých modelov sú zobrazené na obr. 1 až 3. Testy pre jednotlivé regresné váhy a rozptyly chýb boli štatisticky významné ($p = 0,019$). Výnimkou bol chybový rozptyl e_4 vo 4-F modeli ($p = 0,975$). Pearsonove korelačné koeficienty medzi latentnými faktormi boli taktiež štatisticky významné ($p = 0,01$).

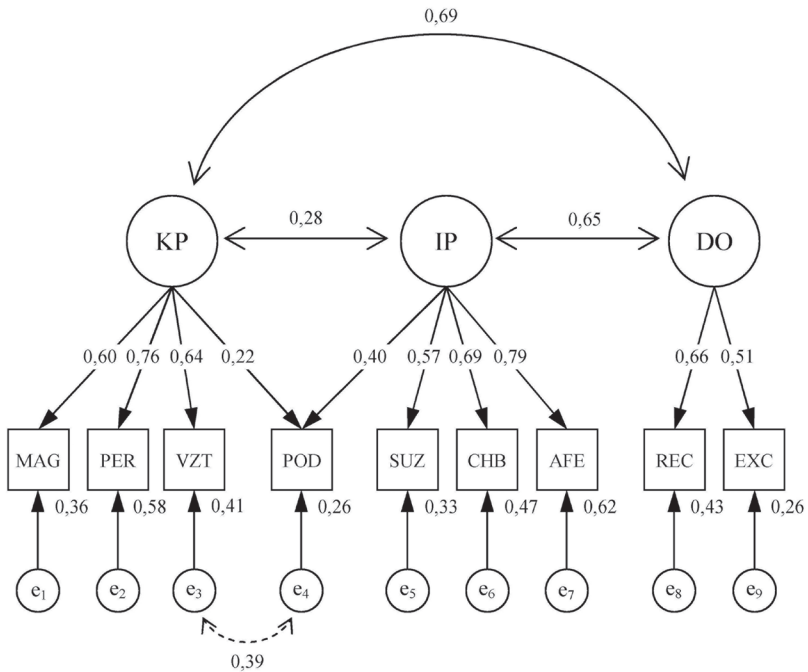


Obr. 1 Trojfaktorový (3-F) model podľa Raineho a kol. (1994) pre SPQ-SK

Hodnoty jednosmerných šípok vyjadrujú štandardizované regresné váhy, hodnoty obojsmerných šípok vyjadrujú koreláciu a hodnoty pod manifestnými premennými sú rovné komunalitám. VZT = vzťahovosť, SUZ = sociálna úzkosť, MAG = zvláštne presvedčenia alebo magické myslenie, PER = neobvyklé percepčné zážitky, EXC = zvláštne alebo excentrické správanie, CHB = chýbanie blízkych priateľov, REC = zvláštna reč, AFE = zúžený afekt, POD = podozrievavosť alebo paranoja (POD)



Obr. 2 Štvorfaktorový (4-F) model podľa Stefanisa a kol. (2004) pre SPQSK
 Bližšie vysvetlenie pozri obr. 1.



Obr. 3 Modifikovaný trojfaktorový (3-F RE) model pre SPQ-SK
 Bližšie vysvetlenie pozri obr. 1.

Porovnanie modelov

Nakoľko pôvodný 3-F model (Raine et al., 1994) nespĺňal kritéria z hľadiska CFI a RMSEA, porovnávali sme iba jeho modifikovanú formu (3-F RE) a 4-F model (Stefanis a kol., 2004). Podľa AIC dosahoval najmenšiu informačnú stratu 4-F model (AIC = 98,42). BIC však naznačuje, že modifikovaný 3-F model môže predstavovať lepší kompromis z hľadiska zachovania jednoduchosti a vhodnosti pre opis pozorovaných dát (BIC = 188,29).

Konfiguračná invariancia a invariancia merania

Výsledky konfiguračnej faktorovej invariance indikujú, že testovanú špecifikáciu konfirmačného faktorového modelu 3-F RE je pre skupinu mužov a žien možné považovať za rovnakú (tab. 5). Fixovaním ekvivalentných regresných váh model stále dostatočne dobre opisuje dáta (rozdiel v testovej štatistike chi-kvadrát nebol pri danom rozdiely v stupňoch voľnosti významný). Charakteristiky modifikačných indexov (tab. 5) naznačujú, že bola dosiahnutá parciálna silná faktorová invariancia a parciálna striktná invariancia.

Tab. 5 Invariancia merania z hľadiska rodu pre trojfaktorový model s post-hoc modifikáciou (3-F RE) pre SPQ-SK

Premenná	$\chi^2 (\Delta \chi^2)$	df (Δ df)	p (Δ p)	CFI (Δ CFI)
Konfiguračná invariancia*	97,408	44	< 0,001	0,913
Slabá invariancia	(4,054)	(7)	(0,774)	(-0,005)
Silná invariancia	(57,60)	(6)	(< 0,001)	(0,084)
Parciálna silná invariancia ^a	(5,552)	(1)	(0,018)	(0,007)
Striktná invariancia	(22,60)	(3)	(< 0,001)	(0,032)
Parciálna striktná invariancia ^a	(8,353)	(3)	(0,039)	(0,009)

Poznámka: *RMSEA = 0,095, SRMR = 0,063. ^a uvoľnené obmedzenie zhody absolútnych členov pri subškálach SUZ, EXC, REC, AFE a POD; údaje v zátvorkách vyjadrujú rozdiely v hodnotách testovacej štatistiky, v stupňoch voľnosti, štatistickej významnosti a CFI.

DISKUSIA

V tejto práci sme sa zamerali na preklad škály SPQ do slovenského jazyka a overenie jej psychometrických parametrov. Vytvorenie slovenskej verzie dotazníka SPQ bolo nanajvýš opodstatnené vzhľadom na nedostatok psychometricky overených metód pre posudzovanie porúch osobnosti. Ukázalo sa, že nami preložená škála SPQ-SK má vhodné psychometrické vlastnosti. Škála SPQ-SK by tak mohla byť užitočná nielen pre uľahčenie určenia schizotypovej poruchy osobnosti, ale i pre diferenciálnu diagnostiku prodromálnych symptómov schizofrénneho ochorenia (Debbané et al., 2015; Forgáčová, 2015).

Úroveň reliability (podľa hodnoty ordinálnej aj stratifikovanej α) svedčí o tom, že SPQ-SK je spoľahlivý psychometrický nástroj. Je podstatné, že hodnoty vnútornej konzistencie SPQ-SK sú porovnateľné s výsledkami predošlých prác, ktoré skúmali vlastnosti SPQ. Reliabilita SPQ publikovaná v pôvodnej práci A. Raineho (1991) je uvedená v tab. 2. Podobne porovnateľné hodnoty Cronbachovej alfy (0,57 až 0,76 pre subškály, 0,94 celkovo) sú udávané pre francúzsku adaptáciu SPQ (Dumas et al., 2000). Nedávno publikovaná britská štúdia zameraná na kultúrno-etnické rozdiely v SPQ (Barron et al., 2015) tiež uvádza podobné hodnoty reliability (0,70 do 0,83 pre subškály, 0,77 celkovo).

Faktorovo-analytické štúdie jednoznačne svedčia o tom, že schizotypia je mnoho-rozmerný konštrukt (Vollema, van den Bosch, 1995). Prvá práca skúmajúca štruktúru SPQ (Raine et al., 1994) naznačila prítomnosť troch latentných faktorov – kognitívne-percepčného faktora, interpersonálneho faktora a faktora dezorganizácie. Uvedená trojfaktorová štruktúra bola viackrát úspešne replikovaná na zdravej (Dumas et al., 2000; Gruzelier, 1996; Reynolds et al., 2000) aj na klinickej populácii (Rossi, Daneluzzo, 2002; Vollema, Hoijtink, 2000). Výsledky konfirmačnej faktorovej analýzy našej štúdie však indikujú, že toto trojfaktorové riešenie neponúka dostatočne vhodnú aproximáciu pozorovanej štruktúry dát na slovenskom súbore respondentov, hoci jednotlivé posudzovacie kritéria sa blížili k hranici akceptovateľnosti. Na základe modifikačných charakteristík sme preto tento model revidovali uvoľnením korelácie chybovej zložky subškál *vzťahovacosť* a *podozrievavosť*. Táto exploračná post-hoc zmena významne prispela k zlepšeniu všetkých vybraných charakteristík, ktorými bola miera vhodnosti modelov posudzovaná. Toto zlepšenie naznačuje, že medzi vzťahovacosťou a podozrievavosťou existuje zrejme substantívne a konceptuálne bližší vzťah než so zvyšnými subškálami, ktoré spadajú do kognitívne-percepčného faktora. V súlade s koncepciou Stefanisa a kol. (2004) je možné predpokladať, že zjednocujúcou črtou pre vzťahovacosť a podozrievavosť je paranoidita. Štvorfaktorový model SPQ predstavuje plauzibilnú alternatívu k pôvodnému modelu Raineho a kol. (1994) (Barron et al., 2015; Compton et al., 2009; Gross et al., 2014). Naše výsledky tiež ukázali, že uvedené štvorfaktorové riešenie s paranoiditou je dobrým modelom pre pozorované dáta a v porovnaní s pôvodným trojfaktorovým riešením vykazuje menšiu informačnú stratu. Porovnanie štvorfaktorového modelu (4-F) s modifikovaným trojfaktorovým riešením (3-F RE) však nie je jednoznačné. Podobne ako v štúdií Barrona a kol. (2015), vykazuje 4-F model z hľadiska AIC o niečo lepšie vlastnosti než 3-F RE model. Pri väčšom zohľadnení požiadavky parsimónie (kritérium BIC) sa však trojfaktorová štruktúra javí ako vhodnejšia pre naše dáta. Rozdiely v oboch kritériách sú však relatívne malé, a preto je nutné model vybrať zo substantívneho hľadiska. V prípade štvorfaktorového modelu pokladáme za problematickú diskriminačnú validitu faktora paranoidita (PA) a negatívneho faktora (NE). Tento problém vyplýva z apriórnej špecifikácie modelu, ktorá vytvára výrazný prienik medzi položkami týchto dvoch faktorov (faktor PA obsahuje iba jedinú exkluzívnu položku). Na druhý aspekt tohto problému poukazuje skutočnosť, že faktory KP a PA v štvorfaktorovom modeli vykazujú veľmi podobné vzťahy s ostatnými dvoma faktormi (NE, DO). Táto podobnosť môže taktiež indikovať, že rozčlenenie pôvodného kognitívne-personálneho faktora v 3-F modeli nemusí byť oprávnené. Z uvedených dôvodov sa preto v súvislosti s SPQ-SK prikláňame k trojfaktorovému modelu merania. Pre lepšie porovnanie s výsledkami predchádzajúcich štúdií sme v našej práci zvolili faktorovú analýzu na podklade skóre v jednotlivých subškálach SPQ-SK. Nie je však vylúčené, že analýza na podklade dát z jednotlivých položiek by mohla viesť k inému výsledku (Chmielewski, Watson, 2008; Fonseca-Pedrero et al., 2014) a zostáva úlohou nasledujúcich skúmaní. Konfirmačné faktorové analýzy na úrovni binárnych položiek SPQ sú tiež nevyhnutné na posúdenie vhodnosti prípadnej modifikácie nástroja, na ktorú môže poukazovať zistená lokálna závislosť medzi subškálami *vzťahovacosť* a *podozrievavosť*.

Výskum individuálnych rozdielov schizotypovej osobnosti indikuje, že jednotlivé schizotypové črty sa medzi mužmi a ženami môžu líšiť. Dôležitým krokom pri overovaní nástroja SPQ-SK preto bolo posúdenie rodových špecifik a ich porovnanie s výsledkami relevantných štúdií. Pri skúmaní rodových rozdielov sme pozorovali štatisticky významné rozdiely v strednej hodnote skóre medzi mužmi a ženami v piatich subškálach (tab. 3). Analýzy indikovali, že v skúmanom slovenskom súbore do-

sahovali ženy vyššiu sociálnu úzkosť a mieru magického myslenia ako muži. Muži mali na druhej strane tendenciu si viac pripisovať zvláštne až excentrické správanie, zúženejší afekt a absenciu blízkych priateľov. Rozdiel v strednej hodnote celkového skóre škály SPQ-SK medzi zdravými mužmi a ženami výskumného výberu však nebol štatisticky významný. Tento pozorovaný rodový profil je do veľkej miery konzistentný s Raineho komparačnou štúdiou (Raine, 1992), ktorá identifikovala zvýšenú prítomnosť pozitívnych schizotypových znakov (VZT, MAG) u zdravých žien a vyššiu mieru negatívnych znakov (CHB a AFE) u zdravých mužov. Podobný vzorec rodových rozdielov popisujú aj Miller a Burns (1995). V neklinickej populácii mladých dospelých zistili signifikantné rodové rozdiely v 6 subškálach SPQ. V zhode s našimi výsledkami títo autori uvádzajú, že ženy skórovali vyššie v sociálnej úzkosti a magickom myslení, pričom muži dosahovali vyššie skóre v zvláštnom správaní, chýbaní blízkych priateľov, zúženom afekte a paranoji (resp. podozrievavosti). Napriek tomu, že aj v našom výskume muži dosahovali v podozrievavosti vyššie skóre, tento rozdiel dosahoval iba marginálnu štatistickú významnosť ($p = 0,068$).

Na druhej strane sme prostredníctvom analýzy invariance merania nástroja SPQ-SK zistili, že špecifikácia faktorového modelu je pre mužov a ženy rovnaká. Výsledky konfiguračnej invariance z hľadiska rodových rozdielov pre 3-F modifikovaný model sú uspokojivé – muži aj ženy v skúmanom súbore vnímali položky SPQ rovnakým spôsobom, čo indikuje vhodnosť použitia slovenskej verzie SPQ-SK u oboch pohlaví. Okrem skutočnosti, že z hľadiska rodových rozdielov je štruktúra faktorov rovnaká, bola podporená aj slabá invariancia merania pre SPQ. Tento výsledok naznačuje, že faktorové sýtenie manifestných premenných je pre mužov a ženy ekvivalentné. Silná a striktná invariancia merania nástrojom SPQ bola podporená iba parciálne. Tento výsledok naznačuje, že pri použití SPQ-SK vo výskume je potrebné zohľadňovať rod ako kontrolnú premennú. Svedčí tiež o tom, že normy by mali byť vytvorené zvlášť pre mužov a ženy. Pri tvorbe noriem bude tiež nutné presnejšie zohľadniť demografickú štruktúru obyvateľstva z hľadiska veku a vzdelania.

ZÁVER

Vzhľadom na výsledky tohto výskumu je škála SPQ-SK po psychometrickej stránke vhodnou metódou na meranie schizotypových črt v bežnej populácii. Predstavuje spoľahlivý skriningový nástroj vo výskume a praxi v oblasti psychológie a psychiatrie. Pre použitie SPQ-SK v klinickej praxi je dôležitou úlohou ďalšieho skúmania určenie klinicky významného (patologického) skóre, čo umožní použiť SPQ-SK v diagnostike schizotypovej poruchy osobnosti.

LITERATÚRA

- American Psychiatric Association (1968). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (2nd ed.)*. Washington, DC: American Psychiatric Association.
- American Psychiatric Association (1987). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (3rd ed., rev.)*. Washington, DC: American Psychiatric Association.
- American Psychiatric Association (1994). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (4th ed.)*. Washington, DC: American Psychiatric Association.
- American Psychiatric Association (2013). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (5th ed.)*. Arlington, VA: American Psychiatric Publishing.
- Barrantes-Vidal, N., Grant, P., & Kwapił, T. R. (2015). The role of schizotypy in the study of the etiology of schizophrenia spectrum disorders. *Schizophrenia Bulletin*, 41(Suppl 2), S408–S416.
- Barron, D., Swami, V., Towell, T., Hutchinson, G., & Morgan, K. D. (2015). Examination of the factor structure of the schizotypal personality questionnaire among British and Trinidadian adults. *BioMed Research International*, 2015, 12–16.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural Equation Modeling With AMOS: Basic concepts*,

- applications, and programming (2nd ed.). New York, NY: Routledge.
- Chmielewski, M., & Watson, D. (2008). The heterogeneous structure of schizotypal personality disorder: Item-level factors of the Schizotypal Personality Questionnaire and their associations with obsessive-compulsive disorder symptoms, dissociative tendencies, and normal personality, *117*(2), 364–376.
- Claridge, C., McCreery, C., Mason, O., Bentall, R., Boyle, J. G., Slade, P., & Popplewell, D. (1996). The factor structure of “schizotypal” traits: a large replication study. *British Journal of Clinical Psychology*, *35*(1), 103–115.
- Compton, M. T., Goulding, S. M., Bakeman, R., & McClure-Tone, E. B. (2009). Confirmation of a four-factor structure of the Schizotypal Personality Questionnaire among undergraduate students. *Schizophrenia Research*, *111*(1), 46–52.
- Cramér, H. (1946). *Mathematical Methods of Statistics*. Princeton: Princeton University Press.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, *16*, 297–335.
- Debbané, M., Eliez, S., Badoud, D., Conus, P., Flückiger, R., & Schultze-Lutter, F. (2015). Developing psychosis and its risk states through the lens of schizotypy. *Schizophrenia Bulletin*, *41*(Suppl 2), S396–407.
- Dumas, P., Bouafia, S., Gutknecht, C., Saoud, M., Dalery, J., & D’Amato, T. (2000). Validation of the French version of the Raine Schizotypal Personality Disorder Questionnaire – categorical and dimensional approach to schizotypal personality traits in a normal student population. *Encephale*, *26*(5), 23–29.
- Feldt, L. S., & Brennan, R. L. (1989). Reliability. In R. L. Linn (Ed.), *Educational measurement* (3rd ed., pp. 105–146.). New York: Macmillan.
- Filip, M. (2011). Schizofrenie z pohledu psychologie osobních konstruktů: teorie, výzkum, psychoterapie. *Československá psychologie*, *55*(3), 204–221.
- First, M. B., Gibbon, M., Spitzer, R. L., Williams, J. B. W., & Benjamin, L. S. (1997). *Structured Clinical Interview for DSM-IV Axis II Personality Disorders, (SCID-II)*. Washington, DC: American Psychiatric Press, Inc.
- Fonseca-Pedrero, E., Fumero, A., Paino, M., de Miguel, A., Ortuño-Sierra, J., Lemos-Giráldez, S., & Muñiz, J. (2014). Schizotypal Personality Questionnaire: New sources of validity evidence in college students. *Psychiatry Research*, *219*(1), 214–220.
- Forgáčová, L. (2005). Problematika schizofrenického spektra. In J. Pečeňák (Ed.), *Kapitoly o schizofrénii* (pp. 24 – 41). Martin: Vydavateľstvo Osveta.
- Forgáčová, L. (2015). Nové možnosti diagnostiky duševných porúch. *Psychiatria pre prax*, *16*(S2), 19–20.
- Fydrich, T., Renneberg, B., Schmitz, B., & Wittchen, H.-U. (1997). *SKID II. Strukturiertes Klinisches Interview für DSM-IV, Achse II: Persönlichkeitsstörungen. Interviewheft. Eine deutschsprachige, erweiterte Bearbeitung der amerikanischen Originalversion des SCID-II von: M.B. First, R.L. Spitzer, M. Gibbon, J.B.W. Williams, L. Benja*. Göttingen: Hogrefe.
- Gadermann, A. M., Guhn, M., & Zumbo, B. D. (2012). Estimating ordinal reliability for Likert-type and ordinal item response data: A conceptual, empirical, and practical guide. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, *17*(3), 1–13.
- Gross, G. M., Mellin, J., Silvia, P. J., Barrantes-Vidal, N., & Kwapil, T. R. (2014). Comparing the factor structure of the Wisconsin Schizotypy Scales and the Schizotypal Personality Questionnaire. *Personality Disorders*, *5*(4), 397–405.
- Gruzelier, J. H. (1996). The factorial structure of schizotypy: Part I. Affinities with syndromes of schizophrenia. *Schizophrenia Bulletin*, *22*(4), 611–620.
- Hašto, J. (2008). *Štruktúrované klinické interview pre DSM-IV. Os II: Poruchy osobnosti*. Trenčín: PK FN Trenčín.
- Kwapil, T. R., & Barrantes-Vidal, N. (2015). Schizotypy: Looking back and moving forward. *Schizophrenia Bulletin*, *41*(Suppl 2), S366–S373.
- Lenzenweger, M. F. (2006). Schizotypy: An organizing framework for schizophrenia research. *Current Directions in Psychological Science*, *15*(4), 162–166.
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, *57*(3), 519–530.
- Miller, L. S., & Burns, S. A. (1995). Gender differences in schizotypic features in a large sample of young adults. *Journal of Mental and Nervous Disease*, *183*, 657–661.
- Nelson, M. T., Seal, M. L., Pantelis, C., & Phillips, L. J. (2013). Evidence of a dimensional relationship between schizotypy and schizophrenia: A systematic review. *Neuroscience and Biobehavioral Reviews*, *37*(3), 317–327.
- Olsson, U. H., Foss, T., Troye, S. V., & Howell, R. D. (2000). The Performance

- of ML, GLS, and WLS estimation in Structural Equation Modeling under conditions of misspecification and nonnormality. *Structural Equation Modeling*, 7(4), 557–595.
- R Core Team. (2015). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. Vienna, R Foundation for statistical computing.
- Raine, A. (1991). The SPQ: a scale for the assessment of schizotypal personality based on DSM-III-R criteria. *Schizophrenia Bulletin*, 17(4), 555–564.
- Raine, A. (1992). Sex differences in schizotypal personality in a nonclinical population. *Journal of Abnormal Psychology*, 101(2), 361–364.
- Raine, A. (2006). Schizotypal personality: neurodevelopmental and psychosocial trajectories. *Annual Review of Clinical Psychology*, 2(1), 291–326.
- Raine, A., Reynolds, C., Lencz, T., Scerbo, A., Triphon, N., & Kim, D. (1994). Cognitive-perceptual, interpersonal, and disorganized features of schizotypal personality. *Schizophrenia Bulletin*, 20(1), 191–201.
- Reynolds, C. A., Raine, A., Mellingen, K., Venables, P. H., & Mednick, S. A. (2000). Three-factor model of schizotypal personality: invariance across culture, gender, religious affiliation, family adversity, and psychopathology. *Schizophrenia Bulletin*, 26(3), 603–618.
- Rossi, A., & Daneluzzo, E. (2002). Schizotypal dimensions in normals and schizophrenic patients: a comparison with other clinical samples. *Schizophrenia Research*, 54, 67–75.
- RStudio Team. (2015). *RStudio: Integrated Development Environment for R*. RStudio, Inc., Boston, MA.
- Stefanis, N. C., Smyrnis, N., Avramopoulos, D., Evdokimidis, I., Ntzoufras, I., & Stefanis, C. N. (2004). Factorial composition of self-rated schizotypal traits among young males undergoing military training. *Schizophrenia Bulletin*, 30(2), 335–350.
- Vollema, M. G., & van den Bosch, R. J. (1995). The multidimensionality of schizotypy. *Schizophrenia Bulletin*, 21(1), 19–31.
- Vollema, M. Q., & Hoijsink, H. (2000). The multidimensionality of self-report schizotypy in a psychiatric population: An analysis using multidimensional Rasch models. *Schizophrenia Bulletin*, 26(3), 565–576.
- Wilcox, R. R. (2012). *Introduction to robust estimation and hypothesis testing*. New York: Academic Press.
- Wu, A. D., Li, Z., & Zumbo, B. D. (2007). Decoding the meaning of factorial invariance and updating the practice of multi-group confirmatory factor analysis: A demonstration with TIMSS Data. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 12(2), 1–26.
- Zumbo, B. D., Gadermann, A. M., & Zeisser, C. (2007). Ordinal versions of coefficients alpha and theta for Likert rating scales. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 6, 21–29.

SÚHRN

Cieľ. Cieľom práce bolo adaptovať jednu z najpoužívanejších metód na stanovovanie schizotypie – Schizotypový osobnostný dotazník (Schizotypal Personality Questionnaire, SPQ) – v slovenských podmienkach a zistiť jej základné psychometrické vlastnosti (reliabilitu, latentnú štruktúru, rodové rozdiely a invarianciu merania) u zdravých dobrovoľníkov.

Výskumný výber a metóda. Slovenskú verziu dotazníka (SPQ-SK) vyplnilo 267 respondentov (120 mužov a 147 žien) s priemerným vekom 25,3 roka ($SD = 5,5$). SPQ pozostáva zo 74 dichotomických položiek, ktoré sú zaradené do deviatich subškál.

Hypotéza. Testované a porovnávané boli konkurenčné modely latentnej štruktúry SPQ – trojfaktorový a štvorfaktorový model.

Štatistická analýza. Rodové rozdiely boli posudzované Welchovým t-testom. Vnútorňá konzistencia bola posudzovaná Cronbachovým a ordinálnym koeficientom alfa. Konfirmačná faktorová analýza (CFA) bola vypočítaná pomocou metódy maximálnej vierohodnosti. Pre posúdenie a porovnanie modelov bola využitá štatistika χ^2 a indexy CFI, RMSEA, SRMR, AIC a BIC. Invariancia merania bola overovaná pomocou rozdielov v χ^2 a CFI jednotlivých vnorených modelov.

Výsledky. SPQ-SK preukázalo akceptovateľnú vnútornú konzistenciu. Muži skórovali v priemere viac v dimenziách excentrické správanie, chýbanie blízkych priateľov a zúžený afekt, zatiaľ čo ženy dosahovali vyššie skóre v dimenziách sociálna úzkosť a magické myslenie. Výsledky CFA preukázali ako najvhodnejší trojfaktorový model. Tento model taktiež preukázal konfiguračnú a slabú faktorovú invarianciu. Silná a striktná invariancia však bola podporená iba čiastočne.

Limity. Výskumný súbor tvorili zdraví jedinci. Pre stanovenie klinicky významného skóre je potrebný ďalší výskum.

Reproduced with permission of copyright
owner. Further reproduction prohibited
without permission.