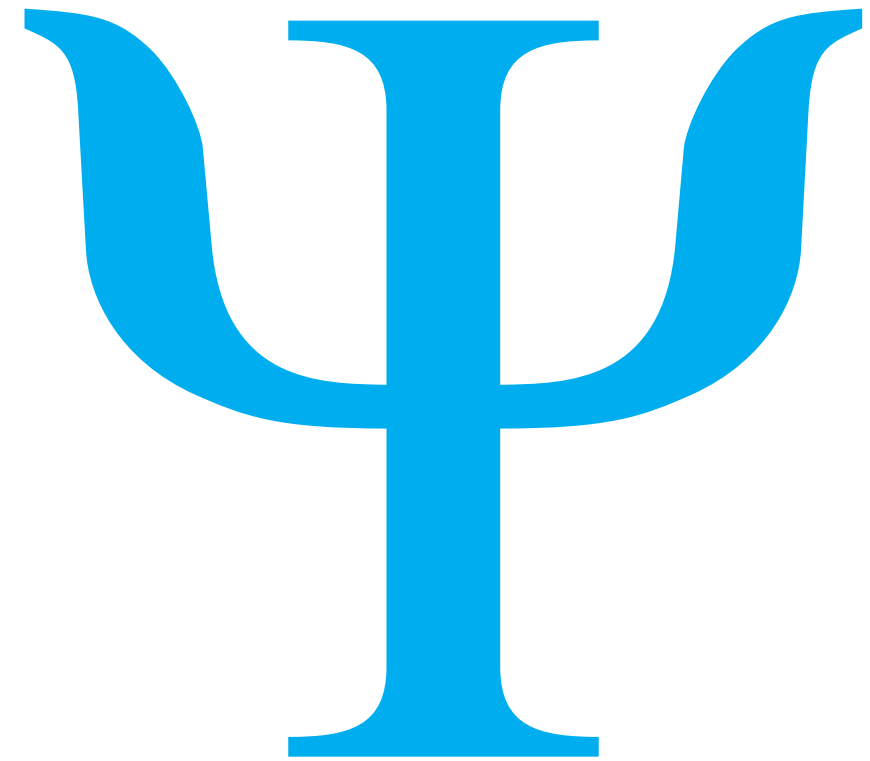


ČESKOSLOVENSKÁ PSYCHOLOGIE 2018 • ROČNÍK LXII • SUPPLEMENT 1

ČESKOSLOVENSKÁ PSYCHOLOGIE

ČASOPIS PRO PSYCHOLOGICKOU TEORII A PRAXI



ISSN 1804-6436
ISSN 0009-062X (Print)

SUPPLEMENT 1 $\frac{\text{LXII}}{2018}$

Redakční rada:

prof. PhDr. I. Čermák, CSc.
doc. PhDr. V. Dočkal, CSc.
prof. PhDr. J. Džuka, CSc.
doc. PhDr. J. Ferjenčík, CSc.
prof. PhDr. P. Halama, Ph.D.
doc. PhDr. K. Hnilica, CSc.
PhDr. I. Chodura
prof. PhDr. J. Kožený, CSc.
doc. PhDr. M. Lečbych, Ph.D.
doc. Ing. Mgr. M. Lukeš, Ph.D.
prof. PhDr. P. Macek, CSc.
PhDr. V. Mertin
J. Padevět
doc. PhDr. J. Srnec, CSc.
PhDr. I. Šolcová, Ph.D.
(vedoucí redaktorka)

Výkonná redakce:

PhDr. D. Heller
PhDr. J. Kotrlová

Adresa redakce:

Hybernská 8, 110 00 Praha 1
tel./fax 222 221 652
e-mail: solcova@praha.psu.cas.cz
redakce@praha.psu.cas.cz

<http://csppsych.psu.cas.cz>
<https://kramerius.lib.cas.cz>

Recenzovali:

doc. Mgr. P. Janošová, Ph.D.
prof. PhDr. J. Kožený, CSc.

OBSAH

ÚVODNÍK

- 2 A. Janů, K. Maliňáková, J. Fürstová, P. Tavel / Psychometrická analýza škály náboženských a duchovních zápasů (RSS) v českém prostředí
- 19 J. Kabát, N. Kaščáková, J. Fürstová, L. Bartůšková, P. Glogar, I. Poláčková Šolcová, P. Tavel / Psychometrické charakteristiky české verze stručného inventáře příznaků (BSI-53)
- 40 L. Bartůšková, J. Kabát, N. Kaščáková, J. Fürstová, P. Glogar, M. Heveri, J. Hašto, P. Tavel / Psychometrická analýza české verze dotazníku zdraví a spokojenosti (SF-8 Health Survey)
- 56 J. Hašto, N. Kaščáková, J. Fürstová, I. Poláčková Šolcová, K. A. Vacková, M. Heveriová, P. Tavel / Dotazník prožívání blízkých vztahů (ECR-R) a sociodemografické rozdíly vo vztahové úzkostnosti a vyhýbavosti
- 80 N. Kaščáková, J. Fürstová, I. Poláčková Šolcová, M. Heveriová, M. Heveri, J. Hašto, P. Tavel / Dotazník životních stresorů (LSC-R): výskyt stresorů u dospělých obyvatelův ČR a súvis so zdravím
- 100 K. Maliňáková, R. Trnka, G. Šarníková, V. Smékal, J. Fürstová, P. Tavel / Psychometrická analýza škály každodenní spirituální zkušenosti (DSES) v českém prostředí
- 114 G. Šarníková, K. Maliňáková, J. Fürstová, E. Dubovská, P. Tavel / Psychometrická analýza škály funkčního posouzení terapie chronických nemocí – spirituální osobní pohoda (FACIT-SP) v českém prostředí

CONTENTS

- 2 A. Janů, K. Maliňáková, J. Fürstová, P. Tavel / Psychometric evaluation of the Religious and Spiritual Struggles Scale (RSS) in the Czech environment
- 19 J. Kabát, N. Kaščáková, J. Fürstová, L. Bartůšková, P. Glogar, I. Poláčková Šolcová, P. Tavel / Psychometric characteristics of the Czech version of the Brief Symptom Inventory (BSI-53)
- 40 L. Bartůšková, J. Kabát, N. Kaščáková, J. Fürstová, P. Glogar, M. Heveri, J. Hašto, P. Tavel / The psychometric analysis of the Czech version of the SF-8 Health Survey
- 56 J. Hašto, N. Kaščáková, J. Fürstová, I. Poláčková Šolcová, K. A. Vacková, M. Heveriová, P. Tavel / The Experiences of Close Relationships-Revised (ECR-R) and sociodemographic differences in attachment anxiety and avoidance
- 80 N. Kaščáková, J. Fürstová, I. Poláčková Šolcová, M. Heveriová, M. Heveri, J. Hašto, P. Tavel / The Life Stressor Checklist (LSC-R): The occurrence of stressors in adult Czech population and the association with health
- 100 K. Maliňáková, R. Trnka, G. Šarníková, V. Smékal, J. Fürstová, P. Tavel / Psychometric evaluation of the Daily Spiritual Experience Scale (DSES) in the Czech environment
- 114 G. Šarníková, K. Maliňáková, J. Fürstová, E. Dubovská, P. Tavel / Psychometric evaluation of the Functional Assessment of Chronic Illness Therapy-Spiritual Well-Being (FACIT-Sp) Scale in the Czech environment

ČESKOSLOVENSKÁ PSYCHOLOGIE. Vydává Psychologický ústav AV ČR, v. v. i., Hybernská 8, 110 00 Praha 1. Informaci o předplatném podává, objednávky pro Českou a Slovenskou republiku přijímá a distribuci pro předplatitele provádí v zastoupení vydavatele společnost ADISERVIS, s. r. o., Na Nivách 18, 141 00 Praha 4. Příjem objednávek tel.: 603215568, 241484521, e-mail: adiservis@seznam.cz, příjem reklamaci: adiservis@seznam.cz. Smluvní vztah mezi vydavatelem a předplatitelem se řídí Všeobecnými obchodními podmínkami pro předplatitele. Objednávky do zahraničí vyřizuje ADISERVIS, s. r. o., Na Nivách 18, 141 00, Praha 4, tel.: 241484521, 603215568, e-mail: adiservis@seznam.cz; MediaCall, s. r. o., Vídeňská 546/55, 639 00 Brno, zákaznická linka: +420 532 165 165, e-mail: export@mediacall.cz, www.predplatnedozahranici.cz. Cena jednoho čísla 95 Kč, celoroční předplatné 540 Kč. Vychází 6x ročně. Sazba: František Lávička, Praha. Tiskne: Ofsetová tiskárna, s. r. o.

© Psychologický ústav AV ČR, v. v. i., Praha, 2018

Zvláštní číslo vyšlo v září 2018.

ÚVODNÍK

Milé kolegyně, milí kolegové,

v supplementu uvádíme soubor validovaných nástrojů vhodných pro analýzu determinantů zdraví. Vybrali jsme hlavně ty metody, kterých je v českém prostředí nedostatek. Jde o oblasti, jako je spiritualita, vztahová vazba, traumatizace, psychosomatické a psychopatologické symptomy. Konkrétně se jedná o tyto nástroje 1. *Škála náboženských a duchovních zápasů (Religious and Spiritual Struggles Scale, RSS)*, 2. *Stručný inventář příznaků (Brief Symptom Inventory, BSI-53)*, 3. *Dotazník zdraví a spokojenosti (Health Survey Standard, SF-8)*, 4. *Dotazník prožívání blízkých vztahů (The Experiences in Close Relationships – Revised, ECR-R)*, 5. *Dotazník životních stresorů (Life Stressor Checklist – revised, LSC-R)*, 6. *Škála každodenní spirituální zkušenosti (The Daily Spiritual Experience Scale, DSES)* a 7. *Škála funkčního posouzení terapie chronických nemocí – spirituální osobní pohoda (The Functional Assessment of Chronic Illness Therapy-Spiritual Well Being, FACIT-Sp)*.

Při výběru jednotlivých nástrojů jsme se řídili hlavně hodnocením ve světové vědecké obci a užitečností pro danou oblast. Nejvíce metod pochází z oblasti spirituality, protože tato oblast je v České republice zastoupena skromně.

Psychometrické charakteristiky jednotlivých nástrojů byly analyzovány na rozsáhlých souborech respondentů: dva nástroje (FACIT-Sp, RSS) na reprezentativním souboru 1000 respondentů ze sběru z roku 2014 a pět nástrojů (BSI-53, SF-8, ECR-R, LSC-R, DSES) na reprezentativním souboru 1800 respondentů ze sběru z roku 2016. Sběry se uskutečnily v rámci širšího výzkumu, který probíhá v Institutu sociálního zdraví na Univerzitě Palackého v Olomouci. Pro potřebu českých verzí byly u všech nástrojů vyjednány s autory jejich souhlasy. Součástí každého nástroje jsou normy s percentily, které jsou zveřejněny online na https://oushi.upol.cz/publikace_vse/. U každého nástroje jsou také uvedeny podmínky pro použití v České republice. Jak uvádíme, některé nástroje, žel, nejsou k bezplatnému použití (ani pro vědecké účely) a je potřeba jednat s majiteli licence.

Rádi bychom na tomto místě poděkovali všem, kteří se na tomto náročném úkolu podíleli. Hlavně recenzentům, Jiřímu Koženému a Pavlíně Janošové, a redakční radě Československé psychologie, bez které by supplement nevznikl. Doufáme, že nabídnuté nástroje budou sloužit české akademické veřejnosti.

Peter Tavel

PSYCHOMETRICKÁ ANALÝZA ŠKÁLY NÁBOŽENSKÝCH A DUCHOVNÍCH ZÁPASŮ (RSS) V ČESKÉM PROSTŘEDÍ

ANNA JANŮ, KLÁRA MALIŇÁKOVÁ, JANA FÜRSTOVÁ, PETER TAVEL

Institut sociálního zdraví, Univerzita Palackého v Olomouci

ABSTRACT

Psychometric evaluation of the Religious and Spiritual Struggles Scale (RSS) in the Czech environment

A. Janů, K. Maliňáková, J. Fürstová, P. Tavel

Objectives. Spirituality is often positively associated with physical and mental health. However, recent research suggests also possible negative associations connected with so-called religious struggles. Therefore, the need of having valid instrument for measuring spiritual struggles is also increasing. The aim of this study was to psychometrically evaluate Religious and Spiritual Struggles Scale (RSS) in secular conditions of the Czech Republic.

Sample and settings. A nationally representative sample of 1000 Czech respondents aged fifteen years and over ($n=1000$; 46.04 ± 17.28 years; 48.6% men) participated in the survey. Religious and spiritual struggles and basic socioeconomic information were measured.

Results. The non-parametric comparison of different sociodemographic groups showed a higher prevalence of religious and spiritual struggles among older people, people living alone and the unemployed. In order to assess the number of factors, Kaiser criterion, scree plot, Paralel analysis (PA) and Minimum average partial test (MAP) were used. All of these methods resulted into a three-factors solution. The original scale consists of six subscales, in Czech conditions,

however, they tended to pair up. Therefore, besides presenting the full version, we also decided to reduce the scale and for common research we suggest the possibility of using only three subscales (Divine, Meaning and Interpersonal). The confirmatory factor analyses supports this model with $\chi^2(74)=176.8$; $p<0.001$, SRMR=0.035, CFI=0.998, TLI=0.998, RMSEA=0.037 (90% CI=0.030–0.044). Both versions of the scale have a high internal consistency: for the full version $\alpha=0.96$ and $\omega_1=0.96$, for the three-scale version $\alpha=0.92$ and $\omega_1=0.94$.

Study limitations. The main limitation of this study is a high proportion of respondents who reported that they have no experience of religious and spiritual struggle. This is probably connected with a low overall religiosity in the country, as shown in the representative sample.

key words:

RSS scale,
religious and spiritual struggles,
religion,
spirituality,
psychometric evaluation

klíčová slova:

škála RSS,
náboženské a duchovní zápasy,
náboženství,
spiritualita,
psychometrická analýza

ÚVOD

Náboženství a spiritualita hrají důležitou roli v životech mnoha lidí. Četné studie ukazují pozitivní vztah mezi náboženstvím a spiritualitou a fyzickým i duševním zdravím (Turner, 2015). Religiozita a spiritualita jsou spojovány s lepší funkcí kardiovaskulárního systému (Luechese, Koenig, 2013; Masters et al., 2004) a nižším krevním tlakem (Koenig et al., 1998; Steffen et al., 2001). Religiozita dále pozitivně souvisí s lepším fungováním imunitního systému (Ironson et al., 2002) a větší délkou telomer

K. M.; Institut sociálního zdraví, Univerzita Palackého v Olomouci, Univerzitní 244/22, 771 11 Olomouc; e-mail: klara.malinakova@oushi.upol.cz

Zpracování článku bylo možné díky finanční podpoře GA ČR, č. projektu 15-19968S, a Cyrilometodějské teologické fakulty Univerzity Palackého v Olomouci v rámci projektu IGA-CMTF č. 2018 006.

a protektivním působením při buněčném stárnutí (Koenig et al., 2016), s mentálním zdravím, např. s nižší mírou úzkosti (George, Ellison, Larson, 2002; Harris, Schone-man, Carrera, 2002; Pargament, 2002) či depresivních symptomů a menším počtem sebevražd (VanderWeele et al., 2016). Religiozita je také spojována s morálním rozhodováním a chováním (Lang et al., 2016; Shariff, 2015) a prožíváním partnerských vztahů. Shodné náboženské vyznání partnerů a společná modlitba souvisí s vyšší spokojeností v manželství (Olson et al., 2016), vyšší mírou důvěry partnerů a stabilitou vztahu (Lambert et al., 2012).

Existují však také studie, které došly k opačným závěrům. Náboženské prožívání může být pro lidi zdrojem stresu, napětí a nepohody (Exline, Yali, Sanderson, 2000; Pargament, 2002). Komplikace mohou nastat, když se např. pro vypořádávání s obtížnými životními situacemi používají negativní náboženské copingové strategie (Bjorck, Thurman, 2007), které souvisí s nižším duševním i fyzickým zdravím (Pargament, Koenig, Perez, 2000; Pargament, Zinnbauer et al., 1998) a nižší životní spokojeností (Hebert et al., 2009), s fobickou úzkostí, paranoidními myšlenkami, somatizací (McConnell et al., 2006) a se sklony k sebevraždě (Exline, Yali, Sanderson, 2000). Negativní coping zahrnuje duchovní nespokojenost, vnímání Boha například jako trestajícího, vztahové problémy v rámci náboženské skupiny nebo přisouvání nadměrného vlivu démonickému působení (Pargament, Smith et al., 1998). S tématem negativního náboženského copingu dále souvisí i problematika tzv. náboženských a duchovních zápasů (religious and spiritual struggles) (Pargament, Smith et al., 1998), které jsou také spojeny s negativními asociacemi se zdravím a nižší mírou životní spokojenosti (Abu-Raiya et al., 2016; Rosmarin, Pargament, Flannelly, 2009).

Z uvedených výzkumů vyplývá potřeba efektivního měření duchovních zápasů. Mezi široce používané nástroje měření patří sedmipoložkový dotazník Negative Religious Coping (NRC), který je součástí čtrnáctipoložkového Brief Religious Coping inventory (B-RCOPE) (Paika et al., 2017; Pargament, Feuille, Burdzy, 2011) nebo Spiritual Struggle-Specific Experiential Avoidance (SSAQ) (Dworsky et al., 2016). Dalším nástrojem je dvacetišestipoložková škála Religious and Spiritual Struggles Scale (RSS) (Exline et al., 2014), která byla použita i ve zkrácené patnáctipoložkové variantě (Abu-Raiya, Pargament et al., 2015).

Dotazník RSS dnes získává na významu a využívá se v mezinárodním měřítku. Používá se pro analýzy souvislostí duchovních zápasů a religiozity, osamělosti, přítomnosti smyslu života (Exline et al., 2014), duševního zdraví, míry životní spokojenosti, úzkostnosti a depresivních symptomů (Abu-Raiya et al., 2016). RSS škála je tvořena šesti podškálami (Exline et al., 2014). Jsou jimi: 1) Božská – zápasy související se vztahem k Bohu s obsahem negativních emocí nebo střetů zaměřených na božstvo; 2) Démonická – zápasy se zlými duchy týkající se obav z toho, že ďábel nebo zlí duchové útočí na člověka nebo jsou příčinou různých negativních událostí; 3) Interpersonální – vztahové zápasy negativních zkušeností s věřícími lidmi nebo náboženskými institucemi nebo jakékoliv další problémy spojené s oblastí religiozity; 4) Morální – např. zápasení s morálními principy, pocity viny a studu za překročení pravidel; 5) Pochybnosti – pochybnosti a otázky spojené s vírou; 6) Smysl života – zápasy o smysl života, problém vnímat dostatek hlubokého životního smyslu.

Dle některých výzkumů je ČR zemí s celosvětově nejvyšším procentem lidí, kteří se nehlásí k žádnému náboženství (Pew Research Center, 2015) a také s nejnižší mírou religiozity mladých dospělých (ve věku 16–29 let) v rámci Evropy. Zároveň však ČR překvapivě obsazuje přední místa, v intenzitě a praktikování náboženství (Bullivant, 2018). Při hodnocení prožívání náboženských a duchovních zápasů je tedy zapotřebí vzít v úvahu také otázku religiozity respondentů.

V českém prostředí byly vyvinuty či validovány nástroje na měření spirituality (Malinákova et al., 2017; Maliňáková et al., 2018; Říčan, 2006; Říčan, Janošová, 2005; Říčan, Janošová, Tyl, 2007; Šarníková, 2018), neexistuje ale škála, která by umožňovala zkoumání duchovních zápasů. Cílem této studie je proto 1) představit českou verzi dotazníku RSS, 2) odhadnout vnitřní konzistenci české verze škály RSS, 3) odvodit faktorovou strukturu české verze RSS, 4) prezentovat psychometrické parametry české verze škály RSS pro budoucí využití v psychodiagnostice a psychologii osobnosti či psychologii zdraví.

METODY

Výběrový soubor a sběr dat

Před vlastním výzkumem byl realizován předběžný výzkum se 109 účastníky, jehož cílem bylo ověření použitých dotazníků a znění jednotlivých otázek. Konečná podoba tazatelského archu byla stanovena na základě výsledků předvýzkumu. Terénní šetření bylo uskutečněno v celé České republice v období listopadu a prosince 2014 a bylo provedeno vyškolenými administrátory technikou standardizovaného řízeného rozhovoru tazatele s respondentem (face-to-face). Ze seznamu obyvatel ČR stratifikovaného podle pohlaví, věku a čtrnácti krajů bylo náhodně vybráno a osloveno 1215 respondentů. Z nich 215 (17,7 %) odmítlo účast na výzkumu. Jako důvod udávali nedostatek času (45,6 % respondentů) nebo nezájem či neochotu (22,1 % respondentů), délku dotazníku a náročnost (19,1 %), zbytečnost (4,4 %), dalším důvodem byla také zvýšená obava lidí pustit do bytu cizího člověka nebo obava ze zneužití. Jednalo se častěji o muže a mladší obyvatele.

Vlastního výzkumu se účastnilo 1000 (82,3 %) respondentů z České republiky vybraných náhodným výběrem pomocí kvót. Soubor je reprezentativním vzorkem obyvatel ČR pokud jde o věkové složení (od 15 do 90 let s průměrným věkem 46,04; SD 17,28), pohlaví (48,6 % mužů) a regionální příslušnost.

Nástroje

RSS škála (Exline et al., 2014) byla přeložena do češtiny dvěma na sobě nezávislými překladateli. Obě verze byly následně prodiskutovány a zpětně přeloženy do angličtiny profesionálním překladatelem, porovnány s originálem a byla vytvořena finální verze dotazníku. Škála obsahuje 26 položek, které pokrývají šest oblastí duchovních zápasů. Z nich vychází šest subškál: 1. Božská (např. „Cítil/a jsem se, jako by mě Bůh trestal.“), 2. Démonická (např. „Cítil/a jsem, jako by se mě ďábel (nebo zlý duch) pokoušel odvracet od toho, co je dobré.“), 3. Interpersonální (např. „Měl/a jsem spory s jinými lidmi ohledně duchovního nebo náboženského přesvědčení.“), 4. Morální (např. „Dělal/a jsem si starosti, že moje jednání je morálně nebo duchovně špatné.“), 5. Smysl života (např. „Cítil/a jsem se, jakoby můj život neměl hlubší smysl.“) a 6. Pochyby (např. „Pochyboval/a jsem, zda mě Bůh miluje.“). Pro každou položku respondenti odpovídali na otázku „Odpovězte prosím, do jaké míry jste se během několika posledních měsíců potýkal/a s tím, co obsahují následující otázky“, a to výběrem z pětistupňové škály Likertova typu (1 = vůbec/netýká se mě, 2 = velmi málo, 3 = málo, 4 = celkem ano, 5 = významně). Autorka škály navrhuje pro její skórování průměrování všech 26 položek škály. Možné je také počítat průměrný skór pro jednotlivé subškály (Exline et al., 2014).

Religiozita byla hodnocena na základě otázky „Nezávisle na tom, zdali navštěvujete bohoslužby, řekli byste o sobě, že jste: 1 = Věřící člověk, 2 = Nevěřící člověk, 3 = Přesvědčený ateista.“

Sociodemografické údaje byly zjišťovány v první části dotazníku a obsahují otázky týkající se pohlaví, věku, způsobu života, rodinného stavu, nejvyššího dosaženého vzdělání a ekonomické aktivity.

Statistická analýza dat

Distribuce jednotlivých položek dotazníku byla vyhodnocena pomocí histogramů a jejich normalita byla ověřena Shapiro-Wilkovým testem. Protože hypotéza o normalitě dat byla zamítnuta pro všechny subškály dotazníku RSS, ke statistickým analýzám byly použity neparametrické metody: pro porovnání pohlaví byl použit Wilcoxonův dvouvýběrový test, v ostatních případech byly porovnávány vždy více než dvě skupiny pomocí Kruskal-Wallisova testu (neparametrická ANOVA). Na p hodnoty z vícenásobného porovnávání skupin byla použita Bonferroniho korekce. Korelace mezi jednotlivými subškálami RSS byly hodnoceny pomocí Spearmanova korelačního koeficientu. K určení počtu faktorů byla použita kombinace metod Kaiserovo (K1) kritérium, sutinový graf, paralelní analýza (PA) a test Minimum average partial (MAP). Jelikož jsou jednotlivé položky dotazníku ordinálního charakteru, byly analýzy PA i MAP provedeny na matici polychorických korelací s využitím balíku `random.polychor.pa` v programovacím prostředí R. Explorační faktorová analýza (EFA) byla počítána metodou WLS (weighted least squares) na základě matice polychorických korelací. Vzhledem k vyšší korelovanosti všech subškál byla při EFA využita šikmá rotace (Oblimin). EFA byla počítána pomocí balíku `Psych` programu R. Dimenzionální struktura dotazníku byla testována konfirmační faktorovou analýzou (CFA) s využitím matice polychorických korelací. CFA byla provedena pomocí balíku `lavaan` v programu R, kde je jako metoda odhadu parametrů z ordinálních dat používána metoda DWLS (diagonally weighted least squares). Vnitřní konzistence škály byla hodnocena s využitím Cronbachova koeficientu alfa a McDonaldova koeficientu omega. Všechny analýzy byly provedeny s použitím softwaru Dell Statistica verze 13 a R 3.4.0.

VÝSLEDKY

Popisné charakteristicky datového souboru a výsledky srovnání RSS subškál mezi sociodemografickými skupinami jsou uvedeny v tab. 1.

Výsledky naznačují některé trendy u duchovních zápasů v různých sociodemografických skupinách. Mezi pohlavími není patrný rozdíl v duchovních zápasech. Mezi věkovými skupinami je statisticky významný rozdíl ve škále Božská, kde lidé s vyšším věkem nabývají vyšších průměrných hodnot. Rozdíly ve způsobu života naznačují, že lidé žijící osaměle mají ve všech škálách kromě Pochybností vyšší hodnoty ve srovnání s ostatními skupinami. Ve škálách Božská, Morální, Smysl života a v celkovém skóru jsou tyto rozdíly statisticky významné. Při porovnávání skupin podle vzdělání se ukazuje, že obyvatelé se základním vzděláním mají ve všech škálách vyšší hodnoty. Statisticky signifikantní rozdíl je jen ve škále Démonická, ale trendy jsou patrné i ve škálách Božská, Smysl života a také v celkovém skóru. Porovnání skóru podle ekonomické aktivity naznačuje, že nezaměstnaní prožívají více duchovních zápasů. Ve všech škálách kromě Morální mají nezaměstnaní nejvyšší skóre. Ve škále Božská mají vyšší hodnoty nejen nezaměstnaní, ale i starobní důchodci. Lidé, kteří sami sebe označují za věřící bez ohledu na to, zda navštěvují bohoslužby, mají signifikantně vyšší hodnoty ve všech škálách ve srovnání s lidmi nevěřícími a s přesvědčenými ateisty. Téměř ve všech škálách (kromě Démonické a Interpersonální) je navíc signifikantní rozdíl i mezi nevěřícími a ateisty, přičemž ateisté mají nejnižší hodnoty ve všech škálách i v celkovém skóru.

Tab. 1 Popisné charakteristiky datového souboru a výsledky neparametrického porovnání subškál RSS dotazníku (Wilcoxonův dvouvýběrový test a Kruskal-Wallisův test).

	n (%)	Božská	Démonická	Interpersonální	Morální	Pochybnosti	Smysl života	celkové skóre
Pohlaví								
1. mužské	486 (48,6)	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
2. ženské	514 (51,4)							
Věk								
1. 18-29 r.	227 (22,7)							
2. 30-39 r.	158 (15,8)							
3. 40-49 r.	180 (18,0)	p = 0,026	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
4. 50-59 r.	161 (16,1)							
5. 60 a víc	274 (27,4)							
Způsob života								
1. s manželem/manželkou	500 (50,0)							
2. s partnerem/kou	201 (20,1)	p = 0,007 (3-4*)	p = 0,075	p = 0,073	p = 0,001 (1-3**, 3-4*)	n.s.	p = 0,047	p = 0,016 (1-3*, 3-4*)
3. sám/a bez stálého partnera/ky	185 (18,5)							
4. s rodiči/sourozenci	114 (11,4)							

	n (%)	Božská	Démonická	Inter personální	Morální	Pochybnosti	Smysl životu	celkové skóre
Nejvyšší dosažené vzdělání								
1. základní	84 (8,4)				n.s.	n.s.	p = 0,059	p = 0,055 (1-4*)
2. SOU bez maturity	326 (32,6)	p = 0,068	p = 0,047	n.s.	n.s.			
3. střední škola s maturitou	435 (43,5)							
4. vysokoškolské	155 (15,5)							
Ekonomická aktivita								
1. zaměstnaný	509 (50,9)							
2. podnikatel, OSVČ	100 (10,0)							
3. v domácnosti, včetně MD	23 (2,3)	p < 0,001 (4-5**, 5-7*)	p = 0,014	p = 0,048	n.s.	p = 0,062	p = 0,011 (2-4*)	p = 0,023 (2-4*)
4. nezaměstnaný	23 (2,3)							
5. student	101 (10,1)							
6. invalidní důchodce	55 (5,5)							
7. starobní důchodce	187 (18,7)							
Vztah k víře ^a								
1. věřící	277 (27,7)	p < 0,001 (1-2***, 1-3***, 2-3*)	p < 0,001 (1-2***, 1-3***)	p < 0,001 (1-2***, 1-3***)	p < 0,001 (1-2***, 1-3***, 2-3*)	p < 0,001 (1-2***, 1-3***, 2-3**)	p < 0,001 (1-2***, 1-3***, 2-3**)	p < 0,001 (1-2***, 1-3***, 2-3**)
2. nevěřící	563 (56,3)							
3. přesvědčený ateista	160 (16,0)							

P hodnota přísluší srovnání všech skupin, zatímco vztahy uvedené v závorkách jsou výsledkem vícenasobného porovnávání skupin.
Poznámky: ^anezávisle na návštěvách bohoslužeb, n.s. = nesignifikantní výsledek (p > 0,1); *p < 0,05; **p < 0,01; ***p < 0,001

Podle psychometrických ukazatelů (viz níže) lze v českém prostředí využít zkrácenou verzi dotazníku RSS obsahující pouze tři z původních šesti subškál: Božská, Smysl života a Interpersonální. Porovnání sociodemografických skupin v rámci jednotlivých subškál je uvedeno v tab. 1 (subškály zůstávají beze změny). Při porovnání celkového skóru ze zkráceného dotazníku byly zaznamenány mírně odlišné výsledky než při porovnání celkového skóru u plného dotazníku: míra duchovních zápasů se neliší mezi pohlavími, věkovými skupinami, mezi různými způsoby života a nesouvisí ani s ukončeným vzděláním. Porovnání zkráceného skóru podle ekonomické aktivity naznačuje, že nezaměstnaní prožívají více duchovních zápasů než zaměstnaní lidé ($p = 0,036$), podnikatelé ($p = 0,012$) a studenti ($p = 0,037$). Signifikantní rozdíly byly zaznamenány také ve vztahu k víře: mezi věřícími a nevěřícími ($p < 0,001$), věřícími a ateisty ($p < 0,001$), a také nevěřícími a ateisty ($p = 0,01$), přičemž ateisté mají nejnižší hodnoty a věřící nejvyšší hodnoty v celkovém zkráceném skóru.

Psychometrické vlastnosti dotazníku RSS

Ověření faktorové struktury

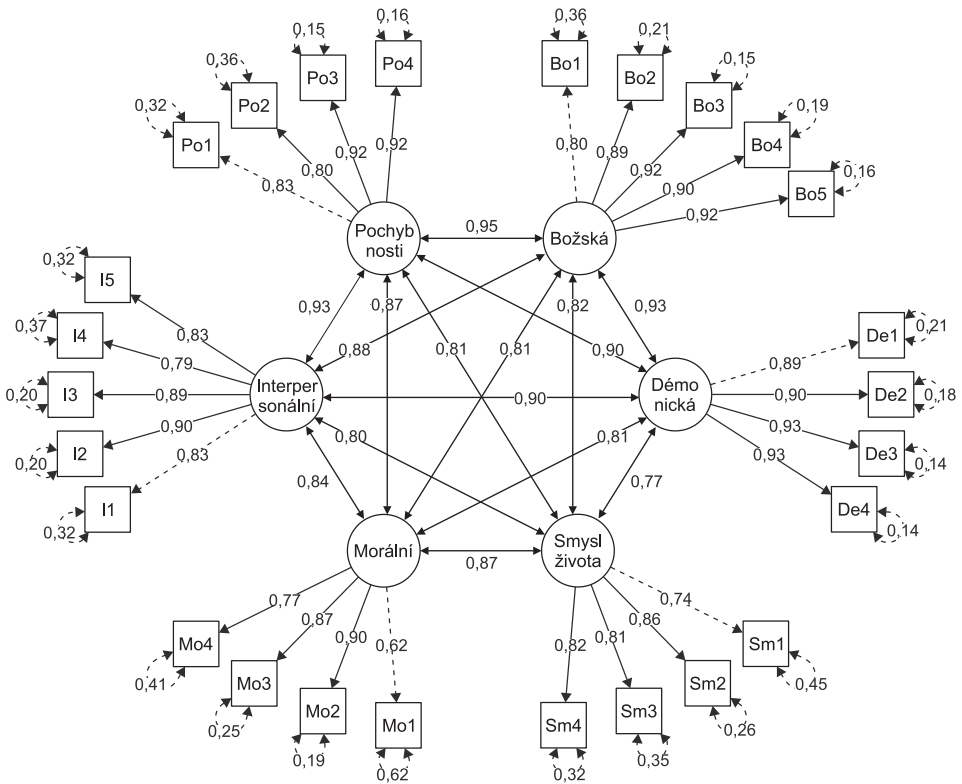
Nejdříve byly zjištěny vzájemné korelace mezi subškálami dotazníku RSS. Jednotlivé subškály mezi sebou středně až významně korelují. Všechny korelační koeficienty jsou v rozmezí 0,49–0,72 a všechny jsou statisticky významné ($p < 0,001$). Statisticky významný výsledek Bartlettova testu sfericity ($\chi^2 (325) = 17424,9$; $p < 0,001$) společně s hodnotou Kaiser-Meyer-Olkinova kritéria $> 0,8$ (KMO = 0,961) naznačují, že naše data splnila základní podmínky pro použití faktorové analýzy.

Nejdříve jsme ověřili počet faktorů pomocí Kaiserova kritéria (počet vlastních čísel s hodnotou ≥ 1), sutinového grafu, paralelní analýzy (PA) a testu Minimum average partial (MAP). PA byla spočítána pomocí simulace 1000 náhodných matic permutací naměřených dat. Výsledky všech použitých metod shodně doporučily extrakci tří faktorů. Protože klasická verze RSS dotazníku obsahuje šest faktorů, provedli jsme EFA i na tomto modelu. Výsledky EFA s využitím šikmé (Oblimin) rotace na matici polychorických korelací jsou prezentovány v tab. 2. Hodnoty prvních šesti vlastních čísel jsou 12,8; 1,6; 1,2; 0,95; 0,92 a 0,74. První faktor je sycen převážně položkami ze subškál Božská a Démonická, druhý a třetí faktor jsou nejvíce syceny položkami ze subškál Smysl života a Morální s některými položkami s dvojitým nábojem v obou těchto subškálách. Čtvrtý faktor je sycen převážně položkami ze subškál Interpersonální a Pochybnosti. Pátý a šestý faktor obsahují pouze velmi nízké a často zdvojené náboje položek, nelze říct, že by byly syceny převážně položkami konkrétní subškály.

Použitá kritéria pro extrakci faktorů doporučila redukci na tři faktory a tab. 2 naznačuje spojení subškál po dvojicích: Božská a Démonická, Smysl života a Morální, Interpersonální a Pochybnosti. Proto byl na základě těchto výsledků navržen alternativní třífaktorový model pro RSS v českém prostředí. Namísto zdvojení subškál byl navrhnout model, ve kterém budou zastoupeny pouze tři z původních šesti subškál, a to Interpersonální, Božská a Smysl života (tab. 3). Toto řešení výrazně redukuje délku RSS dotazníku. Hodnoty prvních tří vlastních čísel na zkrácené verzi dotazníku jsou 7,16; 1,17 a 1,00 a popisují 30 %, 17 % a 26 % variability v datech. EFA na této zkrácené verzi RSS ukázala jasné třífaktorové řešení se středně velkými až velkými náboji všech položek a s hodnotami komunalit h^2 nad 0,5 u všech položek. Rovněž korelace všech položek s hrubým skórem (HS) nabývají hodnot nad 0,5.

CFA byla počítána na základě matice polychorických korelací. Nejprve byl ověřen původní šestifaktorový model RSS. Náboje všech faktorů na jednotlivých položkách při standardním šestifaktorovém modelu jsou poměrně vysoké (nad 0,6). Šestifak-

torový model je znázorněn v grafu 1. Tento model vykazuje poměrně dobrou shodu s našimi daty: $\chi^2(284) = 579,3$; $p < 0,001$; SRMR = 0,035; CFI = 0,999; TLI = 0,998; RMSEA = 0,032 (90% CI = 0,028–0,036). Vzhledem k výsledkům EFA (viz tab. 2 a 3) byl zvolen modifikovaný třífaktorový model s vyloučením subškál Démonická, Morální a Pochybnosti. Výsledky CFA tohoto třífaktorového modelu jsou znázorněny v grafu 2. Náboje většiny komponentů zachovaných faktorů oproti šestifaktorovému modelu vzrostly. Třífaktorový model rovněž vykazuje srovnatelně dobrou shodu s daty: $\chi^2(74) = 176,8$; $p < 0,001$; SRMR = 0,035; CFI = 0,998, TLI = 0,998; RMSEA = 0,037 (90% CI = 0,030–0,044).



Graf 1 SEM model konfirmační faktorové analýzy se standardním rozdělením položek RSS do šesti subškál
(Číselné hodnoty udávají náboje faktorů jednotlivých položek a korelace mezi faktory.)

Reliabilita

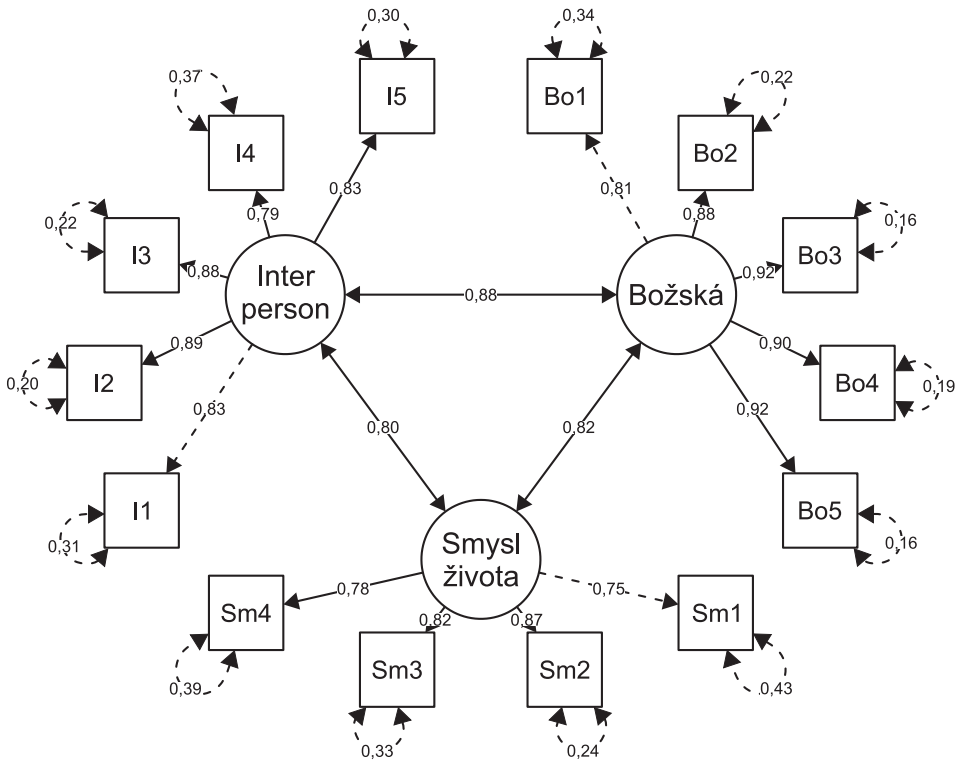
Vnitřní konzistence dotazníku RSS byla ověřena jak pro klasický šestifaktorový model, tak pro redukovaný třífaktorový model. Cronbachovy koeficienty alfa pro jednotlivé subškály jsou: 0,891 pro subškálu Božská, 0,883 pro subškálu Démonická, 0,851 pro subškálu Interpersonální, 0,810 pro subškálu Morální, 0,837 pro subškálu Pochybnosti a 0,806 pro subškálu Smysl života. Cronbachovo alfa celého dotazníku RSS je 0,956. V třífaktorovém modelu se Cronbachovo alfa lehce snížilo, ale vnitřní konzistence redukovaného dotazníku zůstala dostatečně vysoká, a to 0,920. Podle Cronbachova alfa je tedy vnitřní konzistence kompletní i zkrácené škály RSS velmi

Tab. 2 Položková analýza a faktorová struktura RSS škály s využitím explorační faktorové analýzy s šikmou (Oblimin) rotací.

Položka	Subškála	Faktor								Položková analýza	
		F1	F2	F3	F4	F5	F6	Kom. h2	Průměr	SD	Korelace s HS bez položky
Byl/a jsem rozmlouvaný/á na Boha	Bo1	0,20	0,13	-0,01	0,15	0,11	0,49	0,71	1,40	0,82	0,62
Pochyboval/a jsem, zda mě Bůh miluje	Bo2	0,40	0,18	0,02	0,07	0,14	0,33	0,80	1,40	0,86	0,73
Cítil/a jsem se jako by mě Bůh opustil	Bo3	0,50	0,18	0,07	-0,08	0,29	0,24	0,88	1,30	0,79	0,75
Cítil/a jsem se, jako by mě Bůh trestal	Bo4	0,47	0,09	0,13	0,06	0,12	0,27	0,80	1,40	0,88	0,74
Cítil/a jsem se, jako by mě Bůh zklamal	Bo5	0,22	0,13	0,05	0,20	0,36	0,25	0,85	1,40	0,81	0,76
Cítil/a jsem útok ďábla nebo zlých duchů	De1	0,69	0,13	-0,01	0,17	-0,06	0,04	0,81	1,30	0,73	0,65
Cítil/a jsem, jako by se mě ďábel nebo zlý duch pokoušel odvracet od toho, co je dobré	De2	0,76	0,06	0,12	0,09	-0,06	0,02	0,84	1,30	0,74	0,69
Obával/a jsem se, že problémy, s nimiž zápasím, způsobuje ďábel nebo zlí duchové	De3	0,71	0,03	0,12	0,06	0,14	-0,01	0,87	1,30	0,79	0,70
Cítil/a jsem se trýzněný/á ďablem nebo zlými duchy	De4	0,49	0,15	-0,02	0,32	0,16	-0,02	0,83	1,20	0,71	0,70
Znepokojovalo mě, zda má život nebo existence nějaký konečný cíl	Sm1	-0,10	0,55	0,05	0,10	-0,04	0,33	0,62	1,70	0,99	0,54
Cítil/a jsem se, jako by můj život neměl hlubší smysl	Sm2	0,15	0,72	0,09	0,09	-0,03	-0,08	0,78	1,70	0,98	0,66
Pochyboval/a jsem, jestli má život vůbec smysl	Sm3	0,06	0,84	0,02	-0,04	0,05	0,00	0,77	1,70	1,03	0,61
Pochyboval/a jsem, zda se díky mému životu něco ve světě změní	Sm4	-0,10	0,29	0,39	0,18	0,23	-0,01	0,63	1,70	1,05	0,62
Cítil/a jsem se provinile, protože nežiji podle svých morálních zásad	Mo1	0,10	0,11	0,52	-0,12	-0,16	0,28	0,48	1,90	0,94	0,48
Dělal/a jsem si starosti, že moje jednání je morálně nebo duchovně špatné	Mo2	0,18	-0,06	0,57	0,24	-0,03	0,10	0,77	1,60	0,90	0,72

Položka	Subskála	Faktor						Položková analýza			
		F1	F2	F3	F4	F5	F6	Kom. h2	Průměr	SD	Korelace s HS bez položky
Zápasil/a jsem s tím, abych dodržela své morální zásady	Mo3	0,11	0,06	0,75	0,03	0,16	-0,10	0,83	1,70	0,96	0,69
Cítil/a jsem se rozpolcená mezi tím, co chci a co považuji za morálně správné	Mo4	-0,07	0,30	0,58	0,10	-0,14	0,07	0,68	1,80	0,99	0,59
Měl/a jsem spory s jinými lidmi ohledně duchovních nebo náboženských záležitostí	I1	0,15	-0,01	0,04	0,70	0,01	0,02	0,72	1,50	0,92	0,64
Cítil/a jsem se odmítaný/á a nepochopený/á věřícími lidmi	I2	0,19	0,01	0,15	0,59	0,08	-0,01	0,79	1,40	0,86	0,72
Cítil/a jsem se, jako by mnou druzí opovrhovali	I3	0,09	0,08	0,09	0,59	0,25	-0,03	0,80	1,40	0,81	0,69
Byl/a jsem rozzlobená na organizované náboženství	I4	0,10	0,04	0,06	0,70	-0,07	0,02	0,68	1,50	1,05	0,60
Cítil/a jsem se zraněný/á a zneužitý/á nebo uražený/á věřícími lidmi	I5	0,02	0,26	-0,02	0,61	-0,06	0,15	0,71	1,50	0,90	0,66
Dělo mi potíže přijít na to, v co skutečně věřím ohledně náboženství a víry	Po1	0,04	0,02	0,16	0,37	0,11	0,37	0,70	1,50	0,95	0,66
Obtěžovaly mě pochybnosti nebo otázky ohledně náboženství nebo víry	Po2	-0,11	0,08	0,17	0,49	0,27	0,16	0,69	1,50	0,96	0,64
Cítil/a jsem se zmatený/á ohledně svého náboženství nebo duchovního přesvědčení	Po3	0,27	-0,03	0,17	0,33	0,11	0,29	0,82	1,40	0,76	0,78
Obávám/a jsem se, zda je moje náboženství nebo duchovní přesvědčení správné	Po4	0,25	-0,01	0,24	0,17	0,35	0,19	0,85	1,40	0,79	0,75
Vlastní číslo		12,85	1,63	1,19	0,95	0,92	0,74				
% variability		18	12	13	19	6	8				

Tučně jsou označeny náboje položek patřících do dvojice subskál, ze kterých bude tvořeno třífaktorové schéma.



Graf 2 SEM model konfirmační faktorové analýzy s redukováným počtem faktorů RSS (Číselné hodnoty udávají náboje faktorů jednotlivých položek a korelace mezi faktory.)

vysoká. Jelikož koeficient alfa předpokládá unidimenzionalitu a stejnou varianci pravých skóre napříč všemi položkami, ověřili jsme reliabilitu škály i McDonaldovým koeficientem omega (ω) vhodným pro vícedimenzionální škály. Koeficient ω_h (hierarchical omega) je založen na hierarchickém modelu a odhaduje saturaci hlavního faktoru, zatímco koeficient ω_t (total omega) udává celkovou reliabilitu testu. Hodnoty $\omega_h = 0,83$ a $\omega_t = 0,96$ pro kompletní verzi RSS a $\omega_h = 0,82$ a $\omega_t = 0,94$ pro zkrácenou verzi RSS naznačují, že reliabilita škály RSS v českém prostředí je dostatečně vysoká u obou verzí škály.

Percentilové tabulky pro tvorbu norem

Percentilové tabulky (tab. 4a, 4b, 4c, 4d, 4e a 4f) stratifikované podle pohlaví a věku respondentů jsou součástí online přílohy tohoto článku, která je pod položkou Nástroje dostupná na adrese: oushi.upol.cz/publikace_vse. Hodnota percentilu zahrnuje polovinu respondentů, kteří získali daný skóre (Crawford, Garthwaite, Slick, 2009).

DISKUSE

Cílem této studie byla psychometrická analýza české verze Škály náboženských a duchovních zápasů „Religious and Spiritual Struggles Scale.“ Výsledky neparametrických porovnání jednotlivých sociodemografických skupin ukázaly, že větší míru

Tab. 3 Položková analýza a faktorová struktura zkrácené RSS škály s využitím explorační faktorové analýzy s šikmou (Oblimin) rotací

Položka	Sub-škála	Faktor				Položková analýza		
		Božská	Smysl života	Interpersonální	Kom. h2	Průměr	SD	Korelace s HS bez položky
Byl/a jsem rozzlobený/á na Boha	Bo1	0,76	0,05	0,01	0,66	1,40	0,82	0,62
Pochyboval/a jsem, zda mě Bůh miluje	Bo2	0,82	0,08	0,00	0,78	1,40	0,86	0,71
Cítil/a jsem se jako by mě Bůh opustil	Bo3	0,96	0,01	-0,05	0,86	1,30	0,79	0,73
Cítil/a jsem se, jako by mě Bůh trestal	Bo4	0,81	0,01	0,09	0,80	1,40	0,88	0,72
Cítil/a jsem se, jako by mě Bůh zklamal	Bo5	0,82	-0,03	0,13	0,83	1,40	0,81	0,74
Znepokojovalo mě, zda má život nebo existence nějaký konečný cíl	Sm1	0,18	0,61	0,00	0,57	1,70	0,99	0,56
Cítil/a jsem se, jako by můj život neměl hlubší smysl	Sm2	-0,06	0,80	0,19	0,79	1,70	0,98	0,67
Pochyboval/a jsem, jestli má život vůbec smysl	Sm3	0,13	0,83	-0,09	0,76	1,70	1,03	0,62
Pochyboval/a jsem, zda se díky mému životu něco ve světě změní	Sm4	0,13	0,34	0,33	0,53	1,70	1,05	0,59
Měl/a jsem spory s jinými lidmi ohledně duchovních nebo náboženských záležitostí	I1	0,03	-0,06	0,87	0,74	1,50	0,92	0,64
Cítil/a jsem se odmítaný/á a nepochopený/á věřícími lidmi	I2	0,13	-0,01	0,79	0,80	1,40	0,86	0,70
Cítil/a jsem se, jako by mnou druzí opovrhovali	I3	0,22	-0,01	0,69	0,76	1,40	0,81	0,67
Byl/a jsem rozzlobená na organizované náboženství	I4	-0,05	0,09	0,79	0,64	1,50	1,05	0,59
Cítil/a jsem se zraněný/á a zneužitý/á nebo uražený/á věřícími lidmi	I5	-0,03	0,29	0,64	0,68	1,50	0,90	0,66
Vlastní číslo		7,16	1,17	1,00				
% variability		30	17	26				

zápasů prožívají lidé vyššího věku, lidé žijící osaměle a nezaměstnaní. Pohlaví nehrálo v míře duchovních zápasů roli. Analýza reliability ukázala uspokojivou vnitřní konzistenci, nicméně explorační faktorová analýza nepodpořila očekávanou šestifaktorovou strukturu (škály Božská, Démonická, Interpersonální, Morální, Pochybnosti, Smysl života) navrhovanou autorkou škály a ukázala pouze tři faktory.

Vysvětlením pro námi pozorovaný vyšší výskyt duchovních zápasů mezi lidmi vyššího věku, lidmi žijícími osaměle a nezaměstnanými může být pravděpodobně skutečnost, že tyto skupiny vykazují celkově vyšší míru prožívaného distresu (Beutel et al., 2017; Byles et al., 2016; Huegaerts, Puig-Barrachina, Vanroelen, 2017), který se může promítat i do duchovní oblasti. Zdá se však také, že duchovní zápasy vykazují odlišnosti od spirituálního prožívání v klasickém slova smyslu, u nějž byl na reprezentativním vzorku české populace nalezen rozdíl mezi pohlavími (Maliňáková et al., 2018). Tento však naše výsledky nepotvrdily.

Prvotní výstupy faktorové analýzy v naší studii nepotvrdily originální šestifaktorovou strukturu dotazníku, protože šest nalezených faktorů neodpovídalo navrženým dimenzím. Některé faktory obsahovaly položky dvou různých škál např. Faktor 1 (Božská a Démonická škála) nebo Faktor 4 (škála Interpersonální a Pochybnosti). Faktor 2 (Smysl života) a Faktor 3 (Morální) odpovídaly teoretickým očekáváním. Faktory 5 a 6 byly kombinací položek více škál. K podobným závěrům došli i jiní výzkumníci. Originální struktura např. nebyla podpořena muslimským souborem (Abu-Raiya, Exline et al., 2015), kde autoři uvádějí pouze pět faktorů (Božská a démonická, Trestající entita, Interpersonální, Morální a Smysl života). Potvrzena byla naopak ve studii na souboru Izraelských Židů (Abu-Raiya et al., 2016).

Existuje několik možných vysvětlení odlišností ve faktorové struktuře, které jsme mohli pozorovat na vzorku české populace. První je, že psychometrická analýza udává informaci o konkrétním výzkumném souboru a respondenti v sekulárním prostředí mohou otázky i jejich zadání vnímat odlišně než respondenti v převážně religiózních zemích. Např. u námi pozorované roviny „Nadpřirozeno“ se zdá, že v podmínkách českého, výrazně ateistického, národa respondenti nerozlišují mezi vztahem k Bohu a k d'áblu/zlým duchům a vnímají je pouze celkově jako nadpřirozené síly. K nim povětšinou nemají žádný osobní vztah. V religiózní společnosti bychom očekávali jasné rozlišení. Dalším vysvětlením může být i mnohaletá tradice českých pohádek (Vondráček, Holub, 1972) a také různá soudobá hororová ztvárnění působení démonů. Nereligiózní respondenti mohou mít následně větší tendenci spojovat si pojmy „d'ábel/zlí duchové“ především s pohádkami či science-fiction. Druhým zdrojem nejasností může být fakt, že některé formulace položek se dotýkají obsahu dvou různých subškál. Např. otázky „Znepokojovalo mě, zda má život nebo existence nějaký konečný cíl.“ nebo „Pochyboval/a jsem, jestli má život vůbec smysl.“ Mohou teoreticky spadat do subškály Pochybnosti i Smysl života.

Podrobnější deskriptivní analýza dále ukázala, že jednotlivé subškály se liší ve vzorci odpovědí. Vycházeli jsme z reprezentativního vzorku s výraznou převahou nereligiózních respondentů, sekulární prostředí je tedy zřejmě zodpovědné za výrazné zešíkmení dat a celkově nízkou prevalenci výskytu sledovaných typů duchovních zápasů. V některých subškálách dokonce nadpoloviční většina respondentů volila možnost „vůbec/netýká se mě“.

Vzhledem k výše uvedeným skutečnostem se jako vhodná možnost jevílo použití pouze některých subškál. Autorka škály rozlišuje tři roviny duchovních zápasů: nadpřirozenou (božské a démonické zápasy), interpersonální a vnitřní (morální, pochyby a smysl života) zápasy. Výběr jsme provedli na základě frekvence odpovědí

u každé subškály, jejich psychometrických vlastností a na základě jejího zařazení do konkrétní roviny tak, aby každá rovina byla reprezentována právě jednou subškálou. Výsledný tříškálový model, který vznikl vyloučením subškál Démonická, Pochybnosti a Morální, výrazně redukuje délku dotazníku a zároveň zachovává vysokou reliabilitu škály. Eliminace některých faktorů byla umožněna také jejich vysokou vzájemnou korelací, díky níž si i zkrácená varianta škály zachovává dobrý fit modelu vůči datům.

Originální šestifaktorová škála sice nemá optimální psychometrické vlastnosti, ale v některých případech může být její použití opodstatněné, např. v případě rozsáhlých religiozních souborů nebo při nutnosti jemnějšího rozlišování mezi jednotlivými oblastmi duchovních zápasů. Uvádíme proto vlastnosti originální i zkrácené verze a normy pro použití obou z nich. Pro konkrétní výzkumy je také možné využívat pouze jednotlivé subškály.

Silné stránky a limity

Silnou stránkou této studie je reprezentativní vzorek. Další významnou skutečností je fakt, že jde o první studii v českých podmínkách, která se zabývá překladem a validací Škály duchovních a náboženských zápasů a nabízí tak nový nástroj pro budoucí výzkum. Jedním z limitů této studie, která vyplývá z výzkumu na reprezentativním vzorku, je nízký počet věřících respondentů a s tím také související absence srovnání výsledků religiozního a nereligiozního vzorku respondentů. Velká část respondentů na otázky týkající se nadpřirozena odpovídala „vůbec/netýká se mě.“ Další limitací je založení dat na osobní výpovědi respondentů během standardizovaného řízeného rozhovoru a tedy jejich možné ovlivnění sociální žádoucností.

Implikace

Pro výzkum v sekulárním prostředí doporučujeme verzi, která bude mít tři subškály. Velké množství nereligiozních respondentů u reprezentativního vzorku v českém prostředí může být spojeno s náročnější interpretací výsledků. Bylo by proto vhodné potvrdit námi pozorovaná zjištění na větším souboru religiozních respondentů. Další studie by také mohly ověřit vhodnost současného překladu jednotlivých stupňů Likertovy škály.

ZÁVĚR

Tato studie je v českých poměrech výjimečná svým tématem. Naším cílem byla psychometrická analýza Škály náboženských a duchovních zápasů¹ v českých podmínkách. Výsledky zpracování dat českého reprezentativního vzorku naznačují, že namísto použití původní dvacetišestipoložkové verze škály se šesti subškálami je v sekulárních podmínkách vhodnější užití zkrácené verze nástroje o čtrnácti položkách, která obsahuje pouze následující tři subškály: Božská, Morální a Interpersonální. Duchovní a náboženské boje jsou rozsáhlou a komplikovanou otázkou a náš výzkum je prvním krokem pro jejich hlubší analýzu.

¹ Nástroj je pro nekomerční použití k dispozici zdarma, podmínkou je citace originálního článku autorky škály (Exline et al., 2014). Pro použití české verze je nutný souhlas OUSHI: oushi.upol.cz. Originální dvacetišestipoložková škála i výsledná čtrnáctipoložková škála jsou součástí online přílohy článku, která je pod položkou Nástroje k dispozici ke stažení na adrese: oushi.upol.cz/publikace_vse.

LITERATURA

- Abu-Raiya, H., Exline, J. J., Pargament, K. I., Agbaria, Q. (2015): Prevalence, predictors, and implications of religious/spiritual struggles among Muslims. *Journal for the Scientific Study of Religion*, 54, 631-648.
- Abu-Raiya, H., Pargament, K. I., Krause, N., Ironson, G. (2015): Robust links between religious/spiritual struggles, psychological distress, and well-being in a national sample of American adults. *American Journal of Orthopsychiatry*, 85, 565-575.
- Abu-Raiya, H., Pargament, K. I., Weissberger, A., Exline, J. (2016): An empirical examination of religious/spiritual struggle among Israeli Jews. *International Journal for the Psychology of Religion*, 26, 61-79.
- Beutel, M. E., Klein, E. M., Brahler, E., Reiner, I., Junger, C., Michal, M., et al. (2017): Loneliness in the general population: prevalence, determinants and relations to mental health. *Bmc Psychiatry*, 17.
- Bjorck, J. P., Thurman, J. W. (2007): Negative life events, patterns of positive and negative religious coping, and psychological functioning. *Journal for the Scientific Study of Religion*, 46, 159-167.
- Bullivant, S. (2018): Europe's young adults and religion. London: St Mary's university Twickenham. [Vyhledáno na <https://www.stmarys.ac.uk/research/centres/benedict-xvi/docs/2018-mar-europe-young-people-report-eng.pdf>].
- Byles, J., Vo, K., Thomas, L., Mackenzie, L., Kendig, H. (2016): Partner status and mental and physical health of independently living men aged 70 years and older. *Australasian Journal on Ageing*, 35, 143-146.
- Crawford, J. R., Garthwaite, P. H., Slick, D. J. (2009): On percentile norms in neuropsychology: Proposed reporting standards and methods for quantifying the uncertainty over the percentile ranks of test scores. *The Clinical Neuropsychologist*, 23, 1173-1195.
- Dworsky, C. K. O., Pargament, K. I., Wong, S., Exline, J. J. (2016): Suppressing spiritual struggles: The role of experiential avoidance in mental health. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 5, 258-265.
- Exline, J. J., Yali, A. M., Sanderson, W. C. (2000): Guilt, discord, and alienation: The role of religious strain in depression and suicidality. *Journal of Clinical Psychology*, 56, 1481-1496.
- Exline, J. J., Pargament, K. I., Grubbs, J. B., Yali, A. M. (2014): The religious and spiritual struggles scale: Development and initial validation. *Psychology of Religion and Spirituality*, 6, 208-222.
- George, L. K., Ellison, C. G., Larson, D. B. (2002): Explaining the relationships between religious involvement and health. *Psychological Inquiry*, 13, 190-200.
- Harris, J. I., Schoneman, S. W., Carrera, S. R. (2002): Approaches to religiosity related to anxiety among college students. *Mental Health, Religion and Culture*, 5, 253.
- Hebert, R., Zdaniuk, B., Schulz, R., Scheier, M. (2009): Positive and negative religious coping and well-being in women with breast cancer. *Journal of Palliative Medicine*, 12, 537-545.
- Huegaerts, K., Puig-Barrachina, V., Vanroelen, C. (2017): The mental health of unemployed Brussels youth: the role of social and material resources. *Archives of Public Health*, 75, 19.
- Ironson, G., Solomon, G. F., Balbin, E. G., O'Cleirigh, C., George, A., Kumar, M., et al. (2002): The Ironson-Woods Spirituality/Religiosity Index is associated with long survival, health behaviors, less distress, and low cortisol in people with HIV/AIDS. *Annals of Behavioral Medicine*, 24, 34-48.
- Koenig, H. G., George, L. K., Hays, J. C., Larson, D. B., Cohen, H. J., Blazer, D. G. (1998): The relationship between religious activities and blood pressure in older adults. *International Journal of Psychiatry in Medicine*, 28, 189-213.
- Koenig, H. G., Nelson, B., Shaw, S. F., Saxena, S., Cohen, H. J. (2016): Religious involvement and telomere length in women family caregivers. *Journal of Nervous and Mental Disease*, 204, 36-42.
- Lambert, N. M., Fincham, F. D., LaVallee, D. C., Brantley, C. W. (2012): Praying together and staying together: Couple prayer and trust. *Psychology of Religion and Spirituality*, 4, 1-9.
- Lang, M., Mitkidis, P., Kundt, R., Nichols, A., Krajcikova, L., Xygalatas, D. (2016): Music as a sacred cue? Effects of religious music on moral behavior. *Frontiers in Psychology*, 7.
- Luechese, F. A., Koenig, H. G. (2013): Religion, spirituality and cardiovascular disease: research, clinical implications, and opportunities in Brazil. *Revista Brasileira De Cirurgia Cardiovascular*, 28, 103-128.
- Malinakova, K., Kopicakova, J., Kolarcik, P., Madarasova Geckova, A., Polackova Solcova, I., Husek, V. et al. (2017): The Spiritual Well-Being Scale: Psy-

- chometric evaluation of the shortened version in Czech adolescents. *Journal of Religion and Health*, 56, 697-705.
- Maliňáková, K., Trnka, R., Šarníková, G., Smékal, V., Fürstová, J., Tavel, P. (2018): Psychometrická analýza Škály každodenní spirituální zkušenosti (DSES) v českém prostředí. *Československá psychologie*, 62, Suppl. 1, 100-113.
- Masters, K. S., Hill, R. D., Kircher, J. C., Benson, T. L. L., Fallon, J. A. (2004): Religious orientation, aging, and blood pressure reactivity to interpersonal and cognitive stressors. *Annals of Behavioral Medicine*, 28, 171-178.
- McConnell, K. M., Pargament, K. L., Ellison, C. G., Flannelly, K. J. (2006): Examining the links between spiritual struggles and symptoms of psychopathology in a national sample. *Journal of Clinical Psychology*, 62, 1469-1484.
- Olson, J. R., Marshall, J. P., Goddard, H. W., Schramm, D. G. (2016): Variations in predictors of marital satisfaction across more religious and less religious regions of the united states. *Journal of Family Issues*, 37, 1658-1677.
- Paika, V., Andreoulakis, E., Ntountoulaki, E., Papaioannou, D., Kotsis, K., Siafaka, V., et al. (2017): The Greek-Orthodox version of the Brief Religious Coping (B-RCOPE) instrument: psychometric properties in three samples and associations with mental disorders, suicidality, illness perceptions, and quality of life. *Annals of General Psychiatry*, 16, 13.
- Pargament, K. I., Smith, B. W., Koenig, H. G., Perez, L. (1998): Patterns of positive and negative religious coping with major life stressors. *Journal for the Scientific Study of Religion*, 37, 710-724.
- Pargament, K. I., Zinnbauer, B. J., Scott, A. B., Butter, E. M., Zerwin, J., Stanik, P. (1998): Red flags and religious coping: Identifying some religious warning signs among people in crisis. *Journal of Clinical Psychology*, 54, 77-89.
- Pargament, K. I., Koenig, H. G., Perez, L. M. (2000): The many methods of religious coping: Development and initial validation of the RCOPE. *Journal of Clinical Psychology*, 56, 519-543.
- Pargament, K. I. (2002): The bitter and the sweet: An evaluation of the costs and benefits of religiousness. *Psychological Inquiry*, 13, 168-181.
- Pargament, K., Feuille, M., Burdzy, D. (2011): The Brief RCOPE: Current psychometric status of a short measure of religious coping. *Religions*, 2, 51-76.
- Pew Research Center (2015): The future of world religions: Population growth projections, 2010-2050. [Vyhledáno na http://assets.pewresearch.org/wp-content/uploads/sites/11/2015/03/PF_15.04.02_Projections-FullReport.pdf].
- Rosmarin, D. H., Pargament, K. I., Flannelly, K. J. (2009): Do spiritual struggles predict poorer physical/mental health among Jews? *International Journal for the Psychology of Religion*, 19, 244-258.
- Říčan, P. (2006): Spiritualita jako klíč k osobnosti a lidským vztahům. *Československá psychologie*, 50, 119-137.
- Říčan, P., Janošová, P. (2005): Spirituality: Its psychological operationalization via measurement of individual differences: A Czech perspective. *Studia psychologica*, 47, 157-165.
- Říčan, P., Janošová, P., Tyl, J. (2007): Test spirituální citlivosti. *Československá psychologie*, 51, 2, 153-160.
- Shariff, A. F. (2015): Does religion increase moral behavior? *Current Opinion in Psychology*, 6, 108-113.
- Steffen, P. R., Hinderliter, A. L., Blumenthal, J. A., Sherwood, A. (2001): Religious coping, ethnicity, and ambulatory blood pressure. *Psychosomatic Medicine*, 63, 523-530.
- Šarníková, G., Maliňáková, K., Fürstová, J., Dubovská, E., Tavel, P. (2018): Psychometrická analýza škály FACIT-Sp na reprezentativním vzorku české populace. *Československá psychologie*, 62, Suppl. 1, 114-128.
- Turner, M. (2015): Can the effects of religion and spirituality on both physical and mental health be scientifically measured? An overview of the key sources, with particular reference to the teachings of said nursi. *Journal of Religion and Health*, 54, 2045-2051.
- VanderWeele, T. J., Li, S. S., Tsai, A. C., Kawachi, I. (2016): Association between religious service attendance and lower suicide rates among US women. *Jama Psychiatry*, 73, 845-851.
- Vondráček, V., Holub, F. (1972): Fantastické a magické z hlady psychiatrie. Praha, Avicenum.

SOUHRN

Duchovní dimenze je nedílnou součástí života mnoha lidí. Bývá spojována s lepším fyzickým i duševním zdravím a vyšší životní spokojeností. Existují však i studie, které došly k opačnému závěru, a sice že náboženství a spiritualita mohou být zdrojem stresu, napětí a nepohody. Příkladem jsou tzv. náboženské a duchovní boje

(Religious and Spiritual Struggles). Objevuje se tak potřeba validních nástrojů pro jejich měření. Cílem této studie byla psychometrická analýza české verze Škály náboženských a duchovních zápasů (RSS). Výzkum byl proveden terénním šetřením metodou face-to-face na vzorku 1000 respondentů z České republiky. Soubor je reprezentativním vzorkem obyvatel ČR z hlediska věku nad 15 let (s průměrným věkem 46,04; SD 17,28), pohlaví (48,6 % mužů) a regionální příslušnosti.

Výsledky popisné statistiky a neparametrických porovnání jednotlivých sociodemografických skupin ukázaly, že větší míru zápasů prožívají lidé vyššího věku, lidé žijící osaměle a nezaměstnaní. Pohlaví nehrálo roli v míře duchovních zápasů. Metody použité k ověření počtu faktorů (Kaiserovo kritérium, sutinový graf, paralelní analýza a test Minimum average partial) shodně doporučily pro české podmínky extrakci tří faktorů.

Původní škála je tvořena šesti subškálami, v českých podmínkách je však patrná tendence ke slučování subškál do dvojic. Proto jsme se

kromě uvedené plné verze rozhodli škálu zkrátit a pro běžné výzkumy navrhuje možnost používání pouze tří subškál (Božská, Smysl života a Interpersonální). CFA podporuje tento model s $\chi^2 (74) = 176,8$; $p < 0,001$; SRMR = 0,035; CFI = 0,998; TLI = 0,998; RMSEA = 0,037 (90% CI = 0,030–0,044). Obě verze škály mají vysokou vnitřní konzistenci: Cronbachovo alfa celé verze škály je 0,96 a McDonaldovo omega = 0,96, pro tříškálovou verzi $\alpha = 0,92$ a $\omega = 0,94$.

Výsledky šetření ukazují, že třífaktorová škála může být vhodným nástrojem pro hodnocení náboženských a duchovních zápasů v českém prostředí. Originální šestifaktorová škála sice nemá optimální psychometrické vlastnosti, ale v některých případech může být její použití opodstatněné, např. v případě rozsáhlých religiozních souborů nebo při nutnosti jemnějšího rozlišování mezi jednotlivými oblastmi duchovních zápasů. Hlavní limitací této studie je vysoký poměr respondentů, kteří uváděli, že se jich tato problematika netýká.

PSYCHOMETRICKÉ CHARAKTERISTIKY ČESKÉ VERZE STRUČNÉHO INVENTÁŘE PŘÍZNAKŮ (BSI-53)

JAROMÍR KABÁT^{1,2}, NATÁLIA KAŠČÁKOVÁ^{1,4}, JANA FÜRSTOVÁ¹, LUDMILA BARTUŠKOVÁ^{1,3}, PETR GLOGAR¹, IVA POLÁČKOVÁ ŠOLCOVÁ⁵, PETER TAVEL¹

¹Institut sociálního zdraví, Univerzita Palackého v Olomouci

²Psychosomatická klinika s.r.o., Praha

³Denní psychoterapeutické sanatorium „Ondřejov“, s.r.o., Praha

⁴Psychiatricko-psychoterapeutická prax, Pro mente sana, Bratislava

⁵Fakulta humanitních studií, Univerzita Karlova, Praha

ABSTRACT

Psychometric characteristics of the Czech version of the Brief Symptom inventory (BSI-53)

J. Kabát, N. Kaščáková, J. Fürstová, L. Bartušková, P. Glogar, I. Poláčková Šolcová, P. Tavel

Objectives. Assessment of psychopathological symptoms is an important part of research and clinical practice. This study examines the psychometric characteristics of the Czech version of the Brief Symptom Inventory (BSI-53 CZ) and forms the basis for creating standards for the Czech non-clinical population. The BSI-53 is a shorter, multidimensional version of the Symptom-Checklist 90-R (SCL 90-R) questionnaire used to detect the presence of psychopathological symptoms. The instrument contains nine subscales and three general indexes: the Global Severity Index (GSI), Positive Symptom Total (PST) and Positive Symptom Distress Index (PSDI).

Sample and settings. A cross-sectional study on a representative sample of the adult Czech population (N=1800, mean age 46.4, SD 17.4, 48.7% men). Statistical analyses were performed on the collected BSI-53 data. The Short-Form Health Survey (SF-8) was used to determine the convergent validity.

Results. Spearman's correlation coefficients between the BSI-53 subscales are moderately high, with values of 0.45–0.75. Confirmatory factor analysis for a standard nine-factor model showed that loadings of all items on the associated factors were medium to high, with values of 0.55–0.87. This model shows a sufficient fit to our data: $\chi^2(1091)=4328.2$, $p<0.001$,

CFI=0.994, TLI=0.994, SRMR=0.045, RMSEA=0.041 (90%CI=0.039–0.042). Internal consistency of the BSI-53 is high, with Cronbach's $\alpha=0.97$ (95%CI 0.97–0.98) and McDonald coefficients $\omega_b=0.84$ and $\omega_t=0.97$. The convergent validity, assessed by correlations with the mental health subscale of the SF-8 questionnaire, was found to be moderate to high. Significant differences in the occurrence of psychopathological symptoms among different sociodemographic groups of the Czech population were found. Differences between the Czech data and data from several foreign countries (Germany, Great Britain and Israel) were found.

Conclusion. The BSI-53 questionnaire is a short, reliable instrument for the assessment of psychological distress. The degree of utility of the instrument in clinical work and the evaluation of its potential to identify specific clinical syndromes and sensitivity to detect changes should be documented by further studies.

key words:

psychopathological symptoms, confirmatory factor analysis, BSI-53, SCL-90, SF-8

klíčová slova:

psychopatologické symptomy, konfirmační faktorová analýza, BSI-53, SCL-90, SF-8

N. K.; Institut sociálního zdraví, Univerzita Palackého v Olomouci, Univerzitní 244/22, 771 11 Olomouc; e-mail: natalia.kascakova@oushi.upol.cz

Zpracování článku bylo možné díky finanční podpoře Cyrilometodějské teologické fakulty Univerzity Palackého v Olomouci v rámci projektu IGA-CMTF č. 2018 006.

ÚVOD

Posuzování psychopatologických symptomů je důležitou součástí jak výzkumné tak klinické praxe. Mezi nejpoužívanější dotazníky testující psychopatologii patří dotazník SCL-90 (Derogatis, Lipman, Covi, 1973, 1977) a jeho kratší verze BSI-53 (Derogatis, Melisaratos, 1983) a BSI-18 (Derogatis, 2001). Hodnocení psychopatologie danými nástroji je součástí mnoha studií s psychiatrickými pacienty (Johnson et al., 2008; Wieland, Zitman, 2016), s psychosomatickými pacienty (Jones, Sharp, Crowell, 2005), ale také s pacienty se somatickými diagnózami, např. u pacientů s epilepsií (Endermann, 2005) a u pacientů s rakovinou (Recklitis, Blackmon, Chang, 2017). Souvislosti mezi vztahovou vazbou a psychopatologií u drogově závislých zkoumali Musetti et al. (2016). V mnoha studiích jsou SCL-90 a BSI využívány také na měření efektu psychoterapie u psychosomatických pacientů (např. Lera et al., 2009; Reibel, Greeson, Brainard, 2001), ale také na měření efektu psychiatrických a psychoterapeutických intervencí u psychiatrických pacientů (např. Cramer et al., 2016).

Pražští výzkumníci již rok po vydání první zprávy o dotazníku SCL-90 použili v rozsáhlejší studii českou verzi dotazníku (Boleloucký, Horváth, 1974) a v dalších studiích byl dotazník použit k diagnostikování hraničních stavů v psychiatrické i zdravé populaci (Boleloucký, Plevová, Smulevič, 1993; Boleloucký, Polach, 1989; Boleloucký, Polach, Strasik, 1990). Kukan a Kukanová (2012) využili dotazník na zachycení psychopatologie u pacientů s bolestmi zad. Slovenskou verzi SCL-90 v souboru psychiatrických pacientů a zdravé populace publikovali Bieščad a Szeliga (2006).

Kratší verze dotazníku psychopatologie – BSI-53 byla vyvinuta Derogatisem a Melisaratosem (1983) se zachováním devíti primárních symptomových dimenzí: I. Somatizace (SOM), II. Obsese, kompulze (OC), III. Interpersonální senzitivita (IS), IV. Deprese (DEP), V. Úzkost (ANX), VI. Hostilita (HOS), VII. Fobická úzkost (PHOB), VIII. Paranoidní myšlení (PAR) a IX. Psychoticismus (PSY). Součástí dotazníku jsou čtyři nezařazené položky zaměřené na chuť k jídlu, spánek, přemýšlení o smrti a pocitování viny. Dotazník rovněž obsahuje tři globální indexy, které byly vytvořeny k celkovému hodnocení psychického fungování: GSI (Global Severity Index / Obecný ukazatel závažnosti), PST (Positive Symptoms Total / Celkový počet přítomných symptomů), a PSDI (Positive Symptoms Distress Index / Index závažnosti přítomných symptomů) (Derogatis, Melisaratos, 1983). Korelace mezi škálami BSI-53 a SCL-R-90 dosahují rozmezí 0,92–0,99 (Urban et al., 2014).

Četné práce prezentují strukturu BSI s menším počtem dimenzí (Daoud, Abojedi, 2010; Endermann, 2005; Johnson et al., 2008; Kellett et al., 2004; Piersma et al., 1994; Urban et al., 2014). Tuto variabilitu v popisu faktorové struktury lze přičíst rozdílu v použitých procedurách faktorové analýzy i rozdílnosti zkoumaných souborů (Loutsiou-Ladd et al., 2008; Ruiperez et al., 2001) a diskrepanci mezi empirickou a hypotetizovanou multidimenzionální strukturou.

Silnou psychometrickou vlastností BSI-53 je jeho konvergentní validita s jinými klinickými nástroji k hodnocení psychopatologie, která je opakovaně oceňována v literatuře (Recklitis et al., 2017; Schwannauer, Chetwynd, 2007; Spitzer et al., 2011). Jednotlivé dimenze BSI-53 vykazují výbornou shodu s analogickými klinickými škálami MMPI (Minnesota Multiphasic Personality Inventory) (Derogatis et al., 1976).

Dotazník BSI-53 byl adaptován v různých zemích a jazykových prostředích: Německo (Franke, 1997, 2000), Francie (Cote, Vezina, 1996), Jordánsko (Daoud, Abojedi, 2010), Izrael (Gilbar, Ben-Zur, 2002), Recko (Loutsiou-Ladd et al., 2006), Španělsko (Pereda et al., 2007), Maďarsko (Urbán et al., 2014) a Ukrajina (Sereda, Dembitskyi, 2016). Ve všech uvedených studiích se ukázala dobrá vnitřní konzistence pro všech devět dimenzí, od 0,71 pro dimenzi psychoticismu po 0,85 pro depresi.

Cílem této studie je ověření psychometrických vlastností české adaptace BSI-53 – *Stručného inventáře symptomů* a vytvoření základu pro tvorbu norem na podkladě analýzy výsledků reprezentativního výběrového souboru.

Konvergentní validita je zjišťována s otázkami na psychické zdraví z Dotazníku Zdraví a spokojenost (SF-8) (Bartůšková et al., 2018).

Česká adaptace BSI-53 může být využita v asociačních studiích v různých klinických i neklinických populacích, ale také k měření reliabilní klinické změny a výsledku po psychoterapii a rozšířit tak škálu dosud používaných nástrojů, mezi které patří například OQ-Analyst, Outcome Referrals, CORE-OM (Barkham et al., 2012; Lutz et al., 2009; Rubel et al., 2017). V českém a slovenském prostředí je z výše uvedených dostupný pouze CORE-OM (Gampe et al., 2007; Řiháček, Juhová, 2016).

METODY

Výběrový soubor

Výzkumné nástroje a znění otázek byly v rámci předvýzkumu ověřeny na 206 respondentech. Vlastní výzkum byl realizován profesionálně vyškolenými administrátory v září a říjnu 2016. Terénní šetření bylo provedeno technikou standardizovaného řízeného rozhovoru tazatele s respondentem (face-to-face). Konečná podoba tazatelského archu byla stanovena na základě výsledků předvýzkumu. Celkem bylo osloveno 2184 náhodně vybraných občanů, z nichž 384 (17,6 %) rozhovor odmítlo poskytnout. Většinou se jednalo o muže a ženy do 24 let. Mezi nejčastější důvody odmítnutí patřil nedostatek času (39,2 %), nezájem o účast a nedůvěra k výzkumu (24,0 %), nevyhovující téma výzkumu a osobní charakter otázek (17,2 %), a délka a náročnost dotazníku (11,2 %).

Výzkumný soubor je tvořený 1800 respondenty z České republiky vybranými náhodným výběrem pomocí kvót. Soubor je reprezentativním vzorkem populace České republiky ve věku nad 15 let z hlediska pohlaví (48,7 % mužů), věku (průměr 46,41 let, SD = 17,40), vzdělání (základní 7,8 %, středoškolské 72,0 % a vysokoškolské 20,2 %) a regionální příslušnosti.

Nástroje

BSI-53 (Brief symptom inventory) je kratší verzi dotazníku SCL-90 na zjišťování psychopatologie (Derogatis, Melisaratos, 1983). Česká verze BSI-53 – *Stručný inventář symptomů* – byla získaná procedurou zpětného konsenzuálního překladu. Původní dotazník byl přeložen z angličtiny dvěma nezávislými překladateli. Potom byl přeložen zpět do angličtiny. Nakonec byl překlad korigován na základě konsenzu mezi překladateli a autory výzkumu.

Všechny položky jsou hodnoceny na pětibodové škále Likertova typu 0 až 4 (od „vůbec ne“ po „velmi silně“). Respondent popisuje výskyt symptomu v posledních čtyřech týdnech.

Hodnota symptomových dimenzí jednotlivého případu se vypočítá ze součtu bodů, dosažených v položkách příslušných k určité dimenzi, děleného počtem položek v dimenzi. Kromě výše popsanych dimenzí lze z BSI-53 získat celkový ukazatel závažnosti příznaků (GSI, Global Severity Index), který vyjadřuje celkovou míru závažnosti a je považován za nejlepší globální ukazatel současného psychického stavu jedince; index PSDI (Positive Symptoms Distress Index) slouží ke stanovení nepohody při symptomech a PST (Positive Symptoms Total) informuje o počtu symptomů.

Dotazník SF-8 posuzuje fyzické a psychické zdraví na základě osmi domén: 1. všeobecné vnímání zdraví (GH), 2. fyzické funkce (PF), 3. omezení fyzických aktivit (RF), 4. bolest (BP), 5. vitalita (VT), 6. sociální fungování (SF), 7. vnímání psy-

chického zdraví (MH), a 8. emoční omezení rolí (RE). Z dotazníku je možné vypočítat celkové fyzické zdraví PCS (Physical Component Summary) a celkové psychické zdraví MCS (Mental Component Summary) (Ware et al., 2001). Českou verzi SF-8 validovali Bartůšková et al. (2018), vnitřní konzistence je v aktuální studii výborná (Cronbachovo $\alpha = 0,92$, McDonaldovo $\omega = 0,94$).

Statistická analýza dat

Distribuce jednotlivých položek dotazníku byla vyhodnocena pomocí histogramů a jejich normalita byla ověřena Shapiro-Wilkovým testem. Protože hypotéza o normalitě dat byla zamítnuta pro všechny subškály dotazníku BSI-53, ke statistickým analýzám byly použity neparametrické metody: pro porovnání pohlaví byl použit Wilcoxonův dvouvýběrový test, v ostatních případech byly porovnávány vždy více než dvě skupiny pomocí Kruskal-Wallisova testu (neparametrická ANOVA). Na p hodnoty z vícenásobného porovnávání skupin byla použita Bonferroniho korekce. Korelace mezi jednotlivými subškálami BSI-53 a mezi subškálami BSI-53 a skóry psychického zdraví (MH) a celkového psychického zdraví (MCS) dotazníku SF-8 byly hodnoceny pomocí Spearmanova korelačního koeficientu. Charakteristiky jednotlivých subškál BSI-53 českého souboru byly porovnány s charakteristikami populačních souborů z několika zahraničních zemí pomocí t-testu, protože ze zahraničních studií jsou k dispozici pouze střední hodnoty a směrodatné odchylky jednotlivých subškál. K určení počtu faktorů byla použita kombinace metod Kaiserovo (K1) kritérium, sutinový graf, paralelní analýza (PA) a test Minimum average partial (MAP). Jelikož jsou jednotlivé položky dotazníku ordinálního charakteru, byly analýzy PA i MAP provedeny na matici polychorických korelací s využitím balíku `random.polychor.pa` v programovacím prostředí R. Explorační faktorová analýza (EFA) byla počítána metodou WLS (Weighted Least Squares) na základě matice polychorických korelací. Vzhledem k vyšší korelovanosti všech subškál byla při faktorové analýze využita šikmá rotace (Oblimin). Dimenzionální struktura dotazníku byla testována konfirmační faktorovou analýzou (CFA) s využitím matice polychorických korelací. CFA byla provedena pomocí balíku `lavaan` v programu R, kde je jako metoda odhadu parametrů z ordinálních dat používána metoda DWLS (Diagonally Weighted Least Squares). Jako uspokojivé parametry shody modelu s daty jsou považovány hodnoty indexů CFI a TLI (Tucker-Lewis index) vyšší než 0,95. Hodnoty RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) pod 0,05 jsou považovány za excelentní, hodnoty mezi 0,05 a 0,08 jsou považovány za přípustné, hodnoty nad 0,10 za nepřípustné. Hodnoty SRMR (Standardized Root Mean Square Residual) pod 0,05 jsou považovány za excelentní, hodnoty mezi 0,05 a 0,08 jsou považovány za přípustné. Vnitřní konzistence škály byla hodnocena s využitím Cronbachova koeficientu alfa a McDonaldova koeficientu omega. Všechny analýzy byly provedeny s použitím softwaru Dell Statistica verze 13 a R 3.4.0.

VÝSLEDKY

Faktorová struktura

Statisticky významný výsledek Bartlettova testu sfericity ($\chi^2 (1378) = 54852,1$, $p < 0,001$) a Kaiser-Meyer-Olkinovo kritérium $> 0,80$ ($KMO = 0,98$) indikují, že data splňují podmínky pro použití faktorové analýzy (Kaiser, Cerny, 1979).

Jednotlivé škály BSI-53 mezi sebou středně silně až silně korelují, Spearmanovy korelační koeficienty nabývají hodnot 0,45–0,75, viz tab. 1. Všechny korelace jsou signifikantní ($p < 0,001$). Pro účely faktorové analýzy proto byla použita šikmá rotace Oblimin.

Tab. 1 Spearmanovy korelační koeficienty mezi jednotlivými subškálami BSI-53 a sumárními indexy GSI, PST a PSDI

	SOM	OC	IS	DEP	ANX	HOS	PHOB	PAR	PSY	GSI	PST	PSDI
SOM												
OC	0,613											
IS	0,564	0,623										
DEP	0,611	0,675	0,726									
ANX	0,655	0,681	0,710	0,736								
HOS	0,486	0,541	0,579	0,589	0,607							
PHOB	0,595	0,627	0,644	0,627	0,677	0,504						
PAR	0,454	0,587	0,669	0,616	0,601	0,591	0,566					
PSY	0,558	0,602	0,661	0,743	0,678	0,572	0,623	0,602				
GSI	0,764	0,832	0,824	0,860	0,855	0,727	0,771	0,761	0,789			
PST	0,758	0,808	0,821	0,863	0,853	0,708	0,779	0,747	0,796	0,980		
PSDI	0,520	0,619	0,536	0,539	0,558	0,523	0,487	0,543	0,497	0,695	0,558	

Pozn.: Všechny korelační koeficienty jsou statisticky signifikantní ($p < 0,001$). Použité zkratky: SOM – somatizace, OC – obsese a kompulze, IS – interpersonální senzitivita, DEP – deprese, ANX – úzkost, HOS – hostilita, PHOB – fobická úzkost, PAR – paranooidní myšlení, PSY – psychotocismus, GSI – obecný ukazatel závažnosti, PST – počet přítomných symptomů a PSDI – index závažnosti přítomných symptomů.

Ověření počtu faktorů bylo provedeno pomocí Kaiserova kritéria (počet vlastních čísel s hodnotou ≥ 1), sutinového grafu, paralelní analýzy (PA) a testu Minimum average partial (MAP). PA byla spočítána pomocí simulace 500 náhodných matic permutací naměřených dat. Výsledky použitých metod nebyly jednoznačné. Paralelní analýza doporučila extrakci 11 faktorů, zatímco metoda MAP doporučila extrakci 6 faktorů. Vlastních čísel s hodnotou větší než jedna je 7. V další fázi proto proběhla explorace všech těchto variant. Z důvodu nevhodných psychometrických vlastností a nejasného rozložení faktorů s častými dvojitými náboji ve všech alternativních variantách jsme se rozhodli dále ověřovat pouze jednofaktorový model měřící jediný konstrukt – obecný psychický stres, a dále klasický devítifaktorový model dotazníku BSI-53 se subškálami somatizace, obsese-kompulze, interpersonální senzitivita, deprese, úzkost, hostilita, fobická úzkost, paranoidní myšlení a psychoticismus. Čtyři položky (11, 25, 39, 52) nezařazené do žádné subškály byly vyloučeny z konfirmační faktorové analýzy (CFA), protože teoreticky nenáležejí do žádné latentní proměnné a mohly by tak nevhodně ovlivnit výsledky CFA.

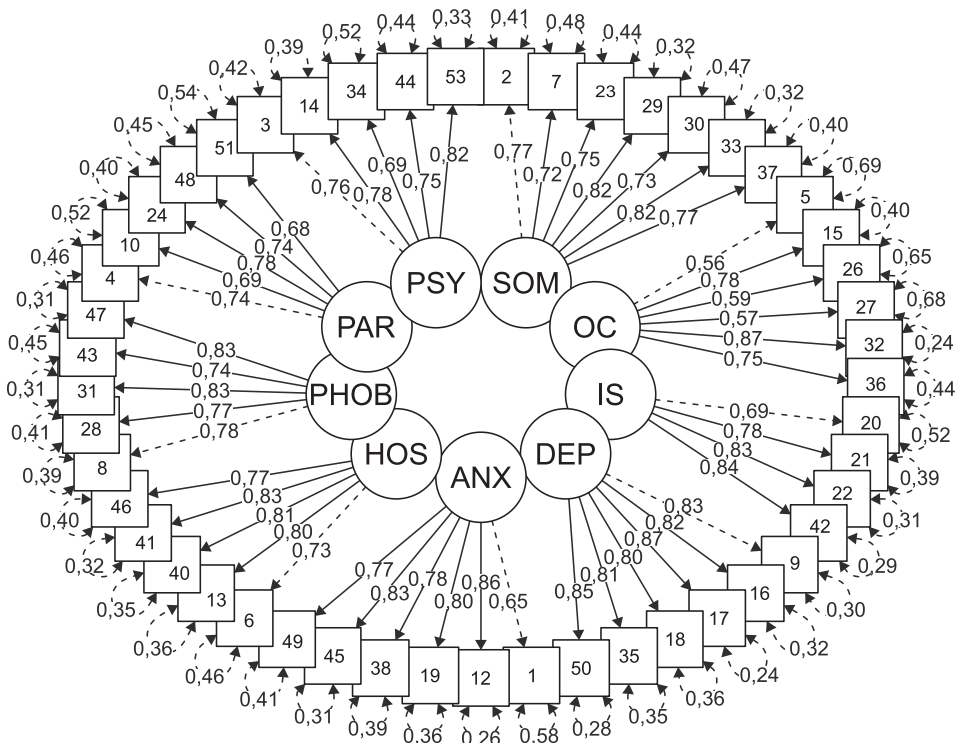
CFA byla počítána na základě matice polychorických korelací, jako metoda odhadu parametrů byla použita metoda DWLS (Diagonally Weighted Least Squares). Náboje všech položek při jednofaktorovém modelu jsou středně vysoké až vysoké (s hodnotami 0,52–0,84). Tento model nevykazuje příliš dobrou shodu s našimi daty kvůli vyšším hodnotám SRMR a RMSEA: $\chi^2(1127) = 7193,3$, $p < 0,001$, CFI = 0,989, TLI = 0,989, SRMR = 0,056, RMSEA = 0,055 (90% CI = 0,053–0,056). Při devítifaktorovém modelu jsou náboje všech položek na jednotlivé faktory mírně vyšší než při jednofaktorovém modelu (s hodnotami 0,55–0,87). Tento model vykazuje dobrou shodu s našimi daty: $\chi^2(1091) = 4328,2$, $p < 0,001$, CFI = 0,994, TLI = 0,994, SRMR = 0,045, RMSEA = 0,041 (90% CI = 0,039–0,042). Oba modely byly porovnány pomocí testu LRT (Likelihood-ratio test). Signifikantní výsledek LRT testu ($p < 0,001$) naznačuje, že devítifaktorový model je vhodnější pro popis našich dat. Výsledky CFA devítifaktorového modelu a položková analýza škály BSI-53 jsou prezentovány v grafu 1 a tab. 2. Kvůli přehlednosti nejsou v grafu 1 uvedeny korelace mezi jednotlivými subškálami, tyto jsou uvedeny pouze v tab. 2.

Konvergentní validita

Korelační koeficienty mezi jednotlivými subškálami BSI-53, sumárními indexy GSI, PST a PSDI a mezi psychickým zdravím (MH) a celkovým psychickým zdravím (MCS) dotazníku SF-8 jsou uvedeny v tab. 3. Nízký skór psychického zdraví znamená horší zdraví a vysoké koeficienty škál BSI znamenají vyšší výskyt symptomů, proto jsou korelační koeficienty záporné, v rozmezí od -0,35 do -0,56. Korelace mezi depresí, úzkostí, celkovou mírou závažnosti (GSI) a počtem symptomů (PST) a mezi psychickým zdravím (MH) a celkovým psychickým zdravím (MCS) jsou v absolutní hodnotě vyšší než 0,5.

Reliabilita

Vnitřní konzistence dotazníku BSI-53 byla ověřena pro kompletní devítifaktorovou škálu. Tato analýza ukázala vysokou reliabilitu s hodnotou Cronbachova $\alpha = 0,97$ (95% CI 0,97–0,98). Takto vysoký koeficient alfa naznačuje přítomnost redundantních položek. Hodnoty α ovšem při odstranění jednotlivých položek škály zůstaly stejné, odstranění žádné z položek nezpůsobuje nárůst ani pokles reliability. Podle Cronbachova α je tedy vnitřní konzistence škály BSI-53 velmi vysoká. Jelikož koeficient alfa předpokládá unidimenzionalitu a stejnou varianci pravých skóreů napříč všemi položkami, ověřili jsme reliabilitu škály i McDonaldovým koeficientem omega (ω)



Graf 1 SEM model konfirmační faktorové analýzy se standardním rozdělením položek BSI-53 do devíti subškál

Pozn: V SEM modelu nejsou prezentovány nezařazené položky 11, 25, 39, 52. Číselné hodnoty udávají náboje faktorů jednotlivých položek. Použité zkratky: DEP deprese, HOS hostilita, IS interpersonální senzitivita, OC obsese, kompulze, PAR paranoidní myšlení, PHOB fobická úzkost, PSY psychoticismus, SOM somatizace, ANX úzkost.

vhodným pro vícedimenzionální škály. Koeficient ω_h (hierarchical omega) je založen na hierarchickém modelu a odhaduje saturaci hlavního faktoru, zatímco koeficient ω_t (total omega) udává celkovou reliabilitu testu. Hodnoty $\omega_h = 0,84$ a $\omega_t = 0,97$ naznačují, že reliabilita škály BSI-53 v českém prostředí je vysoká.

Hodnoty Cronbachova alfa pro jednotlivé subškály se pohybují v rozmezí 0,781 (paranoidní myšlení – PAR) až 0,877 (deprese – DEP) a jsou uvedeny v tab. 4.

Split-half test prokázal rovněž vysokou míru konzistence jednotlivých položek každé z devíti dimenzí testu BSI-53 CZ. Guttmanův split-half faktor reliability se pohyboval v rozmezí 0,745 (PAR) – 0,881 (DEP), Spearman-Brownův koeficient 0,767 (PAR) – 0,881 (DEP).

Srovnání sociodemografických skupin

Popisné charakteristiky datového souboru a výsledky srovnání souhrnných ukazatelů GSI, PST a PSDI mezi sociodemografickými skupinami jsou uvedeny v tab. 5.

Výsledky Wilcoxonova a Kruskal-Wallisova testu naznačují trendy v ukazatelích celkové míry distresu, počtu symptomů a závažnosti symptomů psychopatologie mezi různými sociodemografickými skupinami. Kromě srovnání ukazatelů obecné závaž-

Tab. 2 Výsledky CFA a položková analýza škály BSI-53

Položky BSI-53	Sub- škála	SOM	OC	IS	DEP	ANX	HOS	PHOB	PAR	PSY	Průměr	SD	Korelace s HS bez položky
2. Pocity slabosti nebo závratě	SOM	0,766									0,59	0,82	0,62
7. Bolesti u srdce nebo na prsou	SOM	0,721									0,40	0,73	0,55
23. Pocit na zvracení nebo žaludeční nevolnosti	SOM	0,748									0,47	0,83	0,59
29. Pocit, že se nemůžete pořádně nadechnout	SOM	0,825									0,40	0,75	0,64
30. Návaly horka nebo chladu	SOM	0,727									0,60	0,88	0,58
33. Necitlivost nebo pocity tuposti někde v těle	SOM	0,823									0,36	0,74	0,62
37. Pocity slabosti v některých částech těla	SOM	0,772									0,61	0,86	0,61
5. Problém vzpomenout si na něco	OC		0,557								1,09	0,92	0,47
15. Pocit bloku při dodělování věcí	OC		0,777								0,47	0,80	0,63
26. Potřeba zkontrolovat a znovu_ překontrolovávat po sobě věci	OC		0,589								0,97	1,05	0,50
27. Obtíže s rozhodováním	OC		0,566								0,94	0,82	0,46
32. Pocity prázdnoty v mysli	OC		0,873								0,43	0,77	0,71
36. Obtíže se soustředěním	OC		0,750								0,82	0,87	0,64
20. Vaše city jsou snadno zranitelné	IS			0,693							1,00	1,08	0,59
21. Pocit, že jsou k Vám lidé nepřátelští nebo Vás nemají rádi	IS			0,782							0,58	0,85	0,67

Položky BSI-53	Sub- škála	SOM	OC	IS	DEP	ANX	HOS	PHOB	PAR	PSY	Průměr	SD	Korelace s HS bez položky
22. Pocity méněcennosti vůči ostatním	IS			0,830							0,51	0,82	0,71
42. Silné pocity nejistoty mezi lidmi	IS			0,843							0,46	0,76	0,71
9. Myšlenky na ukončení Vašeho života	DEP				0,834						0,25	0,70	0,63
16. Pocit osamělosti	DEP				0,822						0,66	0,93	0,69
17. Pocit skleslosti	DEP				0,870						0,66	0,89	0,74
18. Pocit nezájmu o věci kolem	DEP				0,801						0,58	0,85	0,68
35. Pocit beznaděje do budoucna	DEP				0,805						0,59	0,89	0,69
50. Pocit, že jste k ničemu	DEP				0,846						0,50	0,84	0,72
1. Nervozita, vnitřní neklid	ANX					0,650					0,98	0,88	0,56
12. Náhlé a bezdůvodné stavy vyplašenosti, zděšení	ANX					0,858					0,31	0,71	0,71
19. Pocity strachu	ANX					0,799					0,57	0,81	0,70
38. Pocity nervozity a napjatosti	ANX					0,782					0,79	0,87	0,70
45. Návaly hrůzy nebo paniky	ANX					0,833					0,28	0,66	0,68
49. Pocit takového neklidu, že nevydržíte klidně sedět	ANX					0,765					0,39	0,74	0,64
6. Snadno se objevující naštvanost nebo podrážděnost	HOS						0,733				1,02	0,91	0,55
13. Výbuchy podrážděnosti, které jste nemohli/a ovládnout	HOS						0,798				0,52	0,83	0,58
40. Nutkání někoho zbit, zranit, nebo mu jinak ublížit	HOS						0,809				0,29	0,71	0,50

Položky BSI-53	Sub-škála	SOM	OC	IS	DEP	ANX	HOS	PHOB	PAR	PSY	Průměr	SD	Korelace s HS bez položky
41. Nutkání rozbít nebo jinak ničit věci	HOS					0,828					0,28	0,67	0,53
46. Dostával/a jste se do častých hádek	HOS					0,771					0,63	0,88	0,58
8. Pocit strachu na otevřených prostranstvích nebo na ulicích	PHOB						0,784				0,30	0,69	0,59
28. Strach z cesty autobusem, metrem nebo vlakem	PHOB						0,769				0,32	0,70	0,57
31. Nutkání vyhnout se ze strachu určitým věcem, místům nebo činnostem	PHOB						0,831				0,60	0,88	0,70
43. Nepříjemný pocit v davu, např. při nakupování nebo v kině	PHOB						0,742				0,48	0,80	0,60
47. Pocity nervozity, jste-li ponechá/a o samotě	PHOB						0,830				0,41	0,76	0,68
4. Pocit, že ostatní jsou zodpovědní za většinu problémů	PAR							0,735			0,41	0,74	0,55
10. Pocit, že většině lidí nelze věřit	PAR							0,692			0,91	1,02	0,56
24. Pocit, že Vás druzí sledují nebo si o Vás povídají	PAR							0,776			0,51	0,84	0,61
48. Pocit, že Vám druzí nevyjadřují dostatečné uznání za Vaše úspěchy	PAR							0,744			0,62	0,90	0,59
51. Pocit, že lidé Vás využijí, pokud to dovolíte	PAR							0,677			0,82	0,97	0,54
3. Dojem, že někdo jiný může ovládat myšlení	PSY								0,760		0,31	0,71	0,61

Položky BSI-53	Sub- škála	SOM	OC	IS	DEP	ANX	HOS	PHOB	PAR	PSY	Průměr	SD	Korelace s HS bez položky
14. Pocit osamělosti, i v přítomnosti dalších lidí	PSY									0,781	0,55	0,87	0,68
34. Myšlenky, že si zasloužíte trest za svoje hříchy	PSY									0,693	0,32	0,71	0,56
44. Pocit, že nikdy necítíte blízkost k jiné osobě	PSY									0,749	0,32	0,69	0,63
53. Myšlenka, že s Vaší myslí není něco v pořádku	PSY									0,820	0,42	0,82	0,71
Korelace mezi jednotlivými faktory		SOM	OC	IS	DEP	ANX	HOS	PHOB	PAR	PSY			
	SOM												
	OC	0,854											
	IS	0,782	0,870										
	DEP	0,807	0,902	0,930									
	ANX	0,882	0,919	0,943	0,927								
	HOS	0,687	0,718	0,781	0,745	0,805							
	PHOB	0,856	0,867	0,886	0,834	0,947	0,722						
	PAR	0,717	0,807	0,929	0,829	0,856	0,827	0,811					
	PSY	0,849	0,919	0,939	0,988	0,957	0,817	0,911	0,893				

Pozn: SOM = somatizace, OC = obsese, kompulze, IS = interpersonální senzitivita, DEP = deprese, ANX = úzkost, PHOB = fobická úzkost, HOS = hostilita, PAR = paranoidní myšlení, PSY = psychotismus. Nezařazené položky 11, 25, 39, 52 nejsou uvedeny.

Tab. 3 Spearmanovy korelační koeficienty mezi jednotlivými subškálami BSI-53, sumárními indexy GSI, PST a PSDI a mezi psychickým zdravím (MH) a celkovým psychickým zdravím (MCS) dotazníku SF-8

	MH	MCS
SOM	-0,429	-0,441
OC	-0,414	-0,423
IS	-0,473	-0,478
DEP	-0,501	-0,509
ANX	-0,542	-0,555
HOS	-0,394	-0,410
PHOB	-0,378	-0,383
PAR	-0,327	-0,336
PSY	-0,459	-0,462
GSI	-0,540	-0,551
PST	-0,530	-0,543
PSDI	-0,352	-0,351

Pozn.: Všechny korelační koeficienty jsou statisticky signifikantní ($p < 0,001$).

Tab. 4 Cronbachovy koeficienty alfa devíti subškál BSI-53

	Cronbachovo α	Počet položek
Somatizace	0,856	7
Obsese, kompulze	0,782	6
Interpersonální senzitivita	0,792	4
Deprese	0,877	6
Úzkost	0,834	6
Hostilita	0,797	5
Fobická úzkost	0,817	5
Paranoidní myšlení	0,781	5
Psychoticismus	0,799	5
GSI	0,971	53

nosti (GSI), počtu přítomných symptomů (PST) a závažnosti přítomných symptomů (PSDI) byly srovnány sociodemografické skupiny i v rámci všech devíti subškál dotazníku BSI-53. Ženy dosahují významně vyšších skóreů oproti mužům nejen v sumárních indexech GSI ($p = 0,002$, s mírami účinku Cohenova $d = 0,14$ s 95% CI 0,05–0,23 a $\eta^2 = 0,005$) a PST ($p < 0,001$, s mírami účinku Cohenova $d = 0,15$ s 95% CI 0,06–0,24 a $\eta^2 = 0,006$), ale i v pěti subškálách: somatizace, interpersonální senzitivita, deprese, úzkost ($p < 0,001$, s mírami účinku Cohenova $d = 0,15$ –0,25 a $\eta^2 = 0,008$ –0,016) a fobická úzkost ($p = 0,003$, s mírami účinku Cohenova $d = 0,14$ s 95% CI 0,04–0,23 a $\eta^2 = 0,005$). S přibývajícím věkem dochází u obou pohlaví ke zvýšení hodnot psychopatologických ukazatelů. Konkrétně věkové skupiny nad 60 let zaznamenávají

statisticky významné zvýšení hodnoty hrubých skóre v dimenzích somatizace, obsese-kompulze, deprese, úzkost, fobická úzkost, psychoticismus a celkových indexů GSI a PST v porovnání s mladšími věkovými kategoriemi ($p < 0,001$, s mírami účinku Cohenova $d = 0,21-0,65$ a $\eta^2 = 0,011-0,095$). Index PSDI nabývá významně vyšších hodnot pro věkovou skupinu nad 70 let ve srovnání s věkovými skupinami od 30 do 49 let ($p < 0,04$, s mírami účinku Cohenova $d = 0,19$ s 95% CI 0,10–0,28 a $\eta^2 = 0,008$). Mladší věkové kategorie se jeví být hostilnější, věková skupina od 20 do 29 let nabývá významně vyšší hodnoty v dimenzi hostilita než všechny starší věkové skupiny ($p < 0,05$, s mírami účinku Cohenova $d = 0,19$ s 95% CI 0,10–0,28 a $\eta^2 = 0,009$). Jediné dvě dimenze, ve kterých se jeví být stejné hodnoty mezi všemi věkovými kategoriemi, jsou interpersonální senzitivita a paranoidní myšlení. Nejvyšší míru závažnosti GSI a nejvyšší počet symptomů PST nabývají lidé žijící o samotě. Takto žijící lidé také vykazují významně vyšší hodnoty v dimenzi obsese-kompulze, deprese, úzkosti, fobické úzkosti a psychoticismu ($p < 0,001$, s mírami účinku Cohenova $d = 0,12-0,30$ a $\eta^2 = 0,003-0,022$). Naopak – lidé žijící v manželství nebo v nesezdaném partnerství mají nižší míru závažnosti ($p < 0,001$, s mírami účinku Cohenova $d = 0,22$ s 95% CI 0,13–0,31 a $\eta^2 = 0,012$) a počet psychopatologických symptomů oproti lidem žijícím o samotě ($p < 0,001$, s mírami účinku Cohenova $d = 0,21$ s 95% CI 0,11–0,30 a $\eta^2 = 0,011$). Sezdaní lidé navíc vykazují významně nižší míru hostility oproti nesezdaným nebo žijícím o samotě ($p < 0,002$, s mírami účinku Cohenova $d = 0,20$ s 95% CI 0,11–0,29 a $\eta^2 = 0,001$). Ovdovělí respondenti vykazují systematicky významně vyšší hodnoty v GSI, PST, PSDI a téměř všech subškálách BSI-53 kromě hostility oproti lidem žijícím ve vztahu ($p < 0,001$, s mírami účinku Cohenova $d = 0,20-0,44$ a $\eta^2 = 0,010-0,046$). Lidé žijící o samotě mají významně vyšší hostilitu než lidé žijící v manželství ($p < 0,001$, s mírami účinku Cohenova $d = 0,29$ s 95% CI 0,18–0,40 a $\eta^2 = 0,020$). Srovnání ukončeného vzdělání naznačuje, že respondenti s ukončeným nižším vzděláním (ZŠ a SOU bez maturity) mají významně vyšší hodnoty v celkových indexech a v škálách somatizace, deprese, obsese-kompulze a fobické úzkosti ve srovnání s lidmi s vyšším vzděláním ($p < 0,001$, s mírami účinku Cohenova $d = 0,15-0,29$ a $\eta^2 = 0,006-0,021$). Při srovnání jednotlivých ekonomických skupin se ukazuje efekt maskované (confounding) proměnné věk. Teorie maskované proměnné souvisí s hypotézou, že existuje třetí proměnná (věk), která vysvětluje vztah mezi nezávislou proměnnou (ekonomická aktivita) a závislou proměnnou (BSI-53). Významně vyšší hodnoty v celkových indexech i ve všech subškálách BSI-53 kromě hostility a paranoidního myšlení nabývají invalidní a starobní důchodci, tedy zástupci starších věkových skupin v porovnání s jinými skupinami ($p < 0,001$, s mírami účinku Cohenova $d = 0,22-0,63$ a $\eta^2 = 0,012-0,089$).

Deskripce a mezinárodní srovnání výsledků jednotlivých subškál

V tab. 6 jsou uvedeny průměrné hodnoty a směrodatné odchylky jednotlivých subškál BSI-53 v reprezentativním vzorku ČR ($N = 1800$). Charakteristiky českého souboru byly porovnány s charakteristikami populačních souborů z několika zahraničních zemí (Německo, Velké Británie a Izraele). Jelikož ze zahraničních studií jsou k dispozici pouze střední hodnoty a směrodatné odchylky jednotlivých subškál, k porovnání datových souborů byl použit t-test. Data z Německa pocházejí ze studie Franke (1997) z komunitního vzorku 600 lidí, 50 % mužů, průměrný věk 33 let. Britská data pochází ze studie Francis et al. (1990), jde o 376 lidí získaných přes online výzkum, 40 % mužů, průměrný věk 44 let. Izraelský výzkumný soubor obsahuje 510 účastníků, 48,6 % mužů, průměrný věk 45,6 let; vzorek reprezentuje celou populaci (Gilbar, Ben-Zur, 2002). V německém souboru jsou významně nižší hodnoty

Tab. 5 Popisné charakteristiky datového souboru a výsledky neparametrického porovnání sumárních indexů GSI (obecný ukazatel závažnosti), PST (počet přítomných symptomů) a PSDI (index závažnosti přítomných symptomů) v rámci jednotlivých sociodemografických skupin (Wilcoxonův dvouvýběrový test a Kruskal-Wallisův test)

	n (%)	GSI Medián (Q1– Q3)	Srovnání GSI mezi skupinami	PST Med. (Q1– Q3)	Srovnání PST mezi skupinami	PSDI Medián (Q1– Q3)	Srovnání PSDI mezi skupinami
Pohlaví							
1. mužské	877 (48,7)	0,36 (0,17–0,72)	P = 0,002	16 (8–28)	P < 0,001	1,23 (1,05–1,48)	n, s,
2. ženské	923 (51,3)	0,43 (0,21–0,75)		19 (10–29)		1,24 (1,07–1,50)	
Věk							
1. 15-19	97 (5,4)	0,40 (0,19–0,66)	P < 0,001 (1-7*, 2-7*, 3-6***, 3-7***, 4-6***, 4-7***, 5-6*, 5-7**)	18 (9–25)	P < 0,001 (1-7*, 2-6*, 2-7**, 3-6***, 3-7***, 4-6***, 4-7***, 5-6*, 5-7**)	1,20 (1,06–1,46)	P = 0,002 (3-7*, 4-7**)
2. 20-29	313 (17,4)	0,40 (0,21–0,70)		17 (9–27)		1,25 (1,08–1,50)	
3. 30-39	234 (13,0)	0,32 (0,15–0,60)		14 (6–26)		1,20 (1,00–1,48)	
4. 40-49	385 (21,4)	0,34 (0,17–0,64)		15 (8–25)		1,19 (1,00–1,41)	
5. 50-59	273 (15,2)	0,38 (0,19–0,74)		17 (9–30)		1,24 (1,06–1,50)	
6. 60-69	315 (17,5)	0,49 (0,26–0,91)		21 (12–33)		1,25 (1,10–1,48)	
7. 70-88	183 (10,2)	0,57 (0,28–0,98)		22 (13–35)		1,29 (1,11–1,63)	
Způsob života							
1. s manželem/manželkou	921 (51,2)	0,38 (0,19–0,70)	P < 0,001 (1-3***, 2-3**)	16 (9–27)	P < 0,001 (1-3***, 2-3**)	1,22 (1,04–1,44)	P = 0,002 (1-3**)
2. s partnerem/kou	351 (19,5)	0,38 (0,19–0,68)		16 (9–26)		1,25 (1,08–1,48)	
3. sám/a bez stálého partnera/ky	353 (19,6)	0,49 (0,25–0,98)		20 (12–33)		1,27 (1,10–1,68)	
4. s rodiči/sourozenci	175 (9,7)	0,43 (0,19–0,70)		18 (9–28)		1,23 (1,08–1,51)	

	n (%)	GSI Medián (Q1– Q3)	Srovnání GSI mezi skupinami	PST Med. (Q1– Q3)	Srovnání PST mezi skupinami	PSDI Medián (Q1– Q3)	Srovnání PSDI mezi skupinami
Rodinný stav							
1. svobodný/á	439 (24,4)	0,42 (0,19–0,74)		18 (8–28)		1,25 (1,08–1,50)	
2. ženatý, vdaná	929 (51,6)	0,38 (0,19–0,68)	P < 0,001 (1-4***, 2-4***)	16 (9–28)	P < 0,001 (1-4***, 2-4***)	1,22 (1,04–1,44)	
3. rozvedený/á	158 (8,8)	0,42 (0,19–0,85)	3-4***, 4-5***)	18 (10–31)	3-4***, 4-5***)	1,22 (1,08–1,48)	P < 0,001 (2-4***)
4. vdovec, vdova	133 (7,4)	0,66 (0,36–1,19)		26 (17–38)		1,42 (1,11–1,72)	
5. druh. družka (partnerský vztah)	141 (7,8)	0,36 (0,23–0,66)		14 (9–25)		1,21 (1,08–1,50)	
Nejvyšší dosažené vzdělání							
1. základní	141 (7,8)	0,51 (0,26–0,79)		21 (13–30)		1,25 (1,10–1,50)	
2. SOU bez maturity	442 (24,6)	0,43 (0,23–0,87)	P < 0,001 (1-3*, 1-4*, 2-3*, 2-4*)	19 (10–32)	P < 0,001 (1-3*, 1-4*, 2-3*, 2-4*)	1,25 (1,08–1,56)	P = 0,004 (2-4**)
3. střední škola s maturitou	854 (47,4)	0,38 (0,19–0,72)		17 (8–28)		1,24 (1,07–1,48)	
4. vysokoškolské	363 (20,2)	0,36 (0,17–0,64)		16 (8–26)		1,18 (1,00–1,42)	
Ekonomická aktivita							
1. zaměstnaný	939 (52,2)	0,36 (0,17–0,66)		16 (8–27)		1,20 (1,00–1,46)	
2. podnikatel, OSVČ	170 (9,4)	0,31 (0,17–0,64)		14 (7–26)		1,22 (1,00–1,45)	
3. v domácnosti, včetně MD	38 (2,1)	0,44 (0,15–0,66)	P < 0,001 (1-7***, 2-7***, 5-7**)	19 (7–27)	P < 0,001 (1-7***, 2-7***, 5-7***)	1,14 (1,00–1,40)	P < 0,001 (1-6**, 1-7*, 2-7*)
4. nezaměstnaný	45 (2,5)	0,45 (0,26–1,13)		20 (11–37)		1,26 (1,16–1,78)	
5. student	178 (9,9)	0,40 (0,21–0,68)		18 (9–26)		1,23 (1,07–1,50)	
6. invalidní důchodce	63 (3,5)	0,60 (0,19–0,98)		23 (9–34)		1,40 (1,20–1,66)	
7. starobní důchodce	367 (20,4)	0,53 (0,30–0,91)		22 (14–34)		1,27 (1,11–1,54)	

Pozn.: Q1 = dolní kvartil (25%), Q3 = horní kvartil (75%); n.s. = nesignifikantní výsledek, ***p < 0,001, **p < 0,005, *p < 0,05.

P hodnota přísluší srovnání všech skupin, zatímco vztahy uvedené v závorkách jsou výsledkem vícenásobného porovnávání skupin.

skórů ve všech dimenzích ve srovnání s českou populací. V britském souboru jsou kromě škály interpersonální senzitivity a indexu PSDI hodnoty ve všech subškálách významně nižší oproti českému reprezentativnímu souboru. V izraelském souboru jsou všechny hodnoty kromě subškál interpersonální senzitivity a fobické úzkosti významně vyšší v porovnání s českým souborem.

Tab. 6 Průměry a směrodatné odchylky jednotlivých subškál BSI-53 v českém reprezentativním vzorku (N = 1800) a jejich srovnání s hodnotami z německé, britské a izraelské studie (t-test)

Subškála BSI-53	Česko N = 1800 M (SD)	Německo N = 600 M (SD)	V. Británie N = 376 M (SD)	Izrael N = 510 M (SD)
Somatizace	0,49 (0,59)	0,27 (0,32)***	0,43 (0,57)	0,62 (0,68)***
Obsese-kompulze	0,79 (0,61)	0,52 (0,44)***	0,59 (0,63)***	0,94 (0,79)***
Interpersonální senzitivita	0,64 (0,69)	0,42 (0,43)***	0,58 (0,72)	0,68 (0,71)
Deprese	0,54 (0,67)	0,28 (0,37)***	0,42 (0,65)**	0,70 (0,69)***
Úzkost	0,55 (0,78)	0,34 (0,34)***	0,45 (0,60)*	0,85 (0,71)***
Hostilita	0,55 (0,60)	0,33 (0,34)***	0,44 (0,60)**	0,72 (0,70)***
Fobická úzkost	0,42 (0,58)	0,15 (0,24)***	0,24 (0,50)***	0,46 (0,61)
Paranoidní myšlení	0,66 (0,65)	0,34 (0,39)***	0,54 (0,65)**	0,91 (0,78)***
Psychoticizmus	0,38 (0,57)	0,19 (0,28)***	0,27 (0,48)***	0,57 (0,62)***
GSI	0,56 (0,52)	0,31 (0,23)***	0,44 (0,47)***	0,72 (0,59)***
PST	19,90 (13,60)	13,2 (8,13)***	14,46 (10,43)***	–
PSDI	1,34 (0,38)	1,19 (0,30)***	1,38 (0,56)	–

Pozn.:***p < 0,001, **p < 0,005, *p < 0,05

Percentilové tabulky pro tvorbu norem

Percentilové tabulky (tab. 7a, 7b) hodnot GSI – obecného ukazatele závažnosti příznaků stratifikovaných podle pohlaví a věku respondentů, jsou součástí online přílohy tohoto článku, která je pod položkou Nástroje dostupná na adrese: oushi.upol.cz/publikace_vse/. Percentil udává procento osob s hodnotou GSI pod daným skórem a polovinu z procent respondentů, kteří daný skór získali (Crawford, Garthwaite, Slick, 2009).

DISKUSE

Cílem studie bylo ověření faktorové struktury české verze BSI-53 a jejich subškál a popis základních psychometrických vlastností BSI-53. Vzhledem na reprezentativnost souboru bylo dalším cílem posouzení sociodemografických rozdílů v různých skupinách obyvatelstva, porovnání výsledků z několika zahraničních studií a vytvoření základu pro tvorbu norem v české neklinické populaci.

Subškály BSI-53 mezi sebou signifikantně středně silně až silně korelují, podobně jako v jiných studiích (např. Loutsiou-Ladd, Panayioutou, Kokkinos, 2008). CFA ukázala dobrou shodu původního devítifaktorového modelu s daty, porovnatelně s maďarskými autory (Urban et al., 2014) a také ukrajinskými autory (Sereda, Dem-

bitskyi, 2016). V posledně zmíněné studii byly k výpočtům rovněž použity polychorické korelace.

Výsledky v našem souboru hovoří spíše pro původní devítifaktorovou strukturu než pro často navrhovaný unidimenzionální model měřící jediný konstrukt – obecný psychický stres (Benishek et al., 1998; Loutsiou-Ladd et al., 2008; Piersma et al., 1994; Ramirez et al., 2000). Distribuce položek v devíti subškálách umožňuje přesnější klinické zhodnocení než pouze celkový skór. Nicméně silné vzájemné vztahy mezi subškálami a vysoká vnitřní konzistence GSI naznačují, že devítifaktorový model postihuje blíže příbuzné konstrukty.

Vnitřní konzistence všech devíti subškál BSI-53 byla uspokojivá, v případě GSI (celkového indexu závažnosti) výborná. Hodnoty Cronbachova alfa byly srovnatelné, resp. vyšší než v jiných neklinických studiích (např. Gilbar, Ben-Zur, 2002; Sereda, Dembitskyi, 2016; Schwannauer, Chetwynd, 2007), v německé studii byly dokonce v populačním vzorku 600 dospělých neuspokojivé hodnoty Cronbachova alfa pro subškály psychotismu a fobické úzkosti (Franke, 1997).

Škály BSI-53 středně silně záporně korelují s položkami psychického zdraví SF-8, což poukazuje na konvergentní validitu. Podobný vztah prokázali autoři Hahn et al. (2015) v studii u klinické populace, se zjištěním středně silných záporných korelací mezi škálami SCL-90 a položkami psychického zdraví SF-36.

Při porovnávání rozdílů v charakteristikách jednotlivých subškál BSI-53 mezi českou studií a vybranými zahraničními studii je potřebné vzít do úvahy poměrně dlouhý časový odstup mezi aktuální studií a využitými zahraničními studii, které proběhly v nedávné historii (15–28 let). Výsledky mezinárodního porovnání mohou být též ovlivněny odlišným socioekonomickým, geopolitickým a kulturním prostředím jednotlivých zemí. Hrubé skóry ve všech dimenzích a indexech jsou v aktuální české studii významně vyšší než v německém populačním vzorku 600 respondentů (Franke, 1997; Franke et al., 2000). Nižší skóry v německém populačním vzorku jsou, kromě výše zmíněných vlivů, vysvětlitelné také odlišným způsobem získání vzorku – metodou sněhové koule, přičemž byli dopředu vyloučeni ti lidé, kteří mají aktuální zdravotní či psychické potíže. Dá se předpokládat, že v našem vzorku byli zachyceni i lidé, kteří mají psychické potíže. Naproti tomu v izraelské neklinické studii byly u 510 respondentů vyšší skóry ve všech dimenzích kromě interpersonální senzitivity a fobické úzkosti (Gilbar, Ben-Zur, 2002), což zřejmě souvisí s vyšší stresovaností izraelského obyvatelstva vleklým válečným konfliktem. Hrubé skóry v české populaci jsou významně vyšší v téměř všech dimenzích kromě IS a indexu PSDI než v britském komunitním vzorku 376 respondentů (Francis, Rajan, Turner, 1990). Kromě dříve zmíněných vlivů mohou být rozdíly ovlivněny odlišnou metodikou (online sběr a menší velikost britského vzorku). Dá se předpokládat, že při porovnání skóru subškál BSI-53 se skupinami ambulancních či hospitalizovaných pacientů (např. Derogatis, Melisarotos, 1993; Ryan, 2007) by byly skóry ve všech dimenzích v našem neklinickém souboru významně nižší.

V našem souboru dosahují ženy významně vyšších skóru oproti mužům, nejen v sumárních indexech GSI a PST, ale i v pěti subškálách: somatizaci, interpersonální senzitivě, depresi, úzkosti a fobické úzkosti. Tyto rozdíly mohou být důsledkem odlišné citlivosti ke zkoumaným symptomům či rozdílné ochotě je připustit. Častější stížnosti na somatické příznaky, jejich větší intenzitu, četnost i frekvenci u žen ve srovnání s muži popisují Barsky, Peekna a Borus (2001). Autoři uvažují o příčinách ve vrozených rozdílech somatického a viscerálního vnímání, rozdílech v udělování významu a popisu symptomů. Podobně autoři Nakao et al. (2001) ve studii s 1132 pa-

cienty s použitím dotazníků SCL-90 popisují vyšší sklon žen (zejména neprovdaných) referovat o somatických symptomech.

Zvyšující se skóry somatizace se vzrůstajícím věkem byly zjištěny i v jiných studiích (např. Ritsner et al., 2000; Ryan, 2017). Otázky na škále somatizace se ptají na „bolesti u srdce nebo na prsou“, „pocit, že se nemůžete pořádně nadechnout“ nebo na „pocity slabosti v některých částech těla“. U mladších jedinců mohou tyto projevy poukazovat na somatizovanou úzkost, avšak ve vyšším věku mohou být tyto příznaky reálnými doprovodnými symptomy onemocnění ve vyšším věku. Skóry hostility byly ve starších věkových skupinách nižší, podobně jako v britské klinické studii (Ryan, 2007). Srovnatelnost mezi výsledky české a britské studie ovšem neplatí u škál interpersonální senzitivita a psychoticismus, které v českém reprezentativním vzorku zůstávaly podobné ve všech kategoriích na rozdíl od britské klinické populace, kde s věkem klesaly. Protože se v britské studii jednalo o lidi navštěvující odbornou psychiatrickou či psychologickou pomoc, lze předpokládat, že případné psychotické fenomény byly včas rozpoznány a adekvátně (za)lčeny; rozdíl může být způsoben též odlišnou sociální situací v Británii.

Index PSDI nabývá významně vyšších hodnot pro věkovou skupinu nad 65 let ve srovnání s věkovými skupinami od 30 do 49 let (viz tab. 5). V souladu s tímto nálezem byla v americké studii u respondentů s průměrným věkem 74 let zjištěna významně vyšší míra nepohody ve všech dimenzích v porovnání s mladšími dospělými (Hale, Cochran, Hedgepeth, 1984), což se ale nepotvrdilo v britských studiích (Francis et al., 1990; Ryan, 2007).

Lidé žijící o samotě vykazují významně vyšší hodnoty ve skóru GSI a také v dimenzi obsese-kompulze, deprese, úzkosti, fobické úzkosti a psychoticismu. Napak život v partnerském vztahu je významně spojený s nižší mírou nepohody a nižším počtem psychopatologických symptomů. Rozvedení, ovdovělí a osaměle žijící respondenti měli vyšší celkovou závažnost symptomů v porovnání s lidmi žijícími v manželství rovněž v izraelské studii (Gilbar, Ben-Zur, 2002). Ke stejným závěrům, týkajícím se významu blízkých vztahů pro duševní a tělesné zdraví i délku života, dospěla Harvardská studie dospělého vývoje (Vaillant, 2002) i další studie zkoumající sociální vztahy a zdraví.

Česká verze dotazníku BSI-53 – *Stručný inventář symptomů*¹ představuje poměrně krátký a spolehlivý nástroj k zjištění přítomnosti psychopatologických symptomů a pro hodnocení psychické nepohody. Je možné jej zařadit do rozsáhlejších testových baterií i použít pro předběžné testování v klinické praxi stejně jako v obecné populaci. Kromě toho může být použita ve výzkumu účinnosti terapeutických a psychoterapeutických metod.

Omezení studie

Při porovnávání s jinými studii je třeba brát do úvahy způsob sběru dat technikou standardizovaného rozhovoru a také skutečnost, že dotazník byl součástí delší dotazníkové baterie.

¹ Autorská práva dotazníku BSI-53 vlastní společnost Pearson.
[http://www.pearsonclinical.co.uk/Psychology/AdultMentalHealth/AdultMentalHealth/BriefSymptomInventory\(BSI\)/ForThisProduct/Permissions.aspx](http://www.pearsonclinical.co.uk/Psychology/AdultMentalHealth/AdultMentalHealth/BriefSymptomInventory(BSI)/ForThisProduct/Permissions.aspx)

LITERATURA

- Barkham, M., Stiles, W. B., Connell, J., & Mellor-Clark, J. (2012). Psychological treatment outcomes in routine NHS services: What do we mean by treatment effectiveness? *Psychol. Psychother.-Theory Res. Pract.*, 85, 1-16.
- Barsky, A. J., Peekna, H. M., & Borus, J. F. (2001). Somatic symptom reporting in women and men. *J. Gen. Intern. Med.*, 16, 266-275.
- Bartůšková, L., Kabát, J., Kaščíková, N., Furstová, J., Glogar, J., Heveri, M., Hašto, J. & Tavel, P. (2018). Psychometrická analýza české verze dotazníku Zdraví a spokojenost (SF-8 Health Survey). *Československá psychologie*, 62(Suppl.1), 40-45.
- Benishek, L. A., Hayes, C. M., Bieschke, K. J., & Stoffelmayr, B. E. (1998). Exploratory and confirmatory factor analyses of the brief symptom inventory among substance abusers. *J. Subst. Abuse*, 10, 103-114.
- Bieščad, M., & Szeliga, P. (2006). Skúsenosti s použitím sebehodnotiacej škály Symptom Checklist-90 (SCL-90) na výberech slovenských psychiatrických pacientov a bežnej populácie. *Psychiatria*, 13, 25-31.
- Boleloucky, Z., & Horvath, M. (1974). SCL-90 rating scale: first experience with the Czech version in healthy male scientific workers. *Act Nerv Super*, 16(2), 115-116.
- Boleloucký, Z., Plevová, J., & Smulevič, A. B. (1993). *Hraniční stavy v psychiatrii*. Praha: Grada Avicenum.
- Boleloucký, Z., & Polach, J. (1989). Discriminant analysis of items in the SCL-90 questionnaire in borderline patients and controls: A methodological study. *Act Nerv Super*, 31(2), 122-124.
- Canetti, L., Shalev, A. Y., & Denour, A. K. (1994). Israeli adolescent norms of the brief symptom inventory (BSI). *Israel Journal of Psychiatry and Related Sciences*, 31, 13-18.
- Cote, S., & Vezina, J. (1996). Reliability and validity of the Brief Symptom Inventory in a French-speaking elderly population. *Int. J. Psychol.*, 31, 84113-84113.
- Cramer, A., Schuetz, C., Andrae, A., Koemeda, M., Schulthess, P., Tschuschke, V., & von Wyl, A. (2016). The Brief Symptom Inventory and the Outcome Questionnaire-45 in the assessment of the outcome quality of mental health interventions. *Psychiatry Journal*, 2016, 7830785.
- Crawford, J. R., Garthwaite, P. H., & Slick, D. J. (2009). On percentile norms in neuropsychology: Proposed reporting standards and methods for quantifying the uncertainty over the percentile ranks of test scores. *Clinical Neuropsychologist*, 23, 1173-1195.
- Daoud, F. S., & Abojedi, A. A. (2010). Equivalent factorial structure of the Brief Symptom Inventory (BSI) in clinical and nonclinical Jordanian populations. *European Journal of Psychological Assessment*, 26, 116-121.
- Derogatis, L. R. (1993). *Brief Symptom Inventory; Administration, Scoring & Procedures Manual* (4th Ed.). Minneapolis. MN: NCS Pearson.
- Derogatis, L. R. (2001). *Brief Symptom Inventory (BSI)-18: Administration, scoring and procedures manual*. Minneapolis, MN: NCS Pearson.
- Derogatis, L. R., Lipman, R., & Covi, L. (1977). SCL-90. *Administration, scoring and procedures manual-I for the R (revised) version and other instruments of the Psychopathology Rating Scales Series*. Chicago: Johns Hopkins University School of Medicine.
- Derogatis, L. R., Lipman, R. S., & Covi, L. (1973). SCL-90: an outpatient psychiatric rating scale-preliminary report. *Psychopharmacol Bull*, 9(1), 13-28.
- Derogatis, L. R., & Melisaratos, N. (1983). The Brief Symptom Inventory: An introductory report. *Psychol. Med.*, 13, 595-605.
- Derogatis, L. R., Rickels, K., & Rock, A. F. (1976). SCL-90 and MMPI - Step in validation of a new self-report scale. *Br. J. Psychiatry*, 128, 280-289.
- Derogatis, L. R., & Spencer, M. S. (1982). *Brief symptom inventory: BSI. Administration, scoring and procedures manual-I*. Baltimore, MD: Johns Hopkins University School of Medicine.
- Endermann, M. (2005). The Brief Symptom Inventory (BSI) as a screening tool for psychological disorders in patients with epilepsy and mild intellectual disabilities in residential care. *Epilepsy Behav*, 7, 85-94.
- Francis, V. M., Rajan, P., & Turner, N. (1990). British community norms for the Brief Symptom Inventory. *British Journal of Clinical Psychology*, 29(1), 115-116.
- Franke, G. H. (1997). Erste studien zur güte des Brief Symptom Inventory (BSI). *Z Med Psychol*, 6(159), 66.
- Franke, G. H. (2000). *Brief Symptom Inventory von L. R. Derogatis (Kurzform der SCL-90-R) - Deutsche Version. Manual*. Göttingen: Beltz Test GmbH.
- Gampe, K., Bieščad, M., Balúnová-Labaničová, L., & Timuľák, L. (2007). Slovenská adaptácia metódy CORE-OM. *Česká a slovenská psychiatrie*, 103, 4-13.

- Geisheim, C., Hahlweg, K., Fiegenbaum, W., Frank, M., Schröder, B., & von Witzleben, I. (2002). The German version of the Brief Symptom Inventory (BSI): Reliability and validity in a sample of outpatient psychotherapy patients. *Diagnostica*, 48, 28-36.
- Gilbar, O., & Ben-Zur, H. (2002). Adult Israeli community norms for the Brief Symptom Inventory (BSI). *Int. J. Stress Management*, 9, 1-10.
- Hale, W. D., Cochran, C., & Hedgepeth, B. E. (1984). Norms for the elderly on the Brief Symptom Inventory. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 52(2), 321.
- Johnson, M. E., Chipp, C. L., Brems, C., & Neal, D. B. (2008). Receiver operating characteristics for the Brief Symptom Inventory Depression, Paranoid Ideation, and Psychoticism scales in a large sample of clinical inpatients. *Psychol. Rep.*, 102, 695-705.
- Jones, M. P., Sharp, L. K., & Crowell, M. D. (2005). Psychosocial correlates of symptoms in functional dyspepsia. *Clinical Gastroenterology and Hepatology*, 3(6), 521-528.
- Kaiser, H. F., & Cerny, B. A. (1979). Factor analysis of the image correlation matrix. *Educ. Psychol. Meas.*, 39, 711-714.
- Kellett, S., Beail, N., Newman, D. W., & Hawes, A. (2004). The factor structure of the brief symptom inventory: Intellectual disability evidence. *Clin. Psychol. Psychother.*, 11, 275-281.
- Kukan, M., & Kukanová, P. (2012). Low back pain a deprese - vzájemný vztah. Česká a slovenská neurologie a neurochirurgie, 75/108(3), 291-295.
- Lera, S., Gelman, S. M., López, M. J., Abenoz, M., Zorrilla, J. G., Castro-Fornieles, J., & Salamero, M. (2009). Multidisciplinary treatment of fibromyalgia: does cognitive behavior therapy increase the response to treatment? *Journal of Psychosomatic Research*, 67(5), 433-441.
- Loutsiou-Ladd, A., Panayiotou, G., & Kokkinos, C. M. (2008). A review of the factorial structure of the Brief Symptom Inventory (BSI): Greek evidence. *International Journal of Testing*, 8, 90-110.
- Loutsiou-Ladd, A., Panayiotou, G., & Kokkinos, C. M. (2006). The utility and constraints of the Brief Symptom Inventory (BSI): Greek evidence. *Psychol. Health*, 21, 93-93.
- Lutz, W., Schürch, E., Stulz, N., Böhnke, J. R., Schöttke, H., Rogner, J., Wiedl, K. H. et al. (2009). Development and psychometric properties of a questionnaire to evaluation psychotherapeutic processes. *Diagnostica*, 55, 106-116.
- Musetti, A., Terrone, G., Corsano, P., Magnani, B., & Salvatore, S. (2016). Exploring the link among state of mind concerning childhood attachment, attachment in close relationships, parental bonding, and psychopathological symptoms in substance users. *Frontiers in psychology*, 7, 9.
- Nakao, M., Fricchione, G., Zuttermeister, P. C., Myers, P., Barsky, A. J., & Benson, H. (2001). Effects of gender and marital status on somatic symptoms of patients attending a mind/body medicine clinic. *Behav. Med.*, 26, 159-168.
- Pereda, N., Forn, M., & Pero, M. (2007). Dimensional structure of the brief symptom inventory with Spanish college students. *Psicothema*, 19, 634-639.
- Piersma, H. L., Boes, J. L., & Reaume, W. M. (1994). Unidimensionality of the brief symptom inventory (BSI) in adult and adolescent inpatients. *Journal of Personality Assessment*, 63, 338-344.
- Ramirez, N. A., Alvarez, M. C. B., & Galan, I. C. (2000). Reliability and factor structure of the Brief Symptom Inventory (BSI) in adults. *Psicol. Conduct.*, 8, 73-83.
- Recklitis, C. J., Blackmon, J. E., & Chang, G. (2017). Validity of the Brief Symptom Inventory-18 (BSI-18) for identifying depression and anxiety in young adult cancer survivors: comparison with a Structured Clinical Diagnostic Interview. *Psychological Assessment*, 29(10), 1189-1200.
- Reibel, D. K., Greeson, J. M., Brainard, G. C., & Rosenzweig, S. (2001). Mindfulness-based stress reduction and health-related quality of life in a heterogeneous patient population. *General Hospital Psychiatry*, 23(4), 183-192.
- Ritsner, M., Ponizovsky, A., Kurs, R., & Modai, I. (2000). Somatization in an immigrant population in Israel: a community survey of prevalence, risk factors, and help-seeking behavior. *American Journal of Psychiatry*, 157(3), 385-392.
- Rubel, J. A., Zimmermann, D., Muller, V., & Lutz, W. (2017). Quality assurance in outpatient psychotherapy. *Psychother. Psychosom. Med. Psychol.*, 67, 436-448.
- Ruiperez, M. A., Ibanez, M. I., Lorrente, E., Moro, M., & Ortet, G. (2001). Psychometric properties of the Spanish version of the BSI - Contributions to the relationship between personality and psychopathology. *European Journal of Psychological Assessment*, 17, 241-250.
- Řiháček, T., & Juhová, D. (2016). Monitorování účinnosti v psychoterapii a poradenství. *Testforum*, 5(7), 1-13.
- Sereda, Y., & Dembitskyi, S. (2016). Validity assessment of the symptom checklist

- SCL-90-R and shortened versions for the general population in Ukraine. *BMC Psychiatry*, 16, 11.
- Schwannauer, M., & Chetwynd, P. (2007). The Brief Symptom Inventory: A validity study in two independent Scottish samples. *Clin. Psychol. Psychother.*, 14, 221-228.
- Tay, L., Tan, K., Diener, E., & Gonzalez, E. (2013). Social relations, health behaviors, and health outcomes: A survey and synthesis. *Appl. Psychol.-Health Well Being*, 5, 28-78.
- Urban, R., Kun, B., Farkas, J., Paksi, B., Kokonyei, G., Unoka, Z., Felvinczi, K. et al. (2014). Bifactor structural model of symptom checklists: SCL-90-R and Brief Symptom Inventory (BSI) in a non-clinical community sample. *Psychiatry Research*, 216, 146-154.
- Vaillant, G. E. (2002). *Aging well: surprising guideposts to a happier life from the Landmark Harvard study of adult*. Boston: Little Brown.
- Wieland, J., & Zitman, F. G. (2016). Brief Symptom Inventory symptom profiles of outpatients with borderline intellectual functioning and major depressive disorder or posttraumatic stress disorder: Comparison with patients from regular mental health care and patients with Mild Intellectual Disabilities. *Res Dev Disabil*, 51-52, 153-159.
- SOUHRN**
- Posuzování psychopatologických symptomů je důležitou součástí výzkumné a klinické praxe. Studie zkoumá psychometrické vlastnosti české verze dotazníku Brief Symptom Inventory (BSI-53, Stručný inventář příznaků) a vytváří základ pro tvorbu norem pro českou neklinickou populaci. Dotazník BSI-53 je kratší multidimenzionální verzi dotazníku Symptom Checklist (SCL 90-R), sloužícího ke zjištění přítomnosti psychopatologických symptomů. Zkoumaný nástroj obsahuje devět subškál a tři celkové indexy: GSI (Obecný ukazatel závažnosti), PSDI (Index závažnosti přítomných symptomů) a PST (Celkový počet přítomných symptomů).
- Metody.* Na reprezentativním výběru české populace (N = 1800, věk průměr 46,4, SD 17,4, 48,7 % mužů) byly provedeny statistické analýzy sesbíraných údajů BSI-53. Ke zjištění konvergentní validity byl použitý dotazník posuzující fyzické a psychické zdraví SF-8.
- Výsledky.* Jednotlivé subškály BSI-53 mezi sebou středně silně až silně korelují, Spearmanovy korelační koeficienty nabývají hodnot 0,45–0,75. Konfirmační faktorová analýza pro standardní devitifaktorový model ukázala, že náboje všech položek na jednotlivé faktory jsou středně vysoké až vysoké (s hodnotami 0,55–0,87). Tento model vykazuje dostatečnou shodu s našimi daty: $\chi^2(1091) = 4328,2$, $p < 0,001$, CFI = 0,994, TLI = 0,994, SRMR = 0,045, RMSEA = 0,041 (90% CI = 0,039–0,042). Vnitřní konzistence všech devíti BSI subškál a také celé škály dané obecným ukazatelem závažnosti (GSI) je vysoká. Hodnota Cronbachova $\alpha = 0,97$ (95% CI 0,97–0,98), McDonaldova koeficientu $\omega_h = 0,84$ a $\omega_c = 0,97$. Konvergentní validita, posuzovaná korelacemi se subškálou *psychické zdraví* dotazníku SF-8, se jeví být středně vysoká až vysoká. Byly zjištěny signifikantní rozdíly ve výskytu psychopatologických symptomů mezi různými sociodemografickými skupinami obyvatelstva ČR a mezi českým souborem a vybranými zahraničními soubory (Německo, Velká Británie, Izrael).
- Závěr.* Stručný inventář příznaků BSI-53 je relativně krátký, reliabilní nástroj k hodnocení psychopatologických symptomů. Míru užitečnosti nástroje v klinické práci a zhodnocení jeho potenciálu identifikovat klinické syndromy a citlivost k detekování změny je třeba doložit dalšími studii.

PSYCHOMETRICKÁ ANALÝZA ČESKÉ VERZE DOTAZNÍKU ZDRAVÍ A SPOKOJENOSTI (SF-8 HEALTH SURVEY)

LUDMILA BARTUŠKOVÁ^{1,2}, JAROMÍR KABÁT^{1,3}, NATÁLIA KAŠČÁKOVÁ^{1,4}, JANA FÜRSTOVÁ¹, PETR GLOGAR¹, MICHAL HEVERI¹, JOZEF HAŠTO^{1,4,5}, PETER TAVEL¹

¹Institut sociálního zdraví, Univerzita Palackého v Olomouci

²Denní psychoterapeutické sanatorium Ondřejov s.r.o., Praha

³Psychosomatická klinika, Praha

⁴Psychiatricko-psychoterapeutická prax, Pro mente sana, Bratislava

⁵Vysoká škola zdravotníctva a sociálnej práce sv. Alžbety, Bratislava

ABSTRACT

The psychometric analysis of the Czech version of the SF-8 Health Survey

L. Bartušková, J. Kabát, N. Kaščáková, J. Fürstová, P. Glogar, M. Heveri, J. Hašto, P. Tavel

Objectives. The SF-8 Health Survey Questionnaire is an effective health-related quality of life (HRQOL) measurement tool consisting of eight items. The aim of the study was to verify the factor structure of the Czech version of the questionnaire, to describe the basic psychometric properties of the tool, to develop a basis for the creation of standards based on the analysis of the results from a representative sample and to compare the global scores between respondents with and without chronic health problems.

Sample and settings. A nationally representative sample of 1800 Czech respondents (N = 1800, age 46.4, SD 17.4, 48.7% men) participated in the survey focused on health issues.

Results: Females achieved lower scores in all items compared with males, except for physical functions and total physical health. With increasing age, the individual items, as well as the PCS (physical component summary) and the MCS (mental component summary) scores, declined for both genders. Thus, higher age was associated with worse subjective health status. Respondents with higher education showed a higher quality of life in the sphere of both mental and physical health experience. The study re-

vealed differences between healthy and chronically ill patients with back pain, hypertension, depression, allergy and migraine for all diseases in the overall PCS and MCS scores. In order to assess the number of factors, the Kaiser criterion, scree plot, Parallel Analysis (PA) and Minimum Average Partial test (MAP) were used. All of these methods resulted into a two-factor solution. Confirmation factor analysis confirmed the model's compliance for our data. A Cronbach's alpha of 0.92 and McDonald's coefficient omega with a value of 0.94 showed that the Czech version of the SF-8 Health Survey is a tool with high internal consistency and reliability.

Conclusion. The Czech version of the SF-8 Health Survey is a tool with high internal consistency and reliability, suitable for use in research and practice.

key words:

SF-8 Health Survey, construct validity, reliability, exploratory factor analysis, confirmatory factor analysis

kľúčová slova:

Dotazník zdraví a spokojenosti, konštruktová validita, reliabilita, explorační faktorová analýza, konfirmační faktorová analýza

N. K.; Institut sociálního zdraví na Univerzitě Palackého v Olomouci, Univerzitní 244/22, 771 11 Olomouc; e-mail: natalia.kascakova@oushi.upol.cz

Zpracování článku bylo možné díky finanční podpoře Cyrilometodějské teologické fakulty Univerzity Palackého v Olomouci v rámci projektu IGA-CMTF č. 2018 006.

ÚVOD

V posledních desetiletích je možné pozorovat v odborné literatuře nárůst zájmu o výzkum v oblasti kvality života podmíněné zdravím (HRQOL) nejen ve světě (např. Bakas et al., 2012; Hart et al., 2015), ale i u nás (např. Hrachovinová, Kebza, 2011; Mareš, 2005).

V současné době je častým nástrojem k měření HRQOL dotazník SF-8 Health Survey; podkladem pro jeho vznik byl hojně rozšířený a často používaný dotazník SF-36 Health Survey (Aaronson et al., 1992; Garratt et al., 1993; Ware, 1993; Ware, 2000; Ware, Gandek, 1998; Ware, Sherbourne, 1992).

Výhodou a přínosem dotazníku SF-8 je zejména jeho krátkost, obsahuje pouze osm položek (doba vyplnění nepřesáhne 1–2 minuty). Umožňuje zjištění fyzického a psychického stavu bez ohledu na věk i druh nemoci. Může být administrován a využíván i skupinou respondentů s nízkou úrovní gramotnosti (Roberts et al., 2008).

Všechny dotazníky odvozené od SF-36 jsou maximálně komparabilní, protože byly vytvořeny na stejném principu. Všechny formy jsou dostatečně validní a reliabilní (Ware, 2008). První validující studii dotazníku SF-8 v měření HRQOL provedli v USA, kde vznikla i delší verze dotazníku (Turner-Bowker et al., 2003). Ačkoliv primární výzkumný plán při tvorbě zkrácené verze zahrnoval všeobecnou populaci, SF-8 byl s úspěchem využíván i v různých klinických studiích (např. Bost et al., 2007; Lefante et al., 2005).

SF-8 byl vyvinut v angličtině a následně adaptován pro využití ve více než 40 zemích. Množství studií potvrzuje validitu dotazníku SF-8 ve Spojených státech (Ware et al., 2001). Hojně je využívána např. jeho japonská verze (Shim, 2006; Tokuda, 2009), kterou dále používala řada autorů (např. Hashine et al., 2009; Kishia et al., 2015; Kiyohara et al., 2010; Ogawa et al., 2009; Suekae et al., 2015; Sugimoto et al., 2008 aj.), německá verze (Beierlein et al., 2012; Ellert et al., 2005; Erhart et al., 2005), brazilská (Campolina et al., 2011) a španělská (Valles et al., 2010). Dotazník je s úspěchem používán na všech kontinentech, kromě již výše zmiňovaných též v Ugandě (Roberts et al., 2008), Namibii (Sagwa et al., 2016) a v Thajsku (Yiengprugsawan et al., 2014 aj.). Je možné jej využívat ve třech variantách – standardní (jak se respondent cítil za poslední 4 týdny), akutní (za poslední týden) a 24 hodinovou verzi (Ware et al., 2001).

Validací dotazníku SF-36 v ČR se zabývala katedra sociálního lékařství LF UK v Hradci Králové (Sobotík, 1998). Českou verzi dotazníku SF-36 publikoval P. Petr (Petr, 1999, 2000, 2001). Dotazníkem se zabývali též Závada (2013) a Holubová (2016).

Dotazník SF- Health Survey (v komparabilních formách 36, 12 a 8) se používá k výzkumným studiím u lidí s různými chronickými chorobami (Hopman et al., 2009), zejména kardiovaskulárními (Hong, 2015; Huber, Oldidge, Hofer, 2016), bolestmi zad (Ono et al., 2012; Suzuki et al., 2016), alergiemi (Shaku et al., 2015), depresemi (Aritake et al., 2015; Hinz et al., 2014; Kawamura et al., 2013), migrénou (Turner-Bowker, 2003) a astmatem (Wilson, 2012).

Validace dotazníku SF-8 dosud nebyla v ČR provedena, proto se psychometrickými charakteristikami dotazníku zabýváme v naší studii. Jejím cílem je 1) ověření faktorové struktury české verze dotazníku SF-8 Health Survey, 2) popis základních psychometrických vlastností tohoto nástroje, 3) vytvoření základu pro tvorbu norem na základě analýzy výsledků reprezentativního výběrového souboru a 4) porovnání globálních skóre mezi respondenty s chronickými zdravotními potížemi a bez nich.

METODY

Výzkumný soubor a sběr dat

Výzkumné nástroje a znění otázek byly v rámci předvýzkumu ověřeny na 206 respondentech. Vlastní výzkum byl poté realizován profesionálně vyškolenými administrátory v září a říjnu 2016. Terénní šetření bylo provedeno technikou standardizovaného řízeného rozhovoru tazatele s respondentem (face-to-face). Konečná podoba tazatelského archu byla stanovena na základě výsledků předvýzkumu. Celkem bylo osloveno 2184 náhodně vybraných občanů, z nichž 384 (17,6 %) rozhovor odmítlo poskytnout. Většinou se jednalo o muže a ženy do 24 let. Mezi nejčastější důvody odmítnutí patřil nedostatek času (39,2 %), nezájem o účast a nedůvěra k výzkumu (24,0 %), nevyhovující téma výzkumu a osobní charakter otázek (17,2 %) a délka a náročnost dotazníku (11,2 %). Vlastní výzkumný soubor je tvořený 1800 respondenty z České republiky vybranými náhodným výběrem pomocí kvót. Soubor je reprezentativním vzorkem populace České republiky ve věku nad 15 let z hlediska pohlaví (48,7 % mužů), věku (průměrný věk 46,41, SD = 17,40), vzdělání (základní 7,8 %, středoškolské 72,0 % a vysokoškolské 20,2 %) a regionální příslušnosti.

Nástroje

Dotazník SF-8 posuzuje fyzické a psychické zdraví na základě osmi domén: 1. všeobecné vnímání zdraví (general health, GH); 2. fyzické funkce (physical functioning, PF); 3. omezení fyzických aktivit (role physical, RP); 4. bolest (bodily pain, BP); 5. vitalita (vitality, VT); 6. sociální fungování (social functioning, SF); 7. vnímání psychického zdraví (mental health, MH); 8. emoční omezení rolí (role emotional, RE). Každá z těchto domén je v dotazníku SF-8 zastoupena jednou položkou. Z dotazníku je možné vypočítat celkové fyzické zdraví PCS (Physical Component Summary), a celkové psychické zdraví MCS (Mental Component Summary) (Ware et al., 2001).

Český překlad dotazníku byl vytvořen standardní IQOLA překladovou metodologií v USA (Bullinger et al., 1998) a zaslán po vyžádání Institutu sociálního zdraví za účelem použití v rozsáhlejší studii¹. Metodika IQOLA zahrnuje několikere nezávislé překlady odbornými překladateli – rodilými mluvčími z dané země; sloučení překladů do jednotné formy, zpětný překlad do angličtiny sloužící ke kontrole konceptuální shody s originálním nástrojem; následné kvalitativní testování na malém souboru rodilých mluvčích v ČR a mezinárodní harmonizaci s 16 dalšími překlady SF-8 TM Health Survey, které byly vytvořeny v téže době.

Česká verze *Dotazníku zdraví a spokojenosti* (SF-8 Health Survey) hodnotí zdravotní stav v posledních 4 týdnech osmi otázkami mapujícími osm výše popsaných domén. Kvantifikuje se subjektivní prožívání respondenta v dané oblasti: otázky 1 a 4 poskytují šest možností odpovědí, zbylé otázky pět možností (vůbec ne, trochu, nějaké, poměrně dost, nemohl jsem provádět činnost). Každá odpověď je z důvodu zachování komparability mezi jednotlivými verzemi dotazníku SF skórována podle dotazníku SF-36, verze 2, škálovacího normovaného skóru, který byl vytvořen v r. 1998 pro USA populaci. Skór je normován ve formě tzv. T-skóru s průměrnou hodnotou 50 a směrodatnou odchylkou 10. Vyšší hodnota skóru indikuje lepší zdravotní stav.

Sociodemografické údaje byly zjišťovány v první části dotazníku a zahrnovaly otázky na pohlaví, věk, nejvyšší dosažené vzdělání, ekonomickou aktivitu a výskyt chronických onemocnění.

¹ O licenci na použití českého překladu SF-8 lze požádat na adrese: <http://campaign.optum.com/optum-outcomes/what-we-do/health-surveys/sf-8-health-survey.html>.

Statistická analýza dat

Distribuce jednotlivých položek dotazníku byla vyhodnocena pomocí histogramů a jejich normalita byla ověřena Shapiro-Wilkovým testem normality. Protože data nespĺňovala předpoklad normálního rozdělení, byly ke statistickým analýzám použity neparametrické metody. Pro zhodnocení rozdílů výsledků podle pohlaví a léčení pro chronická onemocnění byl použit Wilcoxonův dvouvýběrový test, v ostatních případech byla provedena analýza rozptylu pomocí Kruskal-Wallisova testu. Na p hodnoty z vícenásobného porovnávání skupin byla použita Bonferroniho korekce. Vzájemná korelace jednotlivých položek škály byla hodnocena pomocí Spearmanova korelačního koeficientu. K určení počtu faktorů byla použita kombinace metod Kaiserovo (K1) kritérium, sutinový graf, paralelní analýza (PA) a test Minimum average partial (MAP). Jelikož jsou jednotlivé položky dotazníku ordinálního charakteru, byly analýzy PA i MAP provedeny na matici polychorických korelací s využitím balíku `random.polychor.pa` v programovacím prostředí R. Explorační faktorová analýza (EFA) byla počítána metodou WLS (Weighted Least Squares) na základě matice polychorických korelací. Vzhledem k vyšší korelovanosti jednotlivých položek škály byla při ní využita šikmá rotace (Oblimin). EFA byla počítána pomocí balíku `Psych` programu R. Dimenzionální struktura dotazníku byla testována konfirmační faktorovou analýzou (CFA) s využitím matice polychorických korelací. CFA byla provedena pomocí balíku `lavaan` v programu R, kde je jako metoda odhadu parametrů z ordinálních dat používána metoda DWLS (Diagonally Weighted Least Squares). Vnitřní konzistence škály byla hodnocena s využitím Cronbachova koeficientu alfa a McDonaldova koeficientu omega. Pro srovnání hodnot celkového fyzického zdraví PCS a celkového psychického zdraví MCS u osob trpících vybranými chronickými chorobami byly použity metody regresní analýzy (lineární modely). Jelikož se jedná o reprezentativní data, byly vytvořeny percentilové tabulky stratifikované podle pohlaví a věku respondentů. Všechny analýzy byly provedeny s použitím softwaru IBM SPSS Statistics verze verze 21 a R 3.4.0.

VÝSLEDKY

Deskriptivní statistika a porovnání sociodemografických skupin

Popisné charakteristiky datového souboru a výsledky srovnání souhrnných ukazatelů PCS a MCS mezi sociodemografickými skupinami jsou uvedeny v tab. 1. Při analýze odpovědí jednotlivých položek dotazníku SF-8 se ukázalo, že u RP, RE, MH více než 40 % respondentů dosahuje maximální hodnoty (40,8 % u RP, 42,4 % u MH a 47,2 % u RE). U zbylých položek dosahuje maximální hodnoty 11,4 % (VT) – 37,9 % (SF) respondentů.

Výsledky Wilcoxonova a Kruskal-Wallisova testu naznačují trendy v ukazatelích celkového fyzického zdraví a celkového psychického zdraví mezi různými sociodemografickými skupinami. Kromě srovnání ukazatelů celkového fyzického zdraví (PCS) a celkového psychického zdraví (MCS) byly srovnány sociodemografické skupiny i v rámci jednotlivých položek dotazníku SF-8. Ženy dosahují nižších skóreů oproti mužům, kromě fyzických funkcí. Výsledek srovnání PCS naznačuje, že není významný rozdíl mezi celkovým fyzickým zdravím mezi pohlavími. Celkové psychické zdraví se jeví být lepší u mužů. S přibývajícím věkem dochází u obou pohlaví ke zhoršení subjektivního hodnocení fyzického zdraví, které se projevuje poklesem skóreů jednotlivých položek SF-8 i celkového indexu PCS. Subjektivní vnímání psychického zdraví zaznamenává jen mírný pokles s přibývajícím věkem. Tento pokles však narušuje věková skupina 30–39 let, která má nejvyšší hodnoty MCS i jednotli-

Tab. 1 Popisné charakteristiky datového souboru a výsledky neparametrického porovnání souhrnných ukazatelů celkového fyzického zdraví (PCS) a celkového psychického zdraví (MCS) dotazníku SF-8 (Wilcoxonův dvou výběrový test a Kruskal-Wallisův test)

	n (%)	PCS Medián (Q1–Q3)	Srovnání PCS mezi skupinami	MCS (Q1–Q3)	Medián (Q1–Q3)	Srovnání MCS mezi skupinami
<i>Pohlaví</i>						
1. mužské	877 (48,7)	50,16 (42,15–56,19)	P = 0,075	53,89 (47,25–58,35)		P < 0,001
2. ženské	923 (51,3)	49,18 (40,58–55,48)		50,64 (44,68–57,25)		
<i>Věk</i>						
1. 15-19	97 (5,4)	56,60 (50,82–58,64)	P < 0,001	52,55 (48,28–57,72)		
2. 20-29	313 (17,4)	54,80 (49,38–58,00)	(1-4***, 1-5***, 1-6***, 1-7***,	51,97 (46,70–57,48)		
3. 30-39	234 (13,0)	54,12 (47,57–58,00)	2-4***, 2-5***,	55,46 (48,75–57,72)		
4. 40-49	385 (21,4)	50,88 (45,46–55,57)	2-6***, 2-7***, 3-4*, 3-5***,	52,31 (47,31–57,67)		P < 0,001 (3-5*, 3-6***, 3-7**)
5. 50-59	273 (15,2)	47,19 (39,85–51,96)	3-6***, 3-7***,	51,24 (44,97–57,48)		
6. 60-69	315 (17,5)	42,61 (37,64–49,67)	4-5***, 4-6***, 4-7***, 5-6*,	50,56 (44,78–57,35)		
7. 70-88	183 (10,2)	40,29 (32,57–48,41)	5-7***)	50,91 (42,19–57,31)		
<i>Způsob života</i>						
1. s manželem/manželkou	921 (51,2)	48,21 (40,22–54,08)		52,39 (46,83–57,67)		
2. s partnerem/kou	351 (19,5)	52,83 (45,26–56,81)	P < 0,001	53,41 (47,35–57,72)		P < 0,001 (1-3**, 1-4*, 2-3**, 2-4*)
3. sám/a bez stálého partnera/ky	353 (19,6)	48,85 (39,72–56,60)	(1-2***, 1-4***, 2-4***)	49,98 (42,54–57,48)		
4. s rodiči/sourozenci	175 (9,7)	54,93 (48,14–58,11)		49,74 (44,97–56,25)		
<i>Rodinný stav</i>						
1. svobodný/á	439 (24,4)	54,98 (48,36–58,00)	P < 0,001	51,58 (46,35–57,72)		
2. ženatý, vdaná	929 (5,6)	48,26 (40,22–54,08)	(1-2***, 1-3***, 1-4***, 2-4***,	52,39 (46,83–57,67)		P < 0,001 (1-4***, 2-4***, 3-4**, 4-5***)
3. rozvedený/á	158 (8,8)	47,57 (40,31–54,93)	2-5***, 3-4***,	51,35 (44,56–57,48)		
4. vdovec, vdova	133 (7,4)	41,68 (34,07–49,44)	3-5***, 4-5***)	47,62 (39,85–53,77)		
5. druh, družka (partnerský vztah)	141 (7,8)	53,08 (46,98–56,68)		53,33 (47,38–58,50)		

	n (%)	PCS Medián (Q1–Q3)	Srovnání PCS mezi skupinami	MCS (Q1–Q3)	Medián (Q1–Q3)	Srovnání MCS mezi skupinami
<i>Nejvyšší dosažené vzdělání</i>						
1. základní	141 (7,8)	47,72 (36,48–56,12)		49,79 (43,15–56,39)		
2. SOU bez maturity	442 (24,6)	45,73 (38,13–54,16)	P < 0,001 (1-4**, 2-3***, 2-4***)	51,23 (44,97–57,67)		P = 0,032
3. střední škola s maturitou	854 (47,4)	50,56 (42,19–56,68)		52,31 (46,52–57,72)		
4. vysokoškolské	363 (20,2)	51,13 (46,75–56,68)		52,35 (47,78–57,67)		
<i>Ekonomická aktivita</i>						
1. zaměstnaný	939 (52,2)	51,06 (44,87–56,68)		52,49 (47,12–57,72)		
2. podnikatel, OSVČ	170 (9,4)	51,82 (45,90–56,68)	P < 0,001 (1-5***, 1-6***, 1-7***, 2-5***, 2-6***, 2-7***, 3-6***, 3-7***, 4-5***, 4-6*, 4-7**, 5-6***, 5-7***)	54,60 (48,99–58,64)		P < 0,001 (1-7***, 2-4*, 2-7***)
3. v domácnosti, včetně MD	38 (2,1)	51,87 (40,45–56,68)		49,82 (44,71–57,48)		
4. nezaměstnaný	45 (2,5)	46,04 (40,29–56,60)		48,28 (40,31–56,58)		
5. student	178 (9,9)	55,76 (51,20–58,57)		51,34 (46,83–57,48)		
6. invalidní důchodce	63 (3,5)	39,48 (31,98–46,92)		52,16 (40,29–58,02)		
7. starobní důchodce	367 (20,4)	40,86 (35,96–48,55)		49,70 (43,93–56,37)		

Poznámky: P hodnota přísluší srovnání všech skupin, zatímco vztahy uvedené v závorkách jsou výsledkem vícenásobného porovnávání skupin. Q1 = dolní kvartil (25 %), Q3 = horní kvartil (75 %).

vých položek SF-8 týkajících se psychického zdraví. Byly prověřeny také interakce mezi pohlavím a věkovými skupinami, tyto interakce ale nemají signifikantní vliv na hodnoty PCS ani MCS. Rodinný stav ovlivňuje zejména vnímání fyzického zdraví. Ovdovělí respondenti vykazují systematicky nejnižší hodnoty fyzického i psychického zdraví ve všech položkách SF-8 i v PCS a MCS. Nejvyšší hodnoty fyzického zdraví nabývají lidé žijící v nesezdaném partnerství a svobodní. Srovnání respondentů podle ukončeného vzdělání naznačuje, že respondenti se střední školou bez maturity mají systematicky nejnižší hodnoty v oblasti fyzického zdraví, a to jak ve všech položkách SF-8 týkajících se fyzického zdraví, tak v PCS. Naopak respondenti s maturitou nebo s ukončeným vysokoškolským vzděláním vykazují nejvyšší hodnoty v psychické i fyzické oblasti, tedy ve všech položkách SF-8 i v celkových ukazatelích PCS a MCS. Při srovnání fyzického zdraví u jednotlivých ekonomických skupin se ukazuje efekt maskované (confounding) proměnné věk. Nejvyšší hodnoty ve všech položkách SF-8 týkajících se fyzického zdraví i v PCS nabývají studenti, lidé v domácnosti (včetně mateřské dovolené) a OSVČ, což jsou typicky zástupci mladších věkových skupin. Naopak nízké hodnoty fyzického zdraví vykazují invalidní a starobní důchodci, tedy zástupci starších věkových skupin. Nejvyšší hodnoty psychického zdraví dosahují podnikatelé a samostatně výdělečně činní respondenti.

Psychometrické vlastnosti

Faktorová struktura

Jednotlivé položky SF-8 mezi sebou středně silně až silně korelují, Spearmanovy korelační koeficienty nabývají hodnot 0,34–0,80 (viz tab. 2). Všechny korelace jsou signifikantní ($p < 0,001$). Pro účely explorační faktorové analýzy proto byla použita šikmá rotace Oblimin.

Tab. 2 Spearmanovy korelační koeficienty mezi jednotlivými položkami SF-8 a sumárními indexy celkového fyzického a psychického zdraví

	PF	RP	BP	GH	VT	SF	RE	MH	PCS	MCS
PF										
RP	0,794									
BP	0,693	0,733								
GH	0,658	0,674	0,656							
VT	0,529	0,575	0,556	0,585						
SF	0,609	0,664	0,614	0,575	0,593					
RE	0,438	0,488	0,483	0,444	0,497	0,633				
MH	0,345	0,393	0,417	0,393	0,439	0,558	0,740			
PCS	0,865	0,909	0,853	0,783	0,640	0,640	0,427	0,265		
MCS	0,278	0,345	0,394	0,421	0,609	0,642	0,828	0,909	0,273	

Poznámky: Všechny korelační koeficienty jsou signifikantní ($p < 0,001$). Použité zkratky: GH Celkové zdraví, PF Fyzické funkce, RP Omezení fyzických aktivit, BP Tělesná bolest, VT Vitalita, SF Sociální fungování, MH Vnímání psychického zdraví, RE Emoční omezení rolí, PCS Celkové fyzické zdraví, MCS Celkové psychické zdraví.

Ověření počtu faktorů bylo provedeno pomocí Kaiserova kritéria (počet vlastních čísel s hodnotou ≥ 1), sutinového grafu, paralelní analýzy (PA) a testu Minimum average partial (MAP). PA byla spočítána pomocí simulace 1000 náhodných matic

permutací naměřených dat. Výsledky všech použitých metod shodně doporučily extrakci dvou faktorů. Statisticky významný výsledek Bartlettova testu sfericity ($\chi^2(28) = 9876,4$, $p < 0,001$) a hodnota Kaiser-Meyer-Olkinova kritéria $> 0,8$ ($KMO = 0,90$) ukázaly, že naše data splnila základní podmínky pro použití faktorové analýzy (Cerný, Kaiser, 1977). Explorační faktorová analýza (EFA) byla počítána metodou WLS (Weighted Least Squares). EFA s využitím šikmé (Oblimin) rotace na matici polychorických korelací je prezentována v tab. 3. Hodnoty prvních dvou vlastních čísel jsou 5,05 a 1,03, a popisují 48 % a 29 % variability v datech. EFA ukázala poměrně jasné dvoufaktorové řešení se středně vysokými až vysokými náboji všech položek a rozumnou hodnotou komunalit h^2 u všech položek (nad 0,5). První faktor je syćen položkami mapujícími fyzické zdraví, druhý faktor je syćen položkami mapujícími mentální zdraví. Položky vitalita a sociální fungování mají přesah do obou faktorů. Tab. 3 rovněž prezentuje položkovou analýzu škály SF-8. Korelace všech položek s hrubým skórem (HS) jsou dostatečně vysoké (nad 0,5).

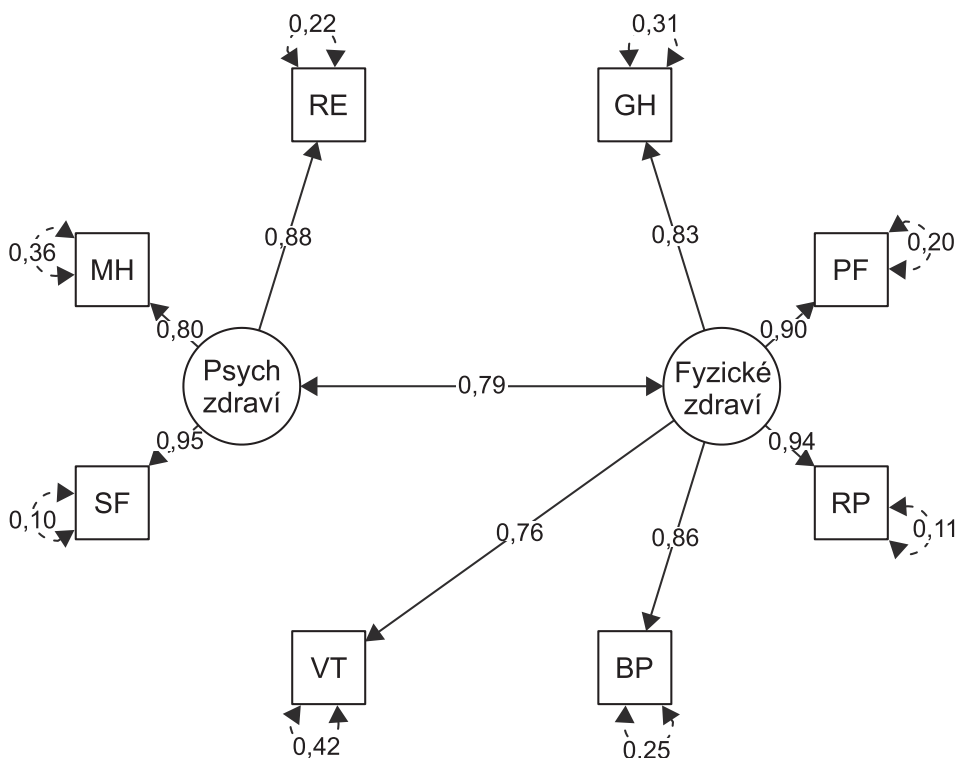
Tab. 3 Položková analýza a faktorová struktura škály SF-8 s využitím šikmé (Oblimin) rotace

Položky SF-8	2-faktorový model			Položková analýza		
	Fyzické zdraví	Psychické zdraví	Komunalita h^2	Průměr	SD	Korelace s HS bez položky
GH Celkové zdraví	0,71	0,11	0,61	2,86	1,12	0,73
PF Fyzické funkce	1,00	-0,07	0,91	2,05	1,02	0,75
RP Omezení fyzických aktivit	0,94	-0,01	0,88	1,98	1,02	0,81
BP Tělesná bolest	0,86	0,01	0,75	2,29	1,17	0,77
VT Vitalita	0,49	0,29	0,51	2,39	0,86	0,68
SF Sociální fungování	0,44	0,54	0,80	1,98	0,98	0,78
MH Vnímání psychického zdraví	0,01	0,82	0,69	1,89	0,95	0,58
RE Emoční omezení rolí	-0,03	0,99	0,94	1,80	0,92	0,68
Vlastní číslo	5,05	1,03				
% variability	48	29				

CFA byla počítána na základě matice polychorických korelací. Náboje všech faktorů na jednotlivých položkách při plném dvoufaktorovém modelu jsou poměrně vysoké (nad 0,75). Model je znázorněn v grafu 1. Tento model ale nevykazuje příliš dobrou shodu s našimi daty: $\chi^2(19) = 556,8$, $p < 0,001$, SRMR = 0,061, CFI = 0,994, TLI = 0,991, RMSEA = 0,125 (90% CI = 0,117–0,135). Po vyloučení položky Sociální fungování (SF) kvůli jejímu nejasnému zařazení do faktorů (viz tab. 3) se shoda modelu s daty výrazně zlepšila: $\chi^2(13) = 154,5$, $p < 0,001$, SRMR = 0,040, CFI = 0,998, TLI = 0,996, RMSEA = 0,078 (90% CI = 0,067–0,089). Přesto byla položka SF ve škále SF-8 ponechána a zařazena i do všech dalších analýz.

Reliabilita

Vnitřní konzistence dotazníku SF-8 byla ověřena pro kompletní osmipoložkovou škálu. Tato analýza ukázala vysokou reliabilitu, s hodnotou Cronbachova alfa = 0,92 (95% CI 0,91-0,92).



Graf 1 SEM model konfirmační faktorové analýzy se standardním rozdělením položek SF-8 do dvou subškál

Poznámky: Číselné hodnoty udávají náboje faktorů jednotlivých položek a korelace mezi faktory. Použité zkratky: GH Celkové zdraví, PF Fyzické funkce, RP Omezení fyzických aktivit, BP Tělesná bolest, VT Vitalita, SF Sociální fungování, MH Vnímání psychického zdraví, RE Emoční omezení rolí.

Hodnoty koeficientu alfa při odstranění jednotlivých položek škály klesly jen mírně, nabývají ve všech případech hodnotu alespoň 0,90. Podle Cronbachova alfa je tedy vnitřní konzistence škály SF-8 vysoká. Jelikož koeficient alfa předpokládá unidimenzionalitu a stejnou varianci pravých skóre napříč všemi položkami, ověřili jsme reliabilitu škály i McDonaldovým koeficientem omega (ω) vhodným pro vícedimenzionální škály. Koeficient ω_h (hierarchical omega) je založen na hierarchickém modelu a odhaduje saturaci hlavního faktoru, zatímco koeficient ω_t (total omega) udává celkovou reliabilitu testu. Hodnoty $\omega_h = 0,81$ a $\omega_t = 0,94$ naznačují, že reliabilita škály SF-8 v českém prostředí je vysoká.

Chronická onemocnění

U respondentů byla zjišťována přítomnost pěti chronických chorob, konkrétně bolesti zad, hypertenze, alergie, migrény a deprese. Jednalo se o subjektivní hodnocení osobního zdravotního stavu. Hodnoty celkového fyzického zdraví (PCS) a celkového psychického zdraví (MCS) u osob trpících těmito chorobami a u zdravých osob (tj. respondentů, kteří se subjektivně považují za zdravé) byly porovnány pomocí lineárních regresních modelů. Sumární indexy PCS a MCS byly považovány za závislé

proměnné, prediktory tvořily jednotlivé chronické choroby, případně to, zda se člověk považuje za zdravého. Všechny regresní modely byly adjustovány na pohlaví a věk respondentů. Výsledky těchto analýz uvádíme v tab. 4.

Z výsledků regresních analýz (tab. 4) lze usoudit, že hodnoty PCS a MCS jsou ovlivněny subjektivním vnímáním výskytu chronických onemocnění. Respondenti, kteří se považují za zdravé, měli významně vyšší hodnoty nejen celkového fyzického zdraví, ale i celkového psychického zdraví. Naopak u lidí s chronickými bolestmi zad, migrénou a depresí byly výrazně nižší hodnoty celkového fyzického zdraví i celkového psychického zdraví. Hypertenze, zdá se, ovlivňuje spíše celkové fyzické zdraví, zatímco alergie se jeví bez zásadnějšího vlivu na PCS i MCS.

Percentilové tabulky pro tvorbu norem

Percentilové tabulky (tab. 5a, 5b, 5c, 5d) stratifikované podle pohlaví a věku respondentů jsou součástí online přílohy tohoto článku, která je pod položkou Nástroje dostupná na adrese: https://oushi.upol.cz/publikace_vse/. Percentil udává procento osob s hodnotou GSI pod daným skórem a polovinu z procent respondentů, kteří daný skór získali (Crawford, Garthwaite, Slick, 2009).

DISKUSE

Cílem této studie bylo ověření faktorové struktury české verze Dotazníku zdraví a spokojenosti (SF-8 Health Survey), popis základních psychometrických vlastností tohoto nástroje, vytvoření základu pro tvorbu norem na základě analýzy výsledků reprezentativního výběrového souboru a porovnání skóru jednotlivých dimenzí SF-8 i globálních skóru mezi skupinou respondentů, kteří uvedli v dotazníku léčení pro jednu nebo více chronických zdravotních potíží a skupinou respondentů, kteří neudávali žádné chronické onemocnění.

Výsledky popisné statistiky a neparametrických porovnání mezi skupinami ukázaly, že ženy dosahují statisticky významně nižších skóru ve všech položkách oproti mužům kromě fyzických funkcí a celkového fyzického zdraví. Tyto výsledky odpovídají zjištěním německé studie (Beierlein et al., 2012), kde ženy též dosahovaly nižších hodnot skóru kromě položky fyzické fungování (PF). Subjektivně vnímanou nižší kvalitou života žen potvrzuje i španělská validační studie (Campolina et al., 2011), kde ženy dosahují nižších skóru ve všech položkách, vyjma vitality (VT). Odlišné vnímání kvality života v souvislosti s pohlavím je předmětem řady výzkumů (Gemell et al., 2016; Hart, 2016; Cheruvu et al., 2016; Perrin et al., 2015 aj.). Ukazuje se, že kromě biologicky daných odlišností pohlaví má na vnímání kvality života vliv i psychologická odlišnost mužů a žen ve vnímání, očekávání a hodnocení reality, včetně odlišných potřeb a hodnotového systému. Důležitou roli též hraje uplatnění žen ve společnosti (Amiri et al., 2015; Campolina et al., 2011), včetně úrovně dosaženého vzdělání a ekonomické aktivity.

S vyšším stupněm ukončeného vzdělání se zvyšují skóry ve všech položkách, což odpovídá výsledkům zahraničních studií (Colet, Mayorga, Amador, 2010). Výsledky české studie prokazují statisticky významné rozdíly v hodnotách souhrnných skóru v souvislosti s ekonomickou aktivitou probandů. Respondenti v invalidním a starobním důchodu vykazovali statisticky významně horší celkové fyzické zdraví (PCS), nezaměstnaní a lidé ve starobním důchodu měli statisticky významně horší celkové psychické zdraví oproti ekonomicky aktivním respondentům (zaměstnaní a OSVČ).

Ekonomická aktivita (zaměstnaní, OSVČ) je asociována s lepším hodnocením vlastního zdraví. Více autorů dokládá, že ekonomická aktivita může mít pozitivní vliv na subjektivní vnímání celkového a fyzického zdraví (Braveman, Gottlieb, 2014;

Tab. 4 Srovnání celkového fyzického zdraví (PCS) a celkového psychického zdraví (MCS) u zdravých a chronicky nemocných respondentů pomocí lineární regrese analýzy

	N	PCS			MCS				
		M (SD)	Koef β	Std. Error	P hodnota	M (SD)	Koef β	Std. Error	P hodnota
Bez zdravotních potíží									
ano	406	53,9 (6,2)	5,31	0,50	< 0,001	54,1 (7,1)	4,32	0,51	< 0,001
ne	1394	46,0 (9,7)				49,4 (9,0)			
Bolest zad									
ano	631	43,3 (9,8)	-4,84	0,43	< 0,001	48,2 (9,2)	-3,15	0,44	< 0,001
ne	1169	50,2 (8,5)				51,7 (8,4)			
Hypertenze									
ano	371	42,4 (9,5)	-3,51	0,54	< 0,001	49,3 (8,8)	-1,07	0,55	0,09
ne	1429	49,2 (9,1)				50,8 (8,8)			
Alergie									
ano	364	49,1 (9,0)	0,37	0,51	0,46	49,8 (8,9)	-1,01	0,52	0,05
ne	1436	47,4 (9,7)				50,6 (8,8)			
Migréna									
ano	223	46,2 (10,1)	-2,04	0,62	0,001	47,3 (9,4)	-3,22	0,63	< 0,001
ne	1577	48,0 (9,5)				50,9 (8,7)			
Deprese, úzkostnost									
ano	125	42,7 (9,5)	-4,68	0,80	< 0,001	39,3 (9,9)	-11,59	0,77	< 0,001
ne	1675	48,2 (9,5)				51,3 (8,2)			

Poznámky: Jako závislé proměnné byly uvažovány PCS a MCS. Jako prediktory byly brány údaje o zdravotním stavu respondentů (kódovány ano = 1, ne = 0). Všechny regrese modely byly adjustovány na pohlaví a věk respondentů. M = průměr, SD = směrodatná odchylka, β = regrese koeficient.

Choi et al., 2015; Marmot, 2005; Oversveen et al., 2017; Wee et al., 2017). Můžeme zřejmě předpokládat, že v některých případech může ekonomická aktivita ovlivňovat příznivě nejen subjektivní vnímání zdraví, ale působit i ozdravně na samotné onemocnění či poruchu.

Nedobrovolná absence ekonomické aktivity (nezaměstnanost, invalidní důchod), případně faktor přibývajících věku společně s ukončením ekonomické aktivity (odchod do důchodu) jsou ve výzkumných studiích asociovány s nárůstem fyzických i psychických zdravotních problémů a nižším sebevědomím. Při ukončení ekonomické aktivity často dochází ke změně sociálního statutu, včetně omezení příjmu financí, ke změnám v rodinných rolích a rytmu dne, stejně tak ke změně sebepojetí a smyslnosti nové etapy života (Extremera, Rey, 2014; Sumner, Gallagher, 2016; Wanberg, 2012; Wechstrom, 2012).

V české verzi dotazníku se ukazuje rozdíl v celkovém fyzickém (PCS) a psychickém (MCS) zdraví mezi skupinou zdravých a chronicky léčených pacientů. To svědčí o dobré diskriminační schopnosti SF-8 odlišit klinickou a neklinickou populaci. Nehodí se však k rozlišení mezi jednotlivými klinickými skupinami, a to ani těmi, které postihují dominantně buď tělesnou či psychickou sféru, což odpovídá výsledkům zahraničních studií (Lefante, 2005; Mosen et al., 2007). Výrazné snížení hodnot globálních skóre u chronických nemocí je ve shodě s výsledky zahraničních studií – výrazné snížení PCS u bolestí zad (Suzuki et al., 2016), u migrény (Turner-Bowker et al., 2003) a u deprese (Aritake et al., 2015). Uvedené výsledky souzní s bio-psycho-sociálním konceptem nemoci (Engel, 1980), kdy fyzické nemoci nezasahují jen fyzickou složku, ale mají dopad i na oblast psychicko-sociální, stejně jako primárně psychické onemocnění – např. deprese – může mít vliv na zhoršené vnímání fyzického zdraví.

Česká verze Dotazníku zdraví a spokojenosti má velmi uspokojivé psychometrické vlastnosti, zejména výsledky faktorové analýzy a reliabilitu, které jsou srovnatelné s původní verzí i ostatními verzemi přeloženými do jiných jazyků (Beierlein et al., 2012; Campolina et al., 2011; Roberts et al., 2008; Sagwa et al., 2016; Tokuda, 2009; Valles et al., 2010; Ware, Kosinski et al., 2001; Yiengprugsawan et al., 2014) a představuje tak nástroj vhodný k využití jak ve výzkumu, tak v klinické praxi.

Silné stránky a limity

Tato studie má několik silných stránek: byla provedena na reprezentativním vzorku českých respondentů, jedná se o první studii, která se zabývá posouzením psychometrických vlastností českého překladu dotazníku SF-8 Health Survey a nabízí nový nástroj, který je k dispozici pro následné výzkumy.

Nedostatkem studie je absence korelace SF-8 s jinými nástroji, které hodnotí spokojenost s kvalitou života. V dalším výzkumu plánujeme tento vztah doplnit, ověřit stabilitu výsledků škály v čase a potvrdit její rozlišovací schopnosti a citlivost detekovat terapeutickou změnu.

LITERATURA

- Aaronson, N. K., Asquatro, C., Alonso, J., Apolone, G., Bucquet, D., Bullinger, M. et al. (1992): International quality of life assessment (IQOLA) project. *Quality of Life Research*, 1, 349-351.
- Amiri, P., Dehim, T., Taherian, R., Karimi, J., Gharibzadeh, S., Asghari-Jafarabadi, M., Shiva, N., Azizi, F. (2015): Factors affecting gender differences in the association between health-related quality of life and metabolic syndrome components: tehran lipid and glucose study. *PLoS One*, 10, 1-14.
- Aritake, S., Asaoka, S., Kagimura, T., Shimura, A., Futenma, K., Komada, Y. (2015): Internet-based survey of factors associated with subjective feeling of insomnia, depression, and low health-related

- quality of life among japanese adults with sleep difficulty. *International Journal of Behavioral Medicine*, 22, 233-238.
- Bakas, T., Mc Lennon, S. M., Carpenter, J. S., Buelow, J. M., Otte, J. L. Hanna, K. M. et al. (2012): Systematic review of health-related quality of life models. *Health and Quality of Life Outcomes*, 10, 134-146.
- Beierlein, V., Morfeld, M., Bergelt, C., Bullinger, M., Brahler, E. (2012): Messung der gesundheitsbezogenen Lebensqualität mit dem SF-8. Deutsche Normdaten aus einer repräsentativen schriftlichen Befragung. *Diagnostica*, 58, 145-153.
- Bost, J. E., Williams, B., A., Bottegal, M. T., Dang, Q., Rubio, D. (2007): The 8-item Short-Form Health Survey and the physical comfort composite score of the Quality of Recovery 40-Item Scale provide the most responsive assessments of pain, physical function, and mental function during the first 4 days after ambulatory knee surgery with regional anesthesia. *Economics, Education, and Policy*, 105, 1693-1700.
- Braveman, P., Gottlieb, L. (2014): The social determinants of health: it's time to consider the causes of the causes. *Public Health Report*, 129, 19-31.
- Bullinger, M., Alonso, J., Apolone, G., Leplège, A., Sullivan, M., Wood-Dauphinee, S. et al. (1998): Translating health status questionnaires and evaluating their quality: The International Quality of Life Assessment Project approach. *Journal of Clinical Epidemiology*, 51, 913-923.
- Campolina, A. G., Pinheiro, M. M., Ciconelli, R. M., Ferraz, M. B. (2011): Quality of life among the Brazilian adult population using the generic SF-8 questionnaire. *Cadernos de Saúde Pública*, 27, 1121-1131.
- Colet, Ch., Mayorga, P., Amador, T. A. (2010): Educational level, socio-economic status and relationship with quality of life in elderly residents of the city of Porto Alegre/RS, Brazil. *Brazilian Journal of Pharmaceutical Sciences*, 46, 805-810.
- Ellert, T., Lampert, U., Ravens-Sieberer, Koch, R. (2005): Messung der gesundheitsbezogenen Lebensqualität mit dem SF-8. Eine Normstichprobe für Deutschland. *Bundesgesundheitsblatt – Gesundheitsforschung – Gesundheitsschutz*, 48, 1330-1337.
- Engel, G. L. (1980): The clinical application of the biopsychosocial model. *The American Journal of Psychiatry*, 137, 5, 535-544.
- Erhart, M., Wetzel, R., Krugel, A., Ravens-Sieberer, U., Koch, R. (2005): Erfassung der gesundheitsbezogenen Lebensqualität mit dem deutschen SF-8. Ein Vergleich der telefonischen und postalischen Befragungsmethode. *Bundesgesundheits – Gesundheitsforschung – Gesundheitsschutz*, 48, 1322-1329.
- Extrememal, N., Rey, L. (2014): Health-related quality of life and cognitive emotion regulation strategies in the unemployed: a cross-sectional survey. *Health and Quality of Life Outcomes*, 12, 172-181.
- Garratt, A., Ruta, D. A., Abdalla, M. I., Buckingham, J. K., Russell, I. T. (1993): The SF 36 Health Survey questionnaire: an outcome measure suitable for routine use within the NHS? *British Medical Journal*, 306, 1440-1444.
- Gemmell, L. A., Terhorst, L., Jhamb, M., Unruh, M., Myaskovsky, L., Kester, L., Steel, J. L. (2016): Gender and racial differences in stress, coping and health-related quality of life in chronic kidney disease. *Journal of Pain and Symptom Management*, 52, 806-812.
- Hart, P. D., Kang, M., Weatherby, N. L., Lee, Y. S., Brinthaup, T. (2015): Systematic review of health – related quality of life assessments in physical activity research. *World Journal of Preventive Medicine*, 3, 28-39.
- Hashine, K., Kusuhara, Y., Miura, N., Shirato, A., Sumiyoshi, Y., Kataoka, M. (2009): Health-related quality of life using SF-8 and EPIC questionnaires after treatment with radical retropubic prostatectomy and permanent prostate. *Japanese Journal of Clinical Oncology*, 39, 502-508.
- Hinz, A., Finck, C., Gómez, Y., Daig, I., Glaesmer, H., Singer, S. (2014): Anxiety and depression in the general population in Colombia: reference values of the Hospital Anxiety and Depression Scale (HADS). *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 49, 41-49.
- Hong, E. (2015): Health-related quality of life and health condition of community-dwelling populations with cancer, stroke, and cardiovascular disease. *Journal of Physical Therapy Science*, 27, 2521-2524.
- Holubová, M. (2016): Validizace a porovnání dotazníků na sledování kvality života u pacientů s artrózou kolenního a kyčelního kloubu. *D disertační práce. [Vyhledáno na: http://is.muni.cz/th/416804/lf_d/].*
- Hoopman, R., Terwee, C. B., Deville, W., Knol, D. L., Aaronson, Neil, K. (2009): Evaluation of the psychometric properties of the SF-36 health survey for use among Turkish and Moroccan ethnic minority populations in the Netherlands. *Quality of Life Research*, 18, 753-764.

- Hopman, W. M., Harrison, M. B., Coe, H., Friedberg, E., Buchanan, M., VanDenKerkhof, E. G. (2009): Associations between chronic disease, age and physical and mental health status. *Chronic Disease in Canada*, 29, 108-116.
- Hrachovinová, T., Kebza, V. (2011): Přístupy ke kvalitě života v proměných společnostech. In: Gillernová, I., Kebza, V., Rymeš, M. (Eds.), *Psychologické aspekty změn v české společnosti – člověk na přelomu tisíciletí*. Praha, Grada, 21-35.
- Huber, A., Oldidge, N., Hoefler, S. (2016): International SF-36 reference values in patients with ischemic heart disease. *Quality of Life Research*, 25, 2787-2798.
- Cheruvu, V. K., Odhiambo, L. A., Mowls, D. S., Zullo, M. D., Gudina, A. T. (2016): Health-related quality of life in current smokers with COPD: factors associated with current smoking and new insights into sex differences. *International Journal of COPD*, 11, 2211-2219.
- Choi, Y., Kim, J., Park, E. (2015): The effect of subjective and objective social class on health-related quality of life: new paradigm using longitudinal analysis. *Health and Quality of Life Outcomes*, 13, 121-132.
- Kawamura, A., Shimodera, S., Furukawa, T. A., Kumagai, N., Nishida, A., Mizuno, M., Inoue, S. (2013): Effect of depression-related somatic pain on treatment satisfaction and daily living functions. *International Journal of Psychiatry in Medicine*, 46, 27-38.
- Kishia, T., Matsudaa, Y., Mukaia, T., Matsunagaa, S., Zasueb, I., Fujitab, K., et al. (2015): A cross-sectional survey to investigate the prevalence of pain in Japanese patients with major depressive disorder and schizophrenia. *Comprehensive Psychiatry*, 59, 91-97.
- Kiyohara, K., Itani, Y., Kawamura, T., Matsumoto, Y., Takahashi, Y. (2010): Research Changes in the SF-8 scores among healthy non-smoking school teachers after the enforcement of a smoke-free school policy: a comparison by passive smoke status. *Health and Quality of Life Outcomes*, 8, 44-52.
- Lefante, J. J., Harmon, G. N., Ashby, K. M., Barnard, D., Webber, L. S. (2005): Use of the SF-8 to assess health-related quality of life for a chronically ill, low-income population participating in the Central Louisiana Medication Access Program (CMAP). *Quality of Life Research*, 14, 665-673.
- Mareš, J. (2005): Kvalita života a její proměny v čase u těhož jedince. *Československá psychologie*, 49, 19-33.
- Marmot, M. (2005): Social determinants of health inequalities. *Lancet*, 365, 1099-1114.
- Mosen, D. (2007): Is patient activation associated with outcomes of care for adults with chronic conditions? *The Journal of Ambulatory Care Management*, 30, 21-29.
- Ogawa, H., Itokazu, M., Ito, Y., Matsumoto, K., Takigami, I. (2009): Quality of life evaluated by Short Form-8 in patients with rheumatoid arthritis who were receiving infusion of infliximab. *Modern Rheumatol*, 19, 27-32.
- Ono, R., Higashi, T., Takahashi, O., Tokuda, Y., Shimbo, T., Endo, H. et al. (2012): Sex differences in the change in health-related quality of life associated with low back pain. *Quality of Life Research*, 21, 1705-1711.
- Oversveen, E., Rydland, H. T., Bamba, C., Eikemo, T. A. (2017): Rethinking the relationship between socioeconomic status and health: making the case for sociological theory in health inequality research. *Scandinavian Journal of Public Health*, 45, 103-112.
- Perrin, P. B., Panyavin, I., Paredes, A. M., Aguayo, A., Macias, M. A., Rabago, B. et al. (2015): A disproportionate burden of care: gender differences in mental health, health-related quality of life, and social support in Mexican multiple sclerosis caregivers. *Behavioural Neurology*, ID283958.
- Petr, P. (1999): Kvalita života u nespecifických středních zánětů. Autoreferát disertační práce. *Kontakt*, 2, Suppl. 1, 1-13.
- Petr, P. (2000): Dotazník SF-36 o kvalitě života podmíněné zdravím. *Kontakt*, 2, 26-30.
- Petr, P. (2001): Regionální standard kvality života podmíněné zdravím. *Kontakt*, 3, 146-150.
- Roberts, B., Browne, J., Ocaka, K. F., Oyok, T., Sondorp, E. (2008): The reliability and validity of the SF-8 with a conflict-affected population in Northern Uganda. *Health and Quality of Life Outcomes*, 6, 108-118.
- Sagwa, E., Ruswa, N., Mavhunga, F., Rennie, T., Leufkens, H., Mantel-Teeuwisse, A. K. (2016): Adverse events and patients' perceived health-related quality of life at the end of multidrug-resistant tuberculosis treatment in Namibia. *Patient Preference and Adherence*, 10, 2369-2377.
- Shim, E. J., Mehnert, A., Koyama, A., Cho, S. J., Inui, H., Paik, N. S. et al. (2006): Health-related quality of life in breast cancer: A cross-cultural survey of German, Japanese, and South Korean patients. *Breast Cancer Research and Treatment*, 99, 341-350.

- Sobotík, Z. (1998): Zkušenosti s použitím předběžné české verze amerického Dotazníku o zdraví (SF-36). *Zdravotnictví v České republice*, 1, 50-54.
- Suekane, S., Ueda, K., Suyama, S., Hayashi, T., Toyozawa, N., Yoshitake, M. et al. (2015): Comprehensive Health-Related Quality of Life is influenced by nocturia and sleep disturbance: Investigation based on the SF-8. *Kurume Medical Journal*, 62, 9-16.
- Sugimoto, M., Takegami, M., Suzukamo, Y., Fukuhara, S., Kakehi, Y. (2008): Health-related quality of life in Japanese men with localized prostate cancer: Assessment with the SF-8. *International Journal of Urology*, 15, 524-528.
- Sumner, R. C., Gallagher, S. (2017): Unemployment as a chronic stressor: a systematic review of cortisol studies. *Psychology and Health*, 32, 289-311.
- Suzuki, H., Kanchiku, T., Imajo, Y., Yoshida, Y., Nishida, N., Taguchi, T. (2016): Diagnosis and characters of non-specific back pain study. *PLoS ONE*, 8, 1-13.
- Shaku, F., Tsutsumi, M., Miyazawa, A., Takagi, H., Maeno, T. (2015): Self-care behavior when suffering from the common cold and health-related quality of life in individuals attending an annual checkup in Japan: a cross-sectional study. *BMC Family Practice*, 16, 91-98.
- Tokuda, Y., Okubo, T., Ohde, S., Jacobs, J., Takahashi, O., Omata, F. et al. (2009): Assessing items on the SF-8 Japanese version for health-related quality of life: a psychometric analysis based on the nominal categories model of item response theory. *International Society for Pharmacoeconomics and Outcomes Research*, 12, 568-573.
- Turner-Bowker, D. M., Bayliss, M. S., Ware, J. E. Jr., Kosinski, M. (2003): Usefulness of the SF-8 TM Health Survey for comparing the impact of migraine and other conditions. *Quality of Life Research*, 12, 1003-1012.
- Valles, J., Guilera, M., Briones, Z., Math, M., Gomar, C., Canet, J. et al. (2010): Validity of the Spanish 8- item short-form generic health-related quality-of-life questionnaire in surgical patients. *Anesthesiology*, 112, 1164-1174.
- Wanberg, C. R. (2012): The individual experience of unemployment. *Annual Review of Psychology*, 63, 369-396.
- Ware, J. E. (1993): Measuring patient's views: the optimum outcome measure. *British Medical Journal*, 306, 1429-1430.
- Ware, J. E. Jr. (2000): SF-36 Health Survey Update. *SPINE*, 25, 3130-3139.
- Ware, J. E. Jr. (2008): Improvements in short-form measures of health status: introduction to a series. *Journal of Clinical Epidemiology*, 61, 1-5.
- Ware, J. E. Jr., Sherbourne, C. D. (1992): The MOS 36-Item Short-Form Health Survey (SF-36). *Medical Care*, 30, 473-481.
- Ware, J. E. Jr., Gandek, B. (1998): Overview of the SF-36 Health Survey and the International Quality of Life Assessment (IQOLA) Project. *Journal of Clinical Epidemiology*, 51, 903-912.
- Ware, J. E. Jr., Kosinski, M. (2001): Interpreting SF-36 summary health measures: A response. *Quality of Life Research: An International Journal of Quality of Life Aspects of Treatment, Care and Rehabilitation*, 10, 405-413.
- Ware, J. E. Jr., Kosinski, M., Dewey, J. E., Gandek, B. (2001): How to score and interpret single-item health status measures: a manual for users of the SF-8 TM Health Survey. Lincoln, Quality Metric /Boston, Health Assessment Lab.
- Wee, L. E., Daniel, P., Sim, A., Lee, R., Tay, S. M., Luo, N. et al. (2017): Health-related quality of life in a low-socio-economic status public rental-flat population in Singapore. *Applied Research Quality Life*, 1-17.
- Wilson, S. R., Rand, C. S., Cabana, M. D., Foggs, M. B., Halterman, J. S., Olson, L. et al. (2012): Asthma outcomes. Quality of life. *Journal of Allergy and Clinical Immunology*, 129, Suppl., S88-123.
- Weckström, S. (2012): Self-assessed consequences of unemployment on individual wellbeing and family relationships: A study of unemployed women and men in Finland. *International Journal of Social Welfare*, 21, 372-383.
- Yiengprugsawan, V., Berecki-Gisolf, J., McClure, R., Kelly, M., Seubsmann, S., Sleight, A. et al. (2014): The effect of injuries on health measured by short form 8 among a large cohort of Thai adults. *PLoS ONE*, 9, e88903.
- Závada, J., Uher, M., Hejduk, K., Vencovský, J., Pavelka, K. (2013): Zdravím podmíněná kvalita života u pacientů s revmatoidní artritidou v průběhu prvního roku anti-TNF léčby. *Československá revmatologie*, 21, 123-130.

SOUHRN

Cíle. Dotazník SF-8 Health Survey je efektivní osmipoložkový nástroj k měření kvality života podmíněné zdravím (health-related quality of life – HRQOL). Cílem studie je ověření fak-

torové struktury české verze dotazníku, popis základních psychometrických vlastností tohoto nástroje, vytvoření základu pro tvorbu norem na základě analýzy výsledků reprezentativního výběrového souboru a porovnání globálních skóre mezi respondenty s chronickými zdravotními potížemi a bez nich.

Metody. Psychometrická analýza nástroje byla provedena na reprezentativním výběru české populace ($n = 1800$, věk 46,4, SD 17,4, 48,7 % mužů) v rámci studie zaměřené na otázky zdraví.

Výsledky. Ženy dosahují nižších skóre ve všech položkách oproti mužům kromě fyzických funkcí a celkového fyzického zdraví. S přibývajícím věkem dochází u obou pohlaví k poklesu skóre jednotlivých položek i celkových skóre PCS (celkové fyzické zdraví) a MCS (celkové psychické zdraví), což znamená horší subjektivní vnímání zdraví. Dotázaní s vyšším vzděláním

prokazují vyšší kvalitu života ve sféře psychického i fyzického prožívání zdraví. Studie ukázala rozdíl mezi skupinou zdravých respondentů a skupinou respondentů s chronickými nemocemi (bolest zad, hypertenze, deprese, alergie a migréna) v celkovém fyzickém (PCS) a psychickém (MCS) zdraví. Metody použité k ověření počtu faktorů (Kaiserovo kritérium, sutinový graf, paralelní analýza a test Minimum average partial) shodně doporučily extrakci dvou faktorů a konfirmační faktorová analýza potvrdila shodu modelu pro naše data. Cronbachovo alfa 0,92 a McDonaldův koeficient omega s hodnotou 0,94 naznačují, že vnitřní konzistence nástroje v českém prostředí je velmi dobrá.

Závěr. Česká verze dotazníku SF-8 Health Survey představuje nástroj s dobrou vnitřní konzistencí a reliabilitou, který je vhodný k využití jak ve výzkumu, tak v klinické praxi.

DOTAZNÍK PROŽÍVÁNÍ BLÍZKÝCH VZTAHŮ (ECR-R) A SOCIODEMOGRAFICKÉ ROZDIELY VO VZŤAHOVEJ ÚZKOSTNOSTI A VYHÝBAVOSTI

JOZEF HAŠTO^{1,2,3}, NATÁLIA KAŠČÁKOVÁ^{1,2}, JANA FÜRSTOVÁ¹, IVA POLÁČKOVÁ ŠOLCOVÁ⁴, KRISTÝNA ANNA VACKOVÁ¹, MAGDALÉNA HEVERIOVÁ¹, PETER TAVEL¹

¹Institut sociálního zdraví, Univerzita Palackého v Olomouci

²Psychiatricko-psychotherapeutická prax, Pro mente sana, Bratislava

³Vysoká škola zdravotnictví a sociální práce sv. Alžběty, Bratislava

⁴Univerzita Karlova, Fakulta humanitních studií, Praha

ABSTRACT

The Experiences of Close Relationships-Revised (ECR-R) and sociodemographic differences in attachment anxiety and avoidance

*J. Hašto, N. Kaščáková, J. Fürstová,
I. Poláčková Šolcová, K. A. Vacková,
M. Heveriová, P. Tavel*

Objectives. Attachment experience and behaviours adopted during childhood and their manifestation in adulthood are related to mental and physical health. The Experiences in Close Relationships-Revised (ECR-R) questionnaire was used to detect attachment style. The aim of the study was to explore the psychometric properties of the reworked Czech translation of the ECR-R (Prožívání blízkých vztahů) with reformulated problematic items and to compare it with the shortened version, the ECR-R-16. The other aim was to assess the sociodemographic differences in attachment anxiety and avoidance in different population groups.

Sample and settings. A cross-sectional study on a representative sample of the adult population of the Czech Republic (N=1800, age 46.4, SD 17.4, 48.7% of men) collected data on the ECR-R questionnaire.

Results. The results of exploratory factor analysis showed that the short version ECR-R-16 is more appropriate and has a clear two-factor solution with great reliability at the scale of attach-

ment anxiety ($\alpha=.91$) and attachment avoidance ($\alpha=.91$). Confirmatory analysis showed a better fit with the data after excluding the two items with the lowest h^2 communalities (ECR-R-14). The convergent validity of the ECR-R-16 with the Relationships questionnaire was confirmed. The demographic differences in various groups are described.

Summary. The ECR-R and the ECR-R-16 questionnaires are appropriate for the research of the attachment in adults and for the clinical purposes.

Limitations. When comparing with other studies, it is necessary to take into account that the “face to face” method was used. Even in adolescents (age 15 to 19, N=97) the adult ECR-R variant was used.

key words:

attachment,
adulthood,
the ECR-R,
representative sample,
validation

klúčové slová:

vzťahová väzba,
dospelosť,
ECR-R,
reprezentatívna vzorka,
validácia

ÚVOD

Dosah ranej vzťahovej skúsenosti na neskoršie fungovanie vo vzťahoch a tiež na psychické a fyzické zdravie je nosnou témou výskumov posledných desaťročí (McWilliams, Bailey, 2010; Mikulincer, Shaver, 2012; Pietromonaco, Uchino, Schetter, 2013).

N. K.; Institut sociálního zdraví, Univerzita Palackého v Olomouci, Univerzitní 244/22, 771 11 Olomouc; e-mail: natalia.kascakova@oushi.upol.cz

Zpracování článku bylo možné díky finanční podpoře Cyrilometodějské teologické fakulty Univerzity Palackého v Olomouci v rámci projektu IGA-CMTF č. 2018 006.

Významné sú tiež zistenia o súvislostiach vzťahového prežívania a správania v dospelosti a zdravím, resp. jeho poruchami. V týchto súvislostiach je žiaduce pre výskum a klinickú prax mať k dispozícii metodiku na zisťovanie štýlu vzťahového správania.

Cieľom našej štúdie bola validácia sebaopisovacieho nástroja na detekciu štýlu vzťahového správania v blízkyh vzťahoch u dospelých. Kým bezpečný vzťahový štýl je považovaný za ochranu pred vznikom psychických porúch, množstvo štúdií naznačuje zvýšené riziko rozvoja rozličných psychických ochorení u ľudí s neistými vzťahovými štýlmi (prehľad v Strauss, Schauenburg, 2017). Ako zvlášť vulnerabilní z hľadiska výskytu psychopatológie v dospelosti sa javia jedinci s ustrašeným / dezorganizovaným typom vzťahovej väzby (Dozier, Stovall-McClough, Albus, 2008). Navyše, najmä jedinci s históriou traumatizácie v detstve sú vzhľadom na zvýšený sklon k rizikovému správaniu a nezdravému spôsobu života vo vyššom riziku rozvoja rôznych somatických ochorení. Bezpečný vzťahový štýl sa javí ako ochranný faktor, úzko spätý s vyššou resilienciou (Kebza, Šolcová, 2008), lepšou schopnosťou mentalizovať a vytvárať si lepšie vzťahy (Hašto, Tavel, 2015).

Teória vzťahovej väzby Johna Bowlbyho konceptualizuje vrodennú tendenciu dieťaťa selektívne sa viazať na primárnu opatrojúcu osobu, pričom podľa reálneho vzťahového správania matky / opatrojúcej osoby a dieťaťa sa utvára štýl vzťahového prežívania a správania, ktoré môže pretrvávať v rovnakej línii aj v dospelosti (Bowlby, 2010, 2012), prípadne je modifikované novými vzťahovými skúsenosťami v období puberty (Behringer, 2017). Podľa teórie vzťahovej väzby, pri prevažujúcom senzitívnom a konzistentnom správaní opatrovateľov je podporené vytvorenie bezpečnej vzťahovej väzby, ktorá umožňuje bezpečné vzťahovanie sa k druhým. Jedinci, ktorí sú v detstve vystavovaní nekonzistentnému, necitlivému, odmietajúcemu alebo krutému zaobchádzaniu si nerozvinú dostatočnú dôveru v druhých a vo svet a môže sa u nich vytvoriť neistý typ vzťahovej väzby (Hašto, 2005).

Koncept vzťahovej väzby (attachment) sa týka nielen prežívaných emócií vo vzťahu, ale aj endokrinných a vegetatívnych regulácií a vzorcov motorického správania, aktivácie implicitných a explicitných pamäťových stôp, anticipácie možných následných udalostí. Bowlby sa v teórii vzťahovej väzby opiera o poznatky viacerých vedných disciplín a odborov: psychoanalýzu, psychológiu, fyziológiu, teóriu regulačných systémov, etológiu a evolučnú biológiu (Bowlby, 2010, 2012).

Dotazníkové metódy zisťovania vzťahovej väzby v dospelosti typicky posudzujú vzťahovú (ne)istotu pomocou dvoch dimenzií – vzťahovej úzkostnosti a vyhýbavosti (prehľad v Mikulincer, Shaver, 2010). Mnohí autori predpokladajú ortogonalitu oboch dimenzií, napr. Mikulincer a Shaver (2010) sa zmieňujú o hyperaktívnejšiu stratégiu pri úzkosti a deaktivujúcu stratégiu pri vyhýbaní, Fraley a Shaver (2000) navrhujú vo svojom modeli systému vzťahovej väzby dve komponenty: 1. fázu monitorovania a vyhodnocovania ohrozenia bezpečia odrážajúcu vzťahovú úzkosť a 2. reguláciu behaviorálneho systému vzťahovej väzby odrážajúcu vzťahovú vyhýbavosť.

V rámci štúdia vzťahovej väzby u dospelých bola nastolená kontroverzná otázka „kategória verzus dimenzia“. Podľa taxonometrických analýz všeobecných aj vzťahovo špecifických systémov väzbových orientácií (Fraley et al., 2015) nie sú kategorické modely vhodné na posudzovanie individuálnych rozdielov a tieto sú lepšie popísané dimenzionálnym modelom. Napriek tomu sú kategorické modely bežne používané, najmä pre klinické posudzovanie rozdielov vo vzťahovej väzbe (Ravitz et al., 2010).

Bartholomew a Horowitz (1991), autori *Relationships questionnaire* (RQ), popísali 4-kategoriálny model, ktorý pomáha prepojiť kategoriálne a dimenzionálne modely. Kategórie rôznych štýlov vzťahovej väzby predstavujú kombinácie extrémnych pozícií na dimenziách vzťahovej úzkostnosti a vyhýbavosti, ktoré sa zároveň vzťahujú na

model self a model druhých konceptualizovaný Bowlbom (2010). Jedinci s *bezpečným* (*secure*) vzťahovým štýlom majú relatívne nízke skóre v oboch dimenziách, vyznačujú sa pozitívnym modelom self (majú pocit vlastnej sebahodnoty) a pozitívnym modelom druhých (majú pocit, že druhí sú dôveryhodní a vnímaví). Jedinci so *zapleteným* (*preoccupied*) vzťahovým štýlom majú vysoké skóre vzťahovej úzkostnosti a nízku vyhýbavosť, vyznačujú sa negatívnym modelom self (pocitmi zníženej sebahodnoty), a pozitívnym modelom druhých, majú silnú túžbu získať blízkosť k druhým, úzkostne monitorujú dostupnosť druhých a používajú stratégie charakterizované excesívnym znovuist'ovaním o dostupnosti druhých, ich správanie je v hyperaktivovanom mode. Jedinci s *vyhýbavým* (*dismissing*) vzťahovým štýlom majú vysoké skóre vyhýbavosti a nízke skóre úzkostnosti; vyznačujú sa pozitívnym modelom self a negatívnym modelom druhých, prežívajú diskomfort pri väčšej blízkosti a túžia udržať si emocionálny odstup, je pre nich dôležité cítiť sa nezávislo a spoliehať sa na seba, nie na druhých. Ich vzťahové správanie je v deaktivovanom mode. Jedinci s *ustrášeným* (*fearful*) vzťahovým štýlom majú kombináciu vysokej úzkostnosti aj vyhýbavosti, vyznačujú sa negatívnym modelom self i druhých, prežívajú pocity zníženej sebahodnoty, druhých považujú za nedôveryhodných, a očakávajú od iných skôr ublíženie a odmietanie; ich vzťahové správanie je charakterizované striedavo hyperaktíviáciou a deaktiváciou (prehľad v Fraley, Shaver, 2000; Mikulinčec, Shaver, 2010).

Zisťovanie typu vzťahovej väzby v dospelosti je technicky rôzne náročné. Adult Attachment Interview (AAI; George, Kaplan, Main, 1985) trvá 1 až 2 hodiny, pričom viacero ďalších hodín je potrebných na doslovný prepis a náročnú analýzu, ktorá si vyžaduje dlhodobé školenie a supervíziu. O niečo menej náročný je Adult Attachment Projective Test (George, West, 2001), avšak aj ten si vyžaduje dlhodobé školenie. Postupne bolo vyvinutých viacero sebaopisovacích nástrojov, ktoré sú výrazne menej časovo náročné a sú podstatne jednoduchšie na administráciu a vyhodnocovanie. Určitou nevýhodou sebaopisovacích metód je, že zachytávajú viac uvedomovanú stránku vzťahovej väzby, zatiaľ čo AAI a AAP by mali odzrkadľovať aj neuvedomované aspekty vzťahovej väzby (Crowell, Fraley, Shaver, 2008).

Problematiku vzťahovej väzby a širších súvislostí v československom prostredí rozpracoval vo svojej monografii Hašto (2005) a v spolupráci s Bieščadom popísali sebaopisovacie dotazníkové metódy na detekciu vzťahovej väzby v dospelosti využiteľné vo výskume aj klinickej praxi (Bieščad, Hašto, 2010). Nedávno bola s tematikou vzťahovej väzby publikovaná e-kniha (Adamov, 2017). Kulísek (2000) vo svojej prehľadovej práci píše o problematike teórie „raného citového príľnutia“, attachmentu v období adolescencie sa venujú viacerí domáci autori (Dvorská, 2008; Michalčáková et al., 2010; Štefánková, 2007).

Široko používaným nástrojom na posudzovanie vzťahovej väzby je Experience in Close Relationships (ECR), dotazník posudzujúci dve vzťahové dimenzie – 1. úzkostnosť – odrážajúcu úzkosť a ostražitosť týkajúcu sa odmietnutia a opustenia a 2. vyhýbavosť – korešpondujúcu s nepríjemnými pocitmi vo vzťahu k blízkosti a závislosti na druhých (Brennan, Clark, Shaver, 1998; Crowell et al., 2008). Českú verziu ECR na vzorke študentov validizovali Lečbych a Pospíšilíková (2012) a v nedávnej metodologickej štúdií na populačnej vzorke 1072 participantov Seitl, Charvát a Lečbych (2016). Česká verzia ECR bola súčasťou viacerých domácich štúdií (Lečbych, Seitl, 2013).

V snahe poskytnúť lepšie rozlíšenie na bezpečných koncoch dvoch škál ECR, re-analyzovali Fraley, Waller a Brennan (2000) originálny súbor položiek, z ktorých vychádzal ECR a vytvorili Experience in Close Relationships-Revised (ECR-R). Štúdium

nedávnej literatúry svedčí pre kvality dotazníku ECR-R, s ktorým v zahraničí existujú populačné štúdie (Busonera et al., 2014; Ehrental, Dinger, Schauenburg, 2006) a klinické štúdie (Kooiman et al., 2013; MacDonald, Berlow, Thomas, 2013), ale zatiaľ absentujú reprezentatívne vzorky. V našom prostredí bol validovaný nástroj na Slovensku (Gugová, Heretik, Hajdúk, 2014; Rozvadský-Gugová, Heretik, 2011) a prvý reprezentatívny výskum ECR-R sa na vzorke 1000 respondentov uskutočnil v Českej republike (Kaščáková et al., 2016). Výsledkom štúdie bola validácia českého dotazníka Prožívání blízkých vztahů (ECR-R-16) v skrátenej verzii so 16 položkami.

Pre potreby aktuálnej štúdie sme opätovne preložili pôvodný ECR-R a upravili znenie problematických položiek. Pôvodnú formuláciu „záviset na“ (z anglického to depend on) sme preformulovali na „spoléhat na“, pretože sa domnievame, že takéto vyjadrenie lepšie vystihuje anglické „depend on“ v kontexte vzťahovej väzby a neobsahuje v sebe negatívne konotácie. Upravili sme tiež položky, ktoré obsahovali dvojité zápor, keďže takto formulované otázky môžu viesť k nepochopeniu a k zmätku u respondentov. Cieľom aktuálnej štúdie bolo 1) overiť psychometrické vlastnosti upravenej kompletnej verzie dotazníka Prožívání blízkých vztahů (ECR-R) na reprezentatívnej vzorke obyvateľov Českej republiky, s opravenými problematickými položkami; 2) porovnať so skrátenou verziou (ECR-R-16) (Kaščáková et al., 2016); 3) posúdiť sociodemografické rozdiely vo vzťahovej úzkostnosti a vyhýbavosti v rôznych skupinách obyvateľstva.

Na overenie konvergentnej validity bol použitý *Vztahový dotazník* (Relationships questionnaire; RQ) (Bartholomew, Horowitz, 1991). Dotazník RQ je široko používaný v rôznych štúdiách a jeho česká verzia bola použitá aj v rámci rozsiahlej štúdie skúmajúcej transkultúrne rozdiely v zastúpení vzťahových štýlov v 62 krajinách, kde participovali Česká aj Slovenská republika (Schmitt et al., 2004).

METÓDY

Výskumný súbor

V rámci predvýskumu sa u 206 respondentov overili výskumné nástroje a znenia otázok. Samotný výskum bol realizovaný profesionálne vyškolenými administrátormi v septembri a októbri 2016 technikou štandardizovaného rozhovoru s respondentom. Bolo oslovených celkom 2184 náhodne vybraných občanov so žiadosťou o rozhovor k problematike zdravia, životných skúseností a postojov, z nich odmietlo poskytnúť rozhovor 384 respondentov (17,6 %), väčšinou sa jednalo o mužov v mladšom veku. Hlavnými dôvodmi odmietnutia bol nedostatok času (39,2 %), nezájem či ľahostajnosť a nedôvera k výskumu (24 %), nevyhovujúca téma výskumu a osobný charakter otázok (17,2 %) a dĺžka a náročnosť dotazníku (11,2 %).

Výskumný súbor tvorený 1800 participantmi populácie Českej republiky spĺňa znaky reprezentatívneho súboru z hľadiska pohlavia (48,7 % mužov), vekového zloženia (od veku 15 do 88 rokov, s priemernou hodnotou 46,61), vzdelania (základné 7,8 %, stredoškolské 72 % a vysokoškolské 20,2 %) a z hľadiska regionálnej príslušnosti do 14 krajov.

Nástroje merania

Dotazník *Prožívání blízkých vztahů* – česká verzia Experiences in Close Relationships Revised (ECR-R) je 36-položkový sebaodhadovací dotazník merania vzťahovej väzby v dospelosti (Fraley et al., 2000). Participanti majú vyjadriť súhlas či nesúhlas s tvrdeniami, ktoré reprezentujú dve dimenzie vzťahovej väzby: úzkostnosť (napr. položka „Bojím se, že ztratím lásku svého partnera/partnerky.“) a vyhýbavosť (napr.

položka „Je pro mne snadné projevovat náklonnost svému partnerovi/partnerce.“). Odpovede sa hodnotia na 7-stupňovej Likertovej škále od 1 (silne súhlasím) po 7 (silne nesúhlasím). Hoci samotný autor ECR-R na základe výsledkov skóre neodporúča stanovovať kategórie, pre účely výskumu a potrebe stanoviť kategórie vzťahových štýlov odporúča použiť delenie na základe mediánov (Fraleay, 2012).

Verzia dotazníka, vytvorená pre potreby súčasnej štúdie, vznikla revíziou prekladu z roku 2014, v ktorom boli preformulované problematické položky obsahujúce formuláciu „závisieť na“ na „spolehnout se na“, a tiež položky obsahujúce dvojité zápor. Preklad bol vytvorený dvoma nezávislými prekladateľmi, preložený späť do angličtiny a nakoniec bola porovnaním dvoch verzií vytvorená finálna verzia.

Skrátená verzia dotazníka *Prožívání blízkých vztahů (ECR-R-16)* bola vytvorená v rámci validačnej štúdie na reprezentatívnej vzorke 1000 obyvateľov ČR (Kaščáková et al., 2016). Výber položiek bol robený na základe klinických a štatistických vlastností, aby boli zachované relevantné témy v oboch škálach a do nich boli vybrané položky s dostatočne vysokým faktorovým nábojom (viac ako 0,6) a CITC (corrected item-total correlation) viac ako 0,3. Z pôvodnej ECR-R škály obsahuje *ECR-R-16* osem položiek škály vzťahovej úzkostnosti (2, 3, 5, 6, 12, 14, 15, 16) a osem reverzne skórovaných položiek vzťahovej vyhábanosti (20R, 22R, 26R, 28R, 29R, 31R, 35R, 36R).

Česká verzia *Relationships Questionnaire (RQ)* je stručný dotazník, v ktorom sú opísané v krátkych odstavcoch štyri vzťahové štýly – bezpečný (secure), vyhábaný (dismissing), zapletený (preoccupied) a ustrašený (fearful) (Bartholomew, Horowitz, 1991). Respondenti v prvom kroku hodnotia v tzv. „rýchlej voľbe“ štýl, ktorý je pre nich najtypickejší a v druhom kroku na 7-stupňovej Likertovej škále mieru, do akej sa zhodujú s uvedenými štýlmi. Zo štyroch kontinuálnych premenných sa vypočítajú skóre podliehajúce modelu self (model of self), ktorého negatívna hodnota zodpovedá RQ úzkostnosti, a modelu ostatných (model of others), ktorého negatívna hodnota zodpovedá RQ vyhábanosti. Na základe výsledkov sa neodporúča vytvárať kategórie, avšak vo výskumoch sa často stretávame aj s kategoriálnym delením na základe RQ.

Štatistické analýzy

Distribúcia jednotlivých položiek dotazníka bola vyhodnotená pomocou histogramov a ich normalita bola overená Shapiro-Wilkovým testom. Pretože dáta nespĺňali predpoklad normálneho rozdelenia, na štatistické analýzy boli použité neparametrické metódy, a to Wilcoxonov dvojvýberový test pre porovnanie pohlaví a Kruskal-Wallisov test s Bonferroniho korekciou na porovnanie viacerých skupín. Korelácie medzi škálami úzkostnosti a vyhábania dotazníka ECR-R, ECR-R-16 a medzi škálami ECR-R-16 a RQ boli zistené pomocou Spearmanových korelačných koeficientov. K určeniu počtu faktorov bola použitá kombinácia metód Kaiserovo (K1) kritérium, sútinový graf, paralelná analýza (PA) a test Minimum average partial (MAP). Keďže jednotlivé položky dotazníku sú ordinálneho charakteru, analýzy PA i MAP boli prevedené na matici polychorických korelácií, s využitím balíka *random.polychor.pa* v programovacom prostredí R. Exploračná faktorová analýza (EFA) bola počítaná metódou WLS (Weighted Least Squares) na základe matice polychorických korelácií. Vzhľadom k vyššej korelovanosti jednotlivých položiek škály bola pri nej využitá šikmá rotácia (Oblimin). EFA bola počítaná pomocou balíka *Psych* programu R. Dimenzionálna štruktúra dotazníka bola testovaná konfirmačnou faktorovou analýzou (CFA) s využitím matice polychorických korelácií. CFA bola robená pomocou balíka *lavaan* v programe R, kde je ako metóda odhadu parametrov z ordinálnych dát používaná metóda DWLS (Diagonally Weighted Least Squares). Vnútorňá konzistencia

dotazníka bola hodnotená s využitím koeficientov Cronbachovo alfa a McDonaldovo omega. Všetky analýzy boli vykonané s použitím softwaru IBM SPSS Statistics verzia 21¹ a R 3.4.0².

VÝSLEDKY

Psychometrické vlastnosti dotazníka Prožívání blízkých vztahů

Faktorová štruktúra

Škály úzkostnosti a vyhýbania v kompletnej verzii medzi sebou stredne korelovali ($\rho = 0,390$, $p < 0,001$), preto bola v rámci EFA zvolená metóda Oblimin.

Statisticky významný výsledok Bartlettovho testu sféricity ($\chi^2(630) = 38567,3$, $p < 0,001$) spoločne s hodnotou Kaiser-Meyer-Olkinovho kritéria $> 0,8$ ($KMO = 0,94$) naznačujú, že naše dáta splnili základné podmienky pre použitie faktorovej analýzy. K určeniu počtu faktorov bolo použité Kaiserovo kritérium (počet vlastných čísel s hodnotou ≥ 1), sutinový graf, paralelná analýza (PA) a test Minimum average partial (MAP). PA bola spočítaná pomocou simulácie 500 náhodných matíc permutáciou nameraných dát. Výsledky všetkých použitých metód zhodne odporučili extrakciu troch faktorov v škále ECR-R a dvoch faktorov v skrátenej verzii škály ECR-R-16. Prvé tri vlastné čísla škály ECR-R majú hodnoty 12,6, 6,3 a 1,5 a popisujú 59 % celkovej variability v dátach. V škále ECR-R-16 sú prvé dve vlastné čísla 6,10 a 3,41 a popisujú 63 % variability v dátach.

Na základe výsledkov EFA na matici polychorických korelácií boli porovnané trojfaktorový a dvojfaktorový model kompletnej verzie dotazníka (tab. 1) a napokon bol overený dvojfaktorový model skrátenej verzie ECR-R-16 (tab. 2).

V trojfaktorovom riešení škály ECR-R predstavuje prvý faktor „vzťahovú úzkosť“, náboje jednotlivých položiek sú vyššie ako 0,5. Druhý faktor „vzťahovej vyhýbavosti“ je tvorený všetkými reverznými otázkami zo škály vyhýbavosti, ktoré majú náboje vyššie ako 0,7, a priradili sa k nemu aj 2 otázky z pôvodného faktoru úzkostnosti – 9R s nábojom 0,45 (*Jen málokdy se obávám, že mě můj partner/partnerka opustí.*) a 11R s nábojom 0,47 (*Nestává se mi často, že bych se bál/a, že budu opuštěn/a.*). Komunalita otázok 9R a 11R je veľmi nízka v oboch overovaných modeloch. Pri skúmaní reliability v rozličných vzdelanostných skupinách sme zistili, že CITC otázok 9R a 11R v rámci škály úzkostnosti bola u skupiny so základným vzdelaním nižšia (0,14 a 0,19) v porovnaní s ľuďmi s VŠ vzdelaním (0,38 a 0,39). Obsahovo ide v otázkach 9R a 11R o mapovanie obáv z opustenia, ich prítomnosť poukazuje na úzkosť, ich neprítomnosť skôr na vyhýbavosť. Tretí faktor je tvorený nereverznými otázkami škály vyhýbavosti, ktoré majú pomerne nízke náboje (od 0,3 do 0,7), a reprezentuje úzkosť z priblíženia s následným vyhýbaním sa, mohli by sme ho nazvať „vyhýbavosť s úzkosťou“.

V dvojfaktorovom riešení kompletnej verzie prešli otázky 9R a 11R zo škály úzkostnosti do škály vyhýbania a všetky nereverzné otázky zo škály vyhýbania – 19, 21, 23, 24 a 25 – do škály úzkostnosti. Položky presahujúce do škály, ktorú pôvodne nereprezentovali, mali nízku komunalitu h^2 a pomerne nízke náboje (od 0,3 do 0,6), na rozdiel od položiek, ktoré zostali vo svojej pôvodnej škále (náboje od 0,6 do 0,9). Otázky 33R a 34R, obsahujúce opravenú formuláciu „spoločnosť sa na“, mali

¹ IBM Corp. Released 2012. IBM SPSS Statistics for Windows, Version 21.0. Armonk, NY: IBM Corp.

² R Core Team (2017). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.

vyšší náboj v prínaľeziacom faktore vyhýbavosti oproti pôvodnej verzii s formuláciou „záviset na“ v predchádzajúcej štúdií (0,80 a 0,79 oproti 0,22 a 0,28) a mali vyššie hodnoty CITC v škále vyhýbavosti než v predchádzajúcej štúdií (0,69 a 0,72 oproti 0,10 a 0,08).

Skrátená verzia dotazníka ECR-R-16 takisto splnila základné podmienky pre použitie faktorovej analýzy, s výsledkom Bartlettovho testu sféricity ($\chi^2(120) = 15756,7$, $p < 0,001$), s hodnotou KMO = 0,9. EFA ukázala jasné dvojfaktorové riešenie. Jednotlivé položky škály vzťahovej úzkostnosti a vzťahovej vyhýbavosti mali náboje vyššie než 0,68. Komunality h^2 položiek škály ECR-R-16 sú dostatočne vysoké. Zostali len dve položky s hraničnými hodnotami komunalít, položka 5 (*Často si přeji, aby city mého partnera/partnerky ke mně byly stejně silné jako moje city k ní/němu*) s $h^2 = 0,46$ a položka 22 (*Blížkost milostných partnerů/partnerek je mi velmi příjemná*) s $h^2 = 0,49$.

Výsledky konfirmačnej faktorovej analýzy na základe matice polychorických korelácií (CFA) sú zhrnuté v tab. 3. Trojfaktorové riešenie kompletnej verzie je znázornené na obr. 1. Otázky 9R a 11R mali aj v CFA nízky náboj (menej ako 0,4). Tretí faktor „vyhýbavosť spojená s úzkosťou“, ktorý obsahuje otázky pôvodne patriace do škály vyhýbavosti, koreluje silnejšie s faktorom úzkostnosti (0,73) než s faktorom vyhýbavosti (0,44). Pretože žiadny z overovaných modelov nemá dostatočne vyhovujúce parametre fitu na naše dáta a je prítomná značná chybovosť RMSEA parametrov, overili sme aj model ECR-R-16 bez položiek 5 a 22, ktoré mali najnižšiu komunalitu v EFA (tab. 2). Tento model „ECR-R-14“ má vysoké náboje všetkých položiek (nad 0,7) a preukázal najvyššiu zhodu s našimi dátami. Dvojfaktorové riešenie skrátenej verzie ECR-R-14 je znázornené na obr. 2. Faktorové náboje všetkých položiek sú vyššie ako 0,7.

Reliabilita

Vnútna konzistencia kompletnej verzie dotazníka bola výborná, $\alpha = 0,91$ (95% CI 0,90–0,91) pre škálu úzkostnosti a $\alpha = 0,91$ (95% CI 0,91–0,92) pre škálu vyhýbavosti. V skrátenej verzii dotazníka ECR-R-16 bolo $\alpha = 0,87$ (95% CI 0,86–0,88) pre škálu úzkostnosti a $\alpha = 0,91$ (95% CI 0,91–0,92) pre škálu vyhýbavosti. Pre ECR-R-14 (tj. ECR-R-16 bez položiek 5 a 22) bolo $\alpha = 0,87$ (95% CI 0,87–0,88) pre škálu úzkostnosti a $\alpha = 0,91$ (95% CI 0,91–0,92) pre škálu vyhýbavosti. Podľa Cronbachovho alfa je teda vnútorná konzistencia škály ECR-R dostatočne vysoká. Keďže koeficient alfa predpokladá unidimenzionalitu a rovnakú varianciu pravých skóre naprieč všetkými položkami, reliabilita škály bola overená i McDonaldovým koeficientom omega (ω) vhodným pro viacdimenzionálne škály. Koeficient ω_h (hierarchical omega) je založený na hierarchickom modeli a odhaduje saturáciu hlavného faktoru, zatiaľčo koeficient ω_t (total omega) udáva celkovú reliabilitu testu. Hodnoty $\omega_h = 0,48$ a $\omega_t = 0,97$ pre kompletnú ECR-R, $\omega_h = 0,36$ a $\omega_t = 0,94$ pre skrátenú verziu ECR-R-16, a $\omega_h = 0,45$ s $\omega_t = 0,94$ pre skrátenú verziu ECR-R-14 naznačujú, že celková reliabilita škály ECR-R v českom prostredí je dostatočne vysoká vo všetkých verziách škály.

Vo všetkých nasledujúcich analýzach bola použitá skrátená verzia škály ECR-R-16, ktorá bola validovaná v predchádzajúcej štúdií (Kašćáková et al., 2016).

Konvergentná validita

Korelácie subškál úzkostnosti a vyhýbavosti skrátenej verzie ECR-R-16 s jednotlivými vzťahovými štýlmi dotazníka RQ a s modelom self a modelom druhých dotazníka RQ sú uvedené v tab. 4. Bezpečný vzťahový štýl koreluje slabó negatívne s úzkostnosťou aj vyhýbavosťou ECR-R-16 a slabó negatívne s neistými vzťahovými štýlmi RQ a stredne negatívne s modelom self a druhých.

V tab. 4 sú uvedené tiež priemerné hodnoty jednotlivých vzťahových štýlov a modelu self a druhých podľa RQ vo výskumnom súbore ($N = 1800$).

Štýly vzťahovej väzby

Štýly vzťahovej väzby boli určené dvoma spôsobmi. Jednak podľa priemerného skóre na oboch vzťahových dimenziách, podľa ktorého boli v prvom kroku dichotomizované obe dimenzie a potom kombináciou vysokých a nízkych hodnôt boli určené štyri vzťahové štýly. Rovnakým postupom boli určené vzťahové štýly podľa mediánov. Percentuálne zastúpenie vzťahových štýlov podľa priemerov je 37,8 % pre bezpečný, 17,9 % pre zapletený, 19,9 % pre vyhýbavý a 24,3 % pre ustrašený vzťahový štýl. Pri delení podľa mediánov je 32,2 % respondentov v bezpečnom kvadrante, 20,1 % v zapletenom, 18,5 % vo vyhýbavom a 29,2 % v ustrašenom kvadrante vzťahovej väzby. Grafická prezentácia výsledkov je uvedená na obr. 3.

Sociodemografické rozdiely

Na základe porovnania psychometrických vlastností kompletnej aj skrátenej verzie dotazníka *Prožívání blízkých vztahů* bola na posúdenie sociodemografických rozdielov použitá skrátená verzia ECR-R-16, ktorá mala jasnú dvojfaktorovú štruktúru v EFA.

V tab. 5 sú uvedené sociodemografické charakteristiky vzorky, priemery, mediány a kvartily vzťahovej úzkostnosti a vyhýbavosti v jednotlivých skupinách obyvateľstva.

Výsledky porovnávaní medzi skupinami naznačujú niektoré trendy v rozdieloch v skóre úzkostnosti a vyhýbavosti v jednotlivých sociodemografických skupinách.

Rozdiely medzi pohlaviami neboli štatisticky významné. Vo vekových kategóriách bol zistený rozdiel v skóre úzkostnosti ($p = 0,029$), s tendenciou k nižším hodnotám v dvoch najstarších vekových kategóriách, pri porovnávaní jednotlivých skupín sa však rozdiel ukázal ako štatisticky nevýznamný. V skóre vyhýbavosti boli významne vyššie hodnoty u najstarších obyvateľov, s významnými rozdielmi medzi skupinou 20–29 rokov a 70–88 rokov ($p < 0,001$, s mierami účinku Cohenovo $d = 0,38$ a $\epsilon^2 = 0,037$), 40–49 rokov a 70–88 rokov ($p < 0,001$, $d = 0,37$, $\epsilon^2 = 0,034$) a 50–59 rokov a 70–88 rokov ($p = 0,018$, $d = 0,30$, $\epsilon^2 = 0,024$). Tretinu najstaršej vekovej skupiny tvorili vdovci/vdovy.

Rozdiely v spôsobe života (graf 1) naznačujú, že ľudia žijúci osamelo majú významne vyššie skóre úzkostnosti oproti ľuďom žijúcim v manželstve ($d = 0,23$, $\epsilon^2 = 0,014$) a vyššie skóre vyhýbavosti oproti ľuďom žijúcim v manželstve ($d = 0,43$, $\epsilon^2 = 0,044$) a partnerstve ($d = 0,48$, $\epsilon^2 = 0,057$) alebo s inými ľuďmi ($d = 0,33$, $\epsilon^2 = 0,028$). Medzi osamelo žijúcimi bolo v našej skupine 43 % single, 24 % rozvedených a 33 % ovdovených.

Pri rozdelení do skupín podľa rodinného stavu (graf 2) mali ženatí/vydaté signifikantne nižšie skóre úzkostnosti oproti rozvedeným ($d = 0,26$, $\epsilon^2 = 0,017$) a single ($d = 0,20$, $\epsilon^2 = 0,010$) a signifikantne nižšie skóre vyhýbavosti oproti rozvedeným ($d = 0,25$, $\epsilon^2 = 0,016$), ovdoveným ($d = 0,28$, $\epsilon^2 = 0,019$) a single ($d = 0,16$, $\epsilon^2 = 0,007$). Aj ľudia žijúci v partnerstve ako druh a družka, mali významne nižšie skóre vyhýbavosti oproti ovdoveným ($d = 0,48$, $\epsilon^2 = 0,058$) a rozvedeným ($d = 0,41$, $\epsilon^2 = 0,044$).

Vo vzdelanostných skupinách (graf 3) boli významné rozdiely v škále úzkostnosti, nie však pri porovnávaní jednotlivých skupín. Ľudia s VŠ vzdelaním a maturitou mali významne nižšie skóre vyhýbavosti oproti ľuďom s dosiahnutým základným ($d = 0,23$, $\epsilon^2 = 0,015$) alebo učňovským vzdelaním ($d = 0,20$, $\epsilon^2 = 0,010$).

Tab. 1 Položková analýza a exploračná faktorová analýza kompletnej verzie dotazníka Prožívání blízkých vztahů (ECR-R) s rotáciou Oblimin

Položky ECR-R	Položková analýza		3-faktorový model			2-faktorový model		
	Priemer	SD	F1	F2	F3	F1	F2	Komunalita h ²
1 Bojím se, že ztratím lásku svého partnera/partnerky.	2,7	1,8	0,85	-0,12	-0,18	0,73	-0,20	0,50
2 Často mívám obavy, že se mnou můj partner/partnerka nebude chtít zůstat.	2,5	1,7	0,92	0,04	-0,20	0,79	-0,05	0,62
3 Často mívám obavy, že mě můj partner/partnerka doopravdy nemiluje.	2,2	1,6	0,82	0,15	-0,03	0,79	0,09	0,67
4 Obávám se, že mým milostným partnerům/partnerkám na mně nezáleží tak moc, jako mně záleží na nich.	2,4	1,7	0,83	0,04	0,01	0,83	-0,01	0,68
5 Často si přeji, aby city mého partnera/partnerky ke mně byly stejně silné jako moje city k ní/němu.	3,4	2,1	0,67	-0,27	0,01	0,67	-0,31	0,44
6 Ohledně svých vztahů si dělám hodně starostí.	2,6	1,8	0,83	-0,06	-0,05	0,79	-0,12	0,59
7 Když je můj partner/partnerka z dohledu, mám obavy, že by ho/ji mohl začít zajímat někdo jiný.	2,5	1,7	0,83	-0,06	-0,06	0,78	-0,12	0,58
8 Když projevím milostným partnerům své city, obávám se, že oni nebudou cítit totéž vůči mně.	2,5	1,7	0,80	-0,02	0,08	0,83	-0,06	0,66
9 Jen málokdy se obávám, že mě můj partner/partnerka opustí.	4,3	2,1	0,11	0,45	-0,46	-0,13	0,35	0,12
10 Můj milostný partner/partnerka ve mně vyvolává pochyby o mně samé/samém.	2,1	1,5	0,64	0,06	0,19	0,73	0,05	0,56
11 Nestává se mi často, že bych se bála/a, že budu opuštěn/a.	4,2	2,2	0,15	0,47	-0,43	-0,07	0,37	0,13
12 Vnímám, že se ke mně můj partner/partnerka nechce tak přiblížit, jak bych chtěl/a já.	2,3	1,6	0,62	0,09	0,23	0,73	0,09	0,58

Položky ECR-R	Položková analýza		3-faktorový model			2-faktorový model			
	Priemer	SD	F1	F2	F3	Komunalita h ²	F1	F2	Komunalita h ²
13	2,2	1,6	0,53	0,08	0,36	0,59	0,71	0,11	0,56
14	2,1	1,4	0,57	0,04	0,32	0,57	0,73	0,06	0,55
15	2,0	1,5	0,64	0,08	0,25	0,63	0,77	0,08	0,63
16	2,2	1,6	0,70	0,02	0,24	0,67	0,81	0,02	0,67
17	2,2	1,5	0,59	0,02	0,22	0,50	0,71	0,02	0,51
18	1,9	1,3	0,55	0,09	0,29	0,54	0,69	0,10	0,53
19	2,5	1,6	0,46	0,07	0,35	0,48	0,64	0,10	0,45
20	2,9	2,0	-0,08	0,79	0,03	0,61	-0,05	0,79	0,61
21	2,5	1,7	0,37	0,06	0,48	0,52	0,61	0,12	0,43
22	3,0	2,1	-0,21	0,71	0,11	0,52	-0,14	0,73	0,51
23	2,6	1,7	0,14	0,13	0,56	0,45	0,43	0,22	0,28
24	2,3	1,6	0,12	0,16	0,62	0,54	0,45	0,25	0,32
25	2,2	1,6	0,14	0,26	0,53	0,50	0,42	0,34	0,36

Položky ECR-R	Položková analýza		3-faktorový model			2-faktorový model		
	Priemer	SD	F1	F2	F3	F1	F2	Komunalita h ²
26	3,2	1,9	0,09	0,77	-0,10	0,05	0,74	0,57
27	3,2	1,9	0,07	0,75	-0,10	0,02	0,73	0,54
28	2,8	1,8	0,07	0,81	-0,03	0,06	0,80	0,67
29	3,0	2,0	-0,03	0,83	0,08	0,02	0,84	0,71
30	3,2	1,9	-0,06	0,80	0,06	-0,02	0,81	0,65
31	2,8	1,8	0,01	0,85	0,04	0,04	0,85	0,74
32	2,1	1,5	0,23	0,19	0,52	0,50	0,26	0,38
33	3,4	2,0	-0,09	0,79	0,06	-0,05	0,80	0,62
34	3,6	1,9	-0,3	0,79	0,02	0,00	0,79	0,62
35	3,0	1,8	0,02	0,86	0,01	0,04	0,85	0,74
36	3,1	1,8	0,11	0,79	-0,02	0,10	0,77	0,65
Vlastné číslo			12,60	6,30	1,50	12,60	6,30	
% variability			26	23	9	30	24	

Poznámky: Faktory 3-faktorového riešenia: 1. Vzťahová úzkosťnosť, 2. Vzťahová vyhýbavosť, 3. Vzťahová vyhýbavosť spojená s úzkosťou. Faktory 2-faktorového riešenia: 1. Vzťahová úzkosťnosť, 2. Vzťahová vyhýbavosť. Tučné sú zvyraznené komponenty, ktoré sú použité v CFA. Reverzná položky: 9, 11, 20, 22, 26, 27, 28, 29, 30, 31, 33, 34, 35, 36.

Tab. 2 EFA skrátenej verzie dotazníka Prožívání blízkých vztahů (ECR-R-16), s rotáciou Direct Oblimin

Položky ECR-R-16		2-faktorový model		
		F1	F2	Komunalita h ²
2	Často mívám obavy, že se mnou můj partner/partnerka nebude chtít zůstat.	-0,02	0,81	0,65
3	Často mívám obavy, že mě můj partner/partnerka doopravdy nemiluje.	0,11	0,80	0,69
5	Často si přeji, aby city mého partnera/partnerky ke mně byly stejně silné jako moje city k ní/němu.	-0,31	0,68	0,46
6	Ohledně svých vztahů si dělám hodně starostí.	-0,11	0,81	0,63
12	Vnímám, že se ke mně můj partner/partnerka nechce tak přiblížit, jak bych chtěl/a já.	0,12	0,71	0,56
14	Moje touha po větší blízkosti někdy lidi odstraší.	0,08	0,70	0,52
15	Bojím se, že až mě můj milostný partner/partnerka pozná, nebude se mu líbit, kdo doopravdy jsem.	0,12	0,74	0,60
16	Přivádí mě k šilenství, že od svého partnera/partnerky nedostávám lásku a podporu, kterou potřebuji.	0,04	0,80	0,66
20	Cítím se příjemně, když s partnerem/partnerkou sdílím své osobní myšlenky a pocity.	0,81	-0,08	0,63
22R	Blízkost milostných partnerů/partnerek je mi velmi příjemná.	0,72	-0,16	0,49
26R	Přijde mi poměrně snadné přiblížit se mému partnerovi/partnerce.	0,74	0,05	0,57
28R	Obvykle s mým partnerem/partnerkou hovořím o svých problémech a starostech.	0,83	0,06	0,72
29R	Ve chvílích nouze mi pomáhá obrátit se na mého milostného partnera/partnerku.	0,82	0,01	0,68
31R	Probírám věci se svým partnerem/partnerkou.	0,86	0,03	0,75
35R	Je pro mne snadné projevovat náklonnost svému partnerovi/partnerce.	0,84	0,03	0,72
36R	Můj partner/partnerka opravdu rozumí mně a mým potřebám.	0,78	0,10	0,66
Vlastné číslo		6,10	3,41	
% variability		33	29	

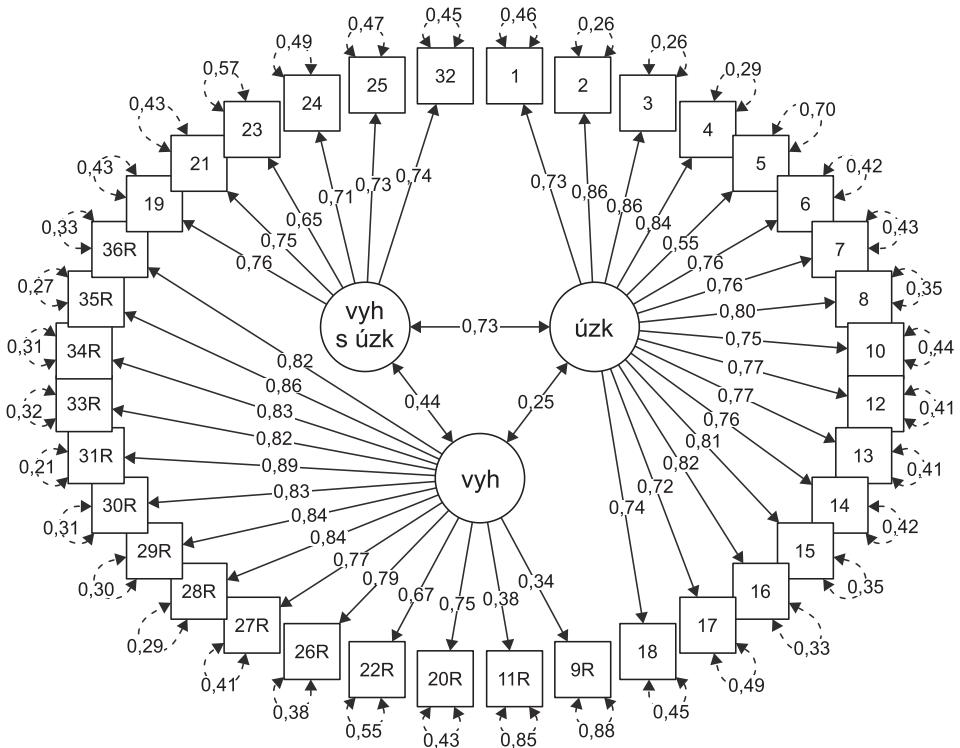
Poznámky: Faktory: 1. Vzťahová vyhýbavosť, 2. Vzťahová úzkosť. Tučne sú vyznačené položky použité v CFA. V tabuľke je ponechané pôvodné číslovanie vybraných otázok. Nové číslovanie skráteného dotazníku ECR-R-16 je v poradí: 29R, 14, 6, 35R, 12, 26R, 20R, 36R, 15, 31R, 3, 22R, 2, 16, 28R, 5.

Percentilové tabuľky pre tvorbu noriem

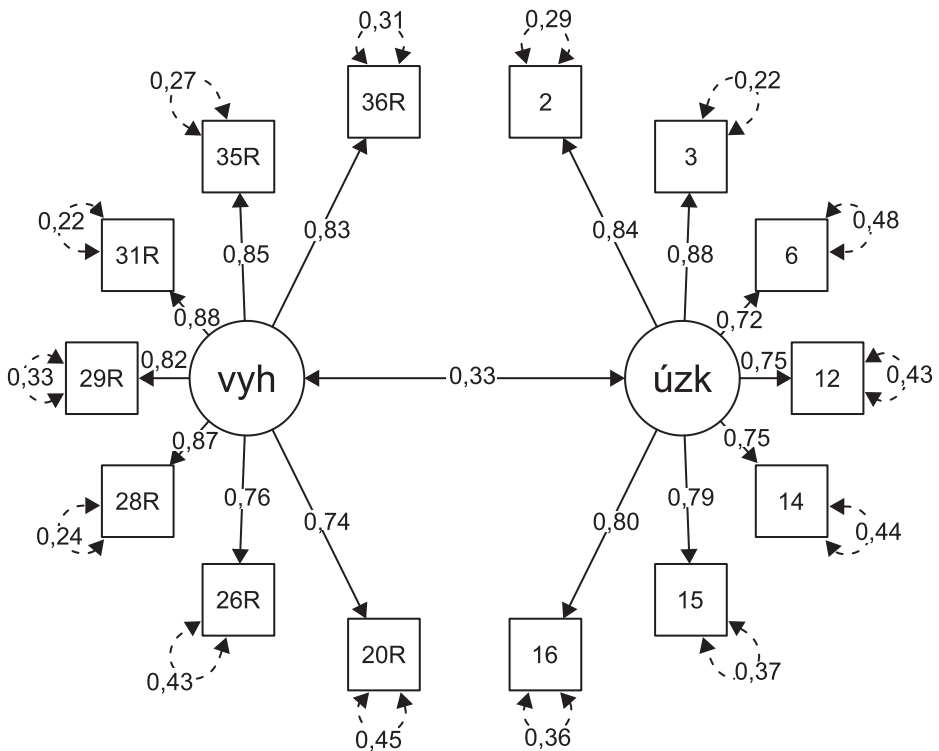
Percentilové tabuľky škál úzkosti a vyhýbavosti dotazníka ECR-R-16 (tab. 6a–d) a ECR-R (tab. 7a–d) stratifikované podľa pohlavia a veku respondentov sú súčasťou online prílohy tohto článku, ktorá je pod položkou Nástroje dostupná na adrese: oushi.upol.cz/publikace_vse. Hodnota percentilu udáva percento osôb s hodnotou pod daným skóre a polovicu z percent respondentov, ktorí dané skóre získali (Crawford, Garthwaite, Slick, 2009).

Tab. 3 Parametre konfirmačnej faktorovej analýzy troj- a dvojfaktorového riešenia plnej verzie ECR-R, dvojfaktorového riešenia skrátenej verzie ECR-R-16 a ECR-R-14 (tj. model ECR-R-16 bez položiek 5 a 22)

	3-faktorový model ECR-R	2-faktorový model ECR-R	2-faktorový skrátený model ECR-R-16	2-faktorový skrátený model ECR-R-14
ML Chi-Square	14225,8 (df 591)	19237,7 (df 593)	2620,7 (df 103)	964,7 (df 76)
P-hodnota	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001
CFI	0,971	0,961	0,981	0,992
TLI	0,969	0,958	0,977	0,991
RMSEA (90% CI)	0,113 (0,112–0,115)	0,132 (0,131–0,134)	0,117 (0,113–0,120)	0,081 (0,076–0,085)
SRMR	0,083	0,097	0,086	0,054



Obr. 1 SEM model konfirmačnej faktorovej analýzy trojfaktorového modelu kompletnej verzie ECR-R (Číselné hodnoty udávajú náboje faktorov jednotlivých položiek a korelácie medzi faktormi).

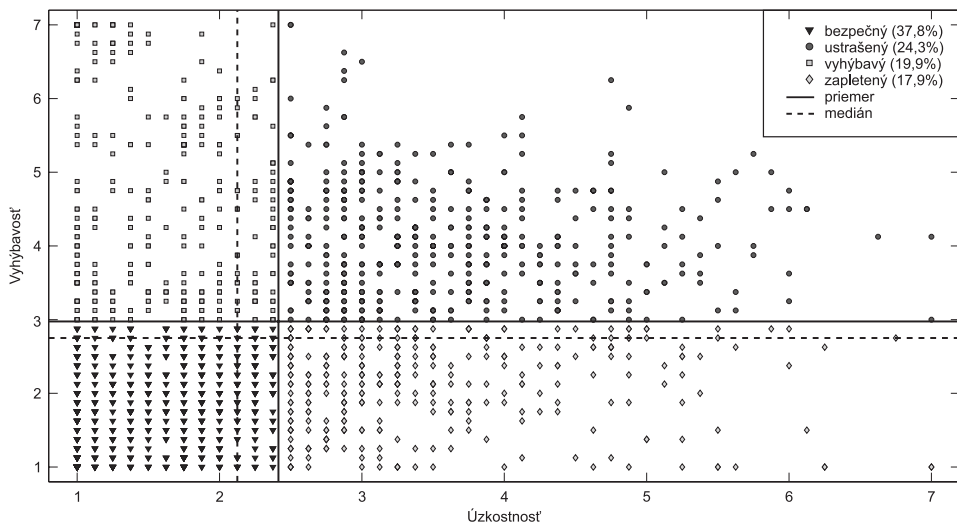


Obr. 2 SEM model konfirmačnej faktorovej analýzy dvojfaktorového modelu skrátenej verzie ECR-R-14 (tj. ECR-R-16 bez položiek 5 a 22) (Číselné hodnoty udávajú náboje faktorov jednotlivých položiek a korelácie medzi faktormi).

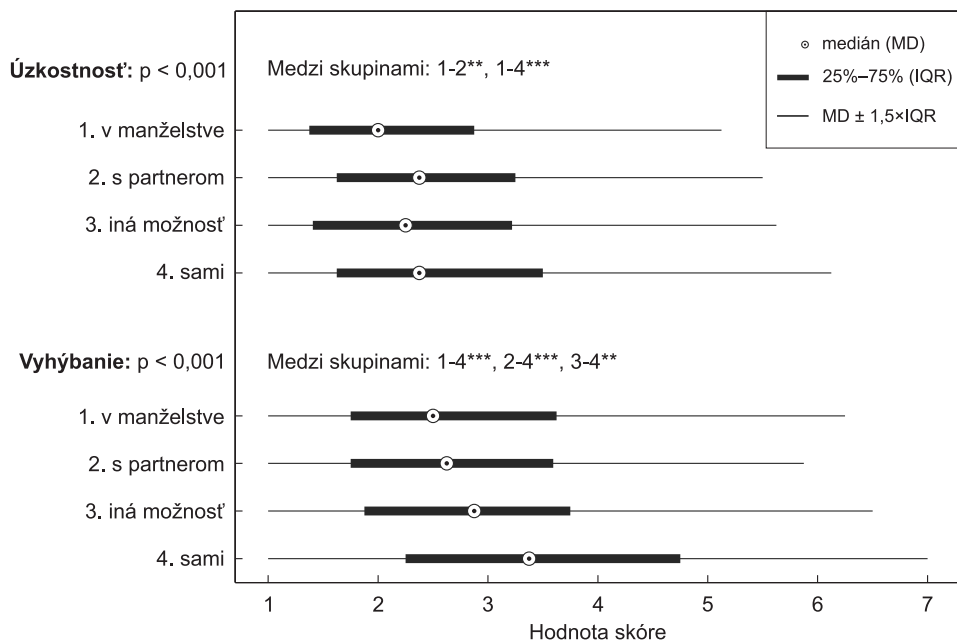
Tab. 4 Korelácia vzťahovej úzkostnosti a vyhýbavosti (ECR-R-16) a vzťahových štýlov a modelu self a druhých podľa RQ

Spearman rho	bezpečný vzťahový štýl (RQ)	zapletený vzťahový štýl (RQ)	vyhýbavý vzťahový štýl (RQ)	ustrášený vzťahový štýl (RQ)	model self (RQ)	model druhých (RQ)	vzťahová úzkosť (ECR-R-16)	vzťahová vyhýbavosť (ECR-R-16)
Vzťahová úzkosť (ECR-R-16)	-,238***	,202***	,001	,197***	-,288***	-,259***	–	,228***
Vzťahová vyhýbavosť (ECR-R-16)	-,286***	,223***	,227***	,295***	-,118***	-,294***	,228***	–
Priemer	5,45	3,79	3,69	3,57	1,78	1,98	2,41	2,98
Štandardná odchýlka	1,43	1,68	1,81	1,71	3,35	3,18	1,21	1,50

Poznámky: RQ = Relationships questionnaire (Vzťahový dotazník), ECR-R-16 = Experiences in Close Relationships-Revised (Prožívaní blízkých vzťahů – zkrácená verze); ***p < ,001, **p < ,005, *p < ,05.

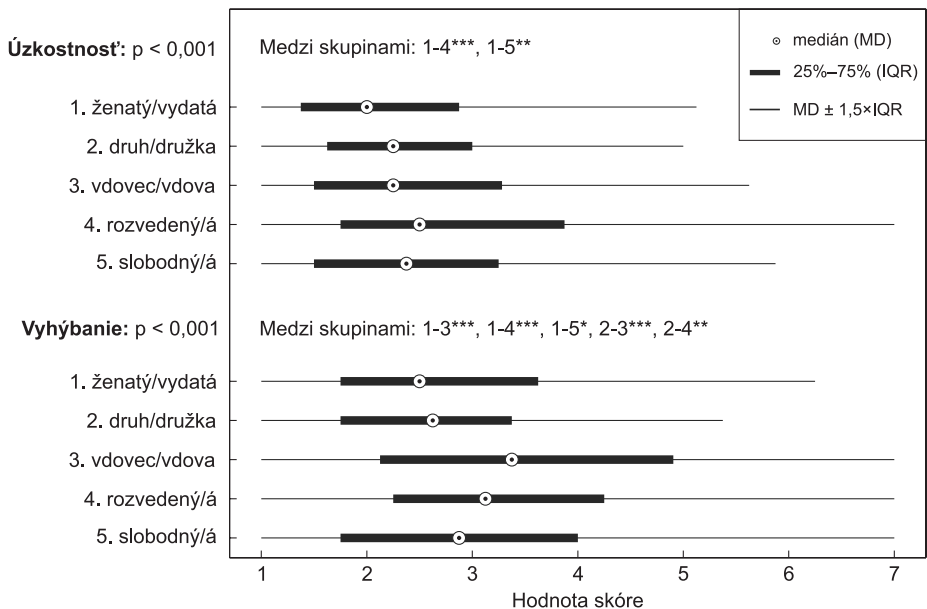


Obr. 3 Štýly vzťahovej väzby podľa priemerného skóre (M) a podľa mediánov (Med) (V subškále Úzkosť je M = 2,41, Med = 2,13, v subškále Vyhýbavosť je M = 2,98, Med = 2,75).



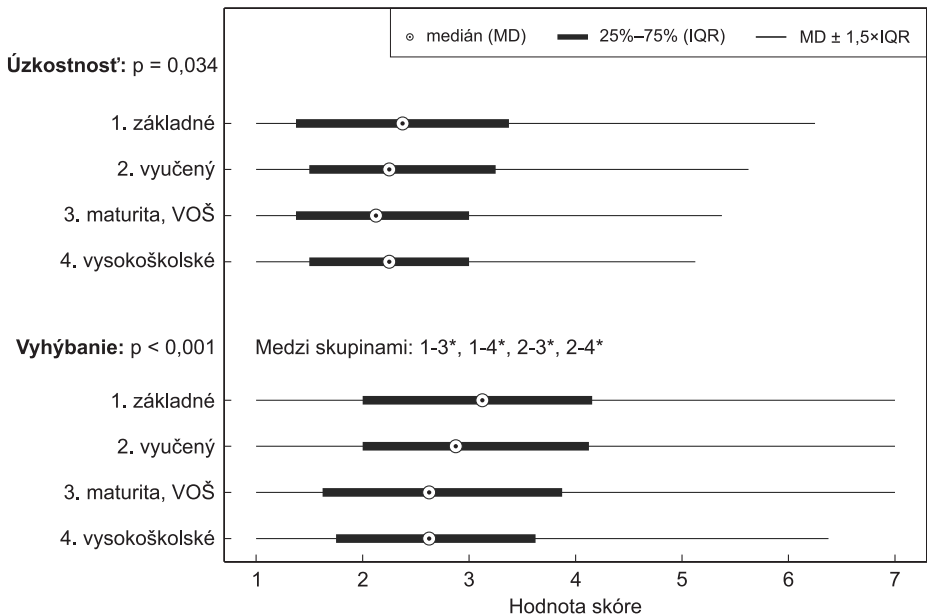
Graf 1 Porovnanie spôsobov života v rámci subškál ECR-R-16 (P-hodnoty sú výsledkom Kruskal-Wallisovho testu.)

Poznámka: Kategória 3. „iná možnosť“ obsahuje možnosti „s rodičmi, súrodencami, spolubývajúcimi“, * $p < 0,05$, ** $p < 0,005$, *** $p < 0,001$; IQR = medzikvartilové rozpätie.



Graf 2 Porovnanie rodinného stavu v rámci subskál ECR-R-16 (P-hodnoty sú výsledkom Kruskal-Wallisovho testu.)

Poznámka: * $p < 0,05$, ** $p < 0,005$, *** $p < 0,001$; IQR = medzikvartilové rozpätie.



Graf 3 Porovnanie dokončeného vzdelania v rámci subskál ECR-R-16 (P-hodnoty sú výsledkom Kruskal-Wallisovho testu.)

Poznámka: * $p < 0,05$, ** $p < 0,005$, *** $p < 0,001$; IQR = medzikvartilové rozpätie.

Tab. 5 Sociodemografické charakteristiky, priemery a kvartilý vzťahovej úzkostnosti a vyhýbavosti (ECR-R-16) v reprezentatívnej vzorke obyvateľstva ČR (N = 1800)

Skupiny	N (%)	Úzkosťnosť (ECR-R-16)		Vyhýbavosť (ECR-R-16)	
		M (SD)	MED (Q1-Q3)	M (SD)	MED (Q1-Q3)
Celá vzorka	1800 (100)	2,41 (1,21)	2,13 (1,37-3,12)	2,98 (1,50)	2,75 (1,75-3,87)
Pohlavie					
1. muž	877 (48,7)	2,39 (1,18)	2,12 (1,37-3,00)	3,00 (1,46)	2,87 (1,87-4,00)
2. žena	923 (51,3)	2,43 (1,24)	2,12 (1,37-3,12)	2,95 (1,54)	2,62 (1,75-3,75)
Vekové kategórie					
1. 15-19r.	97 (5,4)	2,56 (1,23)	2,37 (1,50-3,25)	3,09 (1,55)	3,12 (1,81-4,00)
2. 20-29r.	313 (17,4)	2,51 (1,27)	2,37 (1,50-3,12)	2,79 (1,46)	2,50 (1,62-3,62)
3. 30-39r.	234 (13,0)	2,37 (1,15)	2,12 (1,47-3,12)	3,02 (1,52)	2,69 (1,87-3,87)
4. 40-49r.	385 (21,4)	2,48 (1,27)	2,25 (1,43-3,12)	2,79 (1,39)	2,62 (1,75-3,62)
5. 50-59r.	273 (15,2)	2,48 (1,21)	2,25 (1,50-3,25)	2,91 (1,46)	2,62 (1,75-3,75)
6. 60-69r.	315 (17,5)	2,25 (1,11)	2,00 (1,37-3,00)	3,12 (1,55)	2,75 (2,00-4,12)
7. 70-88r.	183 (10,2)	2,26 (1,17)	1,87 (1,25-3,00)	3,40 (1,61)	3,25 (2,25-4,62)
Spôsob života					
1. v manželstve	921 (51,2)	2,27 (1,14)	2,00 (1,37-2,87)	2,80 (1,38)	2,5 (1,75-3,62)
2. s partnerom/kou	351 (19,5)	2,54 (1,24)	2,37 (1,62-3,25)	2,78 (1,35)	2,62 (1,75-3,62)
3. s rodičmi, súrodencami,	175 (9,7)	2,45 (1,33)	2,25 (1,37-3,25)	3,00 (1,51)	2,87 (1,87-3,75)
4. spolubývajúcimi	353 (19,6)	2,64 (2,45)	2,37 (1,62-3,50)	3,61 (1,74)	3,37 (2,25-4,75)
5. sám/a					
Rodinný stav	929 (51,6)	2,27 (1,13)	2,00 (1,37-2,87)	2,80 (1,39)	2,50 (1,75-3,62)
1. ženatý, vydatá	141 (7,8)	2,53 (1,24)	2,25 (1,62-3,00)	2,68 (1,21)	2,62 (1,75-3,37)
2. druh, družka	133 (7,4)	2,48 (1,25)	2,25 (1,50-3,31)	3,61 (1,87)	3,37 (2,12-4,97)
3. vdovec, vdova	158 (8,8)	2,76 (1,35)	2,50 (1,75-3,85)	3,36 (1,60)	3,12 (2,25-4,25)
4. rozvedený/á	439 (24,4)	2,54 (1,26)	2,37 (1,50-3,25)	3,10 (1,57)	2,87 (1,75-4,00)
5. slobodný/á					

Skupiny	N (%)	Úzkosť (ECR-R-16)			Výhľad (ECR-R-16)		
		M (SD)	MED (Q1-Q3)	M (SD)	M (SD)	MED (Q1-Q3)	MED (Q1-Q3)
Vzdelanie							
1. základné	141 (7,8)	2,55 (1,30)	2,37(1,37-3,37)	3,23 (1,51)	3,12 (2,00-4,18)		
2. vyučený	442 (24,6)	2,49 (1,20)	2,25 (1,50-3,25)	3,14 (1,47)	2,87 (2,00-4,12)		
3. maturita, VOŠ	854 (47,4)	2,35 (1,23)	2,12 (1,37-3,00)	2,91 (1,56)	2,62 (1,62-3,87)		
4. vysokoškolské	363 (20,2)	2,42 (1,15)	2,25 (1,50-3,00)	2,82 (1,35)	2,62 (1,75-3,62)		
Ekonomická aktivita							
1. študent/ka	178 (9,9)	2,54 (1,25)	2,37 (1,47-3,37)	2,94 (1,55)	2,75 (1,75-3,75)		
2. invalidný dôchodca	63 (3,5)	2,25 (1,19)	1,87 (1,25-2,87)	3,13 (1,66)	2,87 (2,12-3,75)		
3. zamestnaný/á	939 (52,2)	2,44 (1,23)	2,25 (1,37-3,12)	2,87 (1,44)	2,62 (1,75-3,75)		
4. živnostník, podnikateľ	170 (9,4)	2,47 (1,17)	2,50 (1,50-3,15)	3,04 (1,47)	2,81 (1,87-4,00)		
5. v domácnosti	38 (2,1)	2,82 (1,44)	2,56 (1,59-4,12)	2,45 (1,25)	2,00 (1,75-3,00)		
6. nezamestnaný/á	45 (2,5)	2,88 (1,45)	2,62 (1,62-4,31)	3,22 (1,31)	3,12 (2,19-4,12)		
7. starobný dôchodca	367 (20,4)	2,19 (1,08)	1,87 (1,25-2,87)	3,21 (1,61)	2,87 (2,00-4,37)		

Poznámky: M = priemer, SD = smerodajná odchylka, MED = medián, Q1 = horný kvartil (25 %), Q3 = horný kvartil (75 %); ECR-R-16 – skrátená verzia Prožívání blízkých vztahů.

DISKUSIA

Cieľom našej štúdie bolo posúdiť psychometrické vlastnosti prepracovanej plnej verzie dotazníka *Prožívání blízkých vztahů* (ECR-R) s upraveným znením otázok a porovnať jeho vlastnosti so skrátenou verzou ECR-R-16.

Ďalším cieľom bolo, vzhľadom na reprezentatívnosť výskumného súboru, zistiť demografické rozdiely v rôznych skupinách obyvateľstva vo vzťahovej úzkosti a vyhýbavosti. Vzhľadom na lepšie psychometrické vlastnosti, bola v našom súbore na porovnávanie skupín použitá skrátená verzia.

Psychometrické vlastnosti

Podobne ako zistili Cameron, Finnegan a Morry (2012) vo svojej metaanalytickej štúdii s príznačným názvom „orthogonal dreams in an oblique world“ venujúcej sa asociácii medzi vzťahovou úzkosťou a vyhýbavosťou, aj v súčasnej štúdii obe škály vzájomne korelovali. Toto potvrdzuje aj zistenie vyššie uvedených autorov, že úzkosť a vyhýbavosť spolu korelujú, a teda neplatí predpoklad, že by dimenzie mali byť voči sebe ortogonálne.

Výsledky EFA plnej verzie ECR-R ukázali, že položky sa v trojfaktorovej verzii zoskupili v 3 skupinách, ktoré zastupovali hlavné témy: 1. úzkosť, 2. vyhýbavosť, 3. vyhýbavosť spojená s úzkosťou. V druhom faktore trojfaktorového riešenia sa zoskupili všetky reverzné otázky, podobne ako je opisované v literatúre venujúcej sa problematike vlastností reverzných otázok, ktoré majú tendenciu vytvárať samostatný faktor (Netemeyer, Beardn, Sharma, 2003). V dvojfaktorovom riešení plnej verzie je prechod reverzných otázok 9R a 11R – pôvodne reprezentujúcich úzkosť – do faktoru vyhýbavosti daný pravdepodobne aj ich obsahom – obavami z opustenosti. Prítomnosť obáv z opustenosti reprezentuje úzkosť, ich neprítomnosť zase vyhýbavosť. Prechod nereverzných otázok zo škály vyhýbavosti – 19, 21, 23, 24, 25 a 32 – do škály úzkosti, je pravdepodobne podmienený tým, že môžu reprezentovať vyhýbavosť spojenú s úzkosťou z blízkosti a vysoké skórovanie v týchto otázkach sa týka hlavne jedincov s ustrašeným vzťahovým štýlom. Naš predpoklad sa pri podrobnejšej analýze priemerných hodnôt pri daných otázkach podľa vzťahových štýlov ukázal ako pravdepodobný (vyššie priemerné hodnoty 3,69, 3,73, 3,58, 3,15, 3,10 a 3,06 v prípade ustrašeného štýlu oproti 2,23, 2,42, 3,03, 2,61, 2,54 a 2,13 v prípade vyhýbavého štýlu).

Problematické otázky 33R a 34R obsahujúce v originále formuláciu „to depend on“, ktoré boli v predchádzajúcej štúdii preložené ako „závisieť na“ a v našej aktuálnej štúdii boli preformulované na „spoléhať na“, mali oproti pôvodnej verzii vyššie faktorové náboje a CITC, čo poukazuje na lepšie vlastnosti otázok. Predpokladáme, že formulácia „spoléhať na“ lepšie vystihuje „to depend on“ v kontexte vzťahovej väzby a neobsahuje v sebe negatívnu konotáciu. Podobne aj talianski autori Busonera et.al. (2014) a rumunskí autori Rotaru a Rusu (2013) narazili na problém problematického prekladu anglickej formulácie „depend on“ a otázky preformulovali. Otázky 9R a 11R zo škály úzkosti mali podobne ako v predchádzajúcej štúdii, nízke faktorové skóre ako aj CITC, a to najmä v skupinách obyvateľstva s nižším vzdelaním, čo poukazuje na zrejmu ťažšiu zrozumiteľnosť reverzne položených otázok. K podobnému zisteniu dospeli srbskí autori Hanak a Dmitrijevic (2013), ktorí v rámci svojej štúdie zistili nižšiu reliabilitu ECR-R s nižšími hodnotami CITC hlavne v reverzne formulovaných otázkach vo vzorke zamestnaných ľudí s nižším vzdelaním v porovnaní s vysokoškolskými študentmi. Reverzné otázky môžu spôsobiť horšie porozumenie a nesprávnu interpretáciu respondentmi, zvlášť v skupine mladších a menej vzdelaných ľudí (Schmitz, Baer, 2001).

EFA skrátenej verzie ECR-R-16 ukázala v porovnaní s plnou verziou jasné dvojfaktorové riešenie, podobne ako v predchádzajúcej štúdií (Kaščáková et al., 2016), CFA parametre však na rozdiel od predchádzajúcej štúdie neboli uspokojivé a vylepšili sa po vylúčení 2 položiek s najnižšou komunalitou (výsledkom je verzia ECR-R-14). Predpokladáme, že dôvodom nižšej komunalitoty otázky 22R môže byť formulácia položky v množnom čísle („blížkosť milostných partnerů/partnerek je mi veľmi príjemná“), ktorá mohla respondentov s monogamnými postojmi vyrušiť, ak evokovala erotické fantázie. Preto odporúčame vo verzii ECR-R-16 preformulovať túto otázku do jednotného čísla.

Položky vybrané do skrátenej verzie dotazníka *Prožívání blízkých vztahů* (ECR-R-16) okrem vyhovujúcich psychometrických vlastností reprezentujú aj dominantné témy vzťahovej úzkostnosti: obavy z odmietnutia alebo opustenia (položky 2, 3, 15), nadmerná potreba náklonnosti od ostatných (položky 5, 12, 14), distress pri nedostupnosti partnera (položky 6 a 16), a dominantné témy vzťahovej vyhýbavosti: excesívne spoliehanie sa a seba (položka 29R, 36R), neochota zdieľať (20R, 28R 31R) a obavy z blízkosti (položky 22R, 26R, 35R). Vzhľadom na potrebu zachovania dôležitých vzťahových tém sa nám javí ako lepšie riešenie používať vo výskume a klinickej praxi verziu ECR-R-16 a neskracovať dotazník o ďalšie dve položky.

Konvergentná validita vzťahovej úzkostnosti a vyhýbavosti ECR-R-16 s modelom self a druhých a vzťahovými štýlmi RQ ukázala signifikantné, hoci nižšie korelácie než v zahraničných štúdiách na populačných vzorkách (Busonera et al., 2014; Ehrenthal et al., 2006; Tsagarakis, Kafetsios, Stalikas, 2007) .

Sociodemografické rozdiely

Podobne ako v našej predchádzajúcej štúdií (Kaščáková et al., 2016) a tiež v štúdiách na populačných vzorkách (Busonera et al., 2014; Ehrenthal et al., 2006), dôležitým zistením aktuálnej štúdie boli rozdiely v zastúpení vzťahovej úzkostnosti a vyhýbavosti v rozdielnych skupinách obyvateľstva.

Štúdia autorov Chopik, Edelstein a Fraley (2013) na rozsiahlej internetovej vzorke s 86555 respondentmi vo veku od 18 do 70 r. konštatovala signifikantný pokles vzťahovej úzkostnosti s vekom. V našej vzorke nebol tento pokles významný. Vzťahová vyhýbavosť bola v našej skupine signifikantne najvyššia v najstaršej vekovej skupine (70–88 r.), v ktorej tretinu tvorili vdovci/vdovy. Vyhýbavosť u vdov a vdovcov môže byť sčasti spôsobená nespracovanou traumou/stratou a neukončeným smútením. Grossmann a Grossmann (2014) sa zmieňujú o odklone od pôvodného vzťahového štýlu po nespracovanej traumatickej udalosti, ktorou strata celoživotného partnera môže byť.

Zistenia významne vyššej vzťahovej úzkostnosti aj vyhýbavosti u osamelo žijúcich ľudí oproti ľuďom žijúcim v manželstve, partnerstve alebo inom spoločnom živote (s rodičmi, súrodencami, vnúčatami, spolubývajúcimi), korešpondujú so zisteniami v už spomenutej veľkej internetovej štúdií, kde mali ľudia žijúci osamelo vyššiu vzťahovú úzkostnosť vo všetkých vekových kategóriách a vyššiu vzťahovú vyhýbavosť, najmä v mladších vekových kategóriách, než ľudia žijúci vo vzťahoch (Chopik et al., 2013). Vyššie hodnoty vzťahovej úzkostnosti aj vyhýbavosti u rozvedených sú v súlade so zisteniami, že vzťahové dimenzie, najmä vyhýbavosť, sú prediktormi vzťahovej kvality (Nofle, Shaver, 2006). Ľudia s bezpečným vzťahovým štýlom, teda s nižšími hodnotami úzkostnosti a vyhýbavosti bývajú viac spokojní v manželstve (Hazan, Shaver, 1987; Hirschberger et al., 2009), a naopak – ľudia so zvýšenou vzťahovou úzkostnosťou a vyhýbavosťou môžu mať v súvislosti so vzťahmi rôzne dysfunkčné myšlienky, pocity a správanie, čo môže viesť k obojstrannej nespokojnosti vo vzťahu

(Feeney, 2008). O súvislostiach medzi vzťahovými štýlmi a spôsobom riešenia konfliktov sa vo svojej štúdiu s 226 respondentmi zmieňujú Kotrlová a Lacinová (2013).

Nálezy signifikantne nižšieho skóre vyhýbavosti u ľudí s maturitou a VŠ oproti ľuďom so základným a učňovským vzdelaním je v súlade zistením, že vzťahová väzba ovplyvňuje úspešnosť v škole. Študenti s bezpečnou vzťahovou väzbou, teda s nižšou úzkosťou a vyhýbavosťou dosahujú v porovnaní s neisto naviazanými lepšie školské výsledky (Bergin, Bergin, 2009).

Výsledky psychometrickej analýzy ukazujú, že skrátená verzia dotazníka *Prožívání blízkých vztahů* (ECR-R-16)³ môže byť vhodným sebaopisovacím nástrojom vzťahového správania v dospelosti. Čo sa týka plnej verzie dotazníka (ECR-R), analýza vylepšeného prekladu problematických otázok v prípade otázok obsahujúcich „depend on“ ukázala lepšie vlastnosti nového prekladu „spoléhat na“ oproti „závisieť na“. Ukázalo sa tiež, že zložitejšie reverzne kladené otázky majú lepšie vlastnosti u vzdelanejšej skupiny obyvateľstva, a tak predpokladáme, že vo vzdelanejších skupinách obyvateľstva môže byť vhodným nástrojom posudzovania dimenzií vzťahového štýlu aj plná verzia ECR-R. Otázky v českej verzii dotazníkov ECR-R sú formulované na vzťahy k milostnému partnerovi/partnerke. Pre potreby výskumu je s ohľadom na charakteristiky výskumných vzoriek možné ich preformulovať aj na vzťahy k blízkym ľuďom alebo formulovať na vzťahy k matke / otcovi / milostnému(nej) partnerovi(ke) / priateľovi(ke) (Fraley, 2012; Fraley et al., 2011). Zámerom nášho tímu do budúcnosti je ďalšie spracúvanie získaných dát, analýza súvislostí vzťahového štýlu, resiliencie, traumatizácie v detstve, výskytu stresorov počas života a porúch psychického a telesného zdravia.

LIMITY A PREDNOSTI

Limitom štúdie je spôsob zberu údajov. Štandardizované interview mohlo ovplyvniť odpovedanie sociálne želateľným spôsobom. Na druhej strane, respondenti boli informovaní o dodržaní anonymity a vyškolení administrátori boli neutrálne, pre respondentov neznáme osoby, ktoré pomáhali respondentom v prípade nejasností. Dotazník bol súčasťou batérie dotazníkov, ktorej vyplnenie si vyžadovalo cca 45 minút a ECR-R bol približne v prostriedku batérie. Hoci v súbore boli zastúpení aj mladiství od 15 do 18 rokov, nebol použitý variant ECR-R pre mladistvéj.

Hlavnou prednosťou štúdie je vykonanie psychometrickej analýzy na reprezentatívnej vzorke obyvateľstva ČR a možnosť porovnať psychometrické vlastnosti s predchádzajúcou štúdiou.

LITERATÚRA

- Adamov, J. (2017): Vzťahová väzba v detstve a v dospelosti. Stručný prehľad poznatkov. Bratislava, Vydavateľstvo F, Pro mente sana.
- Bartholomew, K., Horowitz, L. M. (1991): Attachment styles among young adults: a test of a four-category model. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61, 2, 226-244.
- Behringer, J. (2017): Das Innere Arbeitsmodell von Bindung bei Erwachsenen. In B. Strauss, H. Schauenburg (Eds.), *Bindung in der Psychologie und Medizin. Grundlagen, Klinik und Forschung – Ein Handbuch*. Stuttgart, Verlag W.Kohlhammer, 54-78.
- Bergin, C., Bergin, D. (2009): Attachment in the classroom. *Education Psychology Review*, 21, 141-170.

³ V online prílohe aktuálneho článku sú uvedené 2 verzie dotazníka ECR-R aj so skórovaním: 1. ECR-R-16 – skrátená 16-položková verzia a 2. ECR-R – úplná 36-položková verzia (pod položkou Nástroje; adresa https://oushi.upol.cz/publikace_vse/). Pre použitie českej verzie je nutný súhlas OUSHI: oushi.upol.cz.

- Bieščad, M., Hašto, J. (2010): Diagnostikovanie typov vzťahovej väzby (attachment) v dospelosti s použitím nástrojov dostupných v našich podmienkach. *Psychiatrie*, 14, 68-74.
- Bowlby, J. (2010): *Vazba. Teorie kvality raných vzťahů mezi matkou a dítětem*. Praha, Portál.
- Bowlby, J. (2012): *Odloučení. Kritické období raného vztahu mezi matkou a dítětem*. Praha, Portál.
- Brennan, K. A., Clark, C. L., Shaver, P. R. (1998): Self-report measurement of adult attachment (Integrative overview). In: J. A. Simpson, W. S. Rholes (Eds.), *Attachment theory and close relationships*. New York, Guilford Press, 46-76.
- Busonera, A., Martini, P., Zavattini, G. C., Santona, A. (2014): Psychometric properties of an Italian version of The Experiences in Close Relationships Revised (ECR-R) scale. *Psychological Reports-114*, 3, 785-801.
- Cameron, J. J., Finnegan, H., Morry, M. M. (2012): Orthogonal dreams in an oblique world: A meta-analysis of the association between attachment anxiety and avoidance. *Journal of Research in Personality*, 46, 5, 472-476.
- Crawford, J. R., Garthwaite, P. H., Slick, D. J. (2009): On percentile norms in neuropsychology: Proposed reporting standards and methods for quantifying the uncertainty over the percentile ranks of test scores. *The Clinical Neuropsychologist*, 23, 7, 1173-1195.
- Crowell, J. A., Fraley, R. C., Shaver, P. R. (2008): Measurement of individual differences in adolescent and adult attachment. In: J. Cassidy, P. R. Shaver (Eds.), *Handbook of attachment*. New York, The Guilford Press, 599-636.
- Dozier, M., Stovall-McClough, K. C., Albus, K. E. (2008): Attachment and psychopathology in adulthood. In: J. Cassidy, P. R. Shaver (Eds.), *Handbook of attachment*. New York, London, The Guilford Press, 718-744.
- Ehrenthal, J. C., Dinger, U., Schauenburg, H. (2006): First result of the evaluation of a German-language version of the interdependency survey „Experiences in Close Relationships-Revised“ (ECR-R). *Psychotherapie Psychosomatik Medizinische Psychologie*, 56, 2, 85-85.
- Feeney, J. A. (2008): Adult romantic attachment: Developments in the study of couple relationships. In: J. Cassidy, P. R. Shaver (Eds.), *Handbook of attachment. Theory, research, and clinical applications*. New York, London, Th Guilford Press.
- Fraley, R. C. (2012): Information on the Experiences in Close Relationships-Revised (ECR-R) Adult Attachment Questionnaire. [Vyhľadane na <http://internal.psychology.illinois.edu/~rcfraley/measures/ecrr.htm>].
- Fraley, R. C., Hudson, N. W., Heffernan, M. E., Segal, N. (2015): Are adult attachment styles categorical or dimensional? A taxometric analysis of general and relationship-specific attachment orientations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 109, 2, 354-368.
- Fraley, R. C., Heffernan, M. E., Vicary, A. M., Brumbaugh, C. C. (2011): The Experiences in Close Relationships-Relationship structures questionnaire: A method for assessing attachment orientations across relationships. *Psychological Assessment*, 23, 3, 615-625.
- Fraley, R. C., Shaver, P. R. (2000): Adult romantic attachment: Theoretical developments, emerging controversies, and unanswered questions. *Review of General Psychology*, 4, 2, 132-154.
- Fraley, R. C., Waller, N. G., Brennan, K. A. (2000): An item response theory analysis of self-report measures of adult attachment. *Journal of Personality and Social Psychology*, 78, 2, 350-365.
- George, C., Kaplan, N., Main, M. (1985): *The Adult Attachment Interview for Adults.*, (Unpublished manuscript). Berkeley, University of California at Berkeley.
- George, C., West, M. (2001): The development and preliminary validation of a new measure of adult attachment: The Adult Attachment Projective. *Attachment Human Development*, 3, 1, 30-61.
- Grossmann, K., Grossmann, K. E. (2014): *Bindungen – das Gefüge psychischer Sicherheit*. Stuttgart, Klett-Cotta.
- Gugová, G. R., Heretik, A., Hajdúk, M. (2014): Psychometric properties of the Slovak version of Experiences in Close Relationships-Revisited (ECR-R) on general adult sample. *Studia psychologica*, 56, 1, 37-37.
- Hašto, J. (2005): *Vzťahová väzba. Ku koreňom lásky a úzkosti*. Trenčín, Vydavateľstvo F.
- Hanak, N., Dimitrijevic, A. (2013): A Serbian version of modified and revised Experiences in Close Relationships Scale (SM-ECR-R). *Journal of Personality Assessment*, 95, 5, 530-538.
- Hazan, C., Shaver, P. (1987): Romantic love conceptualized as an attachment process. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52, 3, 511-524.
- Hirschberger, G., Srivastava, S., Marsh, P., Cowan, C. P., Cowan, P.A.

- (2009): Attachment, marital satisfaction, and divorce during the first fifteen years of parenthood. *Personal Relationships*, 16, 3, 401-420.
- Chopik, W. J., Edelstein, R. S., Fraley, R. C. (2013): From the cradle to the grave: Age differences in attachment from early adulthood to old age. *Journal of Personality*, 81, 2, 171-183.
- Kašćáková, N., Husárová, D., Hašto, J., Kolarčík, P., Šolcová, I. P., Gecková, A. M., Tavel, P. (2016): Validation of a 16-Item short form of the Czech version of the Experiences in Close Relationships Revised Questionnaire in a representative sample. *Psychological Reports*, 119, 3, 804-825.
- Kebza, V., Šolcová, I. (2008): Hlavní koncepty psychické odolnosti. *Československá psychologie*, 52, 1, 1-19.
- Kooiman, C. G., Klaassens, E. R., Lugt, J. Q. v. H., Kamperman, A. M. (2013): Psychometrics and validity of the Dutch Experiences in Close Relationships-Revised (ECRr) in an outpatient mental health sample. *Journal of Personality Assessment*, 95, 2, 217-224.
- Kotrllová, H., Lacinová, L. (2013): Citová vazba a řešení konfliktů v partnerských vztazích v dospělosti. *E-psychologie*, 7, 4, 1-14.
- Kulísek, P. (2000): Problémy teorie raného citového přílnutí (attachment). *Československá psychologie*, 44, 5, 404-423.
- Lečbych, M., Pospíšilíková, K. (2012): Česká verze škály Experiences in Close Relationships (ECR): Pilotní studie posouzení vztahové vazby v dospělosti. *E-psychologie*, 6, 3, 1-11.
- Lečbych, M., Seitzl, M. (2013): The association between self-report attachment dimensions and the Rorschach Oral Dependency Scale in a sample of Czech adults. *Rorschachiana*, 34, 2, 137-155.
- MacDonald, K., Berlow, R., Thomas, M. L. (2013): Attachment, affective temperament, and personality disorders: A study of their relationships in psychiatric outpatients. *Journal of Affective Disorders*, 151, 3, 932-941.
- McWilliams, L. A., Bailey, S. J. (2010): Associations between adult attachment Ratings and health conditions: Evidence from the National Comorbidity Survey Replication. *Health Psychology*, 29, 4, 446-453.
- Michalčíková, R., Lacinová, L., Bouša, O., Kotková, M. (2010): Strachy a citová vazba k rodičům v období rané adolescence. *E-psychologie*, 4, 1, 16-29.
- Mikulincer, M., Shaver, P. R. (2010): Attachment in adulthood. Structure, dynamics and change. New York, Guilford Press.
- Mikulincer, M., Shaver, P. R. (2012): An attachment perspective on psychopathology. *World Psychiatry*, 11, 1, 11-15.
- Noftle, E. E., Shaver, P. R. (2006): Attachment dimensions and the big five personality traits: Associations and comparative ability to predict relationship quality. *Journal of Research in Personality*, 40, 2, 179-208.
- Netemeyer, R. G., Bearden, W. O., Sharma, S. (2003): Scaling procedures: Issues and applications. Thousand Oaks, CA, Sage Publications.
- Pietromonaco, P. R., Uchino, B., Schetter, C. D. (2013): Close Relationship Processes and Health: Implications of Attachment Theory for Health and Disease. *Health Psychology*, 32, 5, 499-513.
- Ravitz, P., Maunder, R., Hunter, J., Sthankiya, B., Lancee, W. (2010): Adult attachment measures: A 25-year review. *Journal of Psychosomatic Research*, 69, 4, 419-432.
- Rozvadský-Gugová, G., Heretik, A. (2011): Gender differences in attachment styles using Slovak version of the Experiences in Close Relationships-Revised (ECR-R). *Acta Technologica Dubnicae*, 1, 2, 29-36.
- Seitzl, M., Charvát, M., Lečbych, M. (2016): Psychometrické charakteristiky české verze škály Experiences in Close Relationships (ECR). *Československá psychologie*, 60, 4, 351-371.
- Schmitt, D. P., Alcalay, L., Alenworth, M., Allik, J., Ault, L., Austers, I. et al., (2004): Patterns and universals of adult romantic attachment across 62 cultural regions: Are models of self and of other pancultural constructs? *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 35, 4, 367-402.
- Schmitz, M. F., Baer, J. C. (2001): The vicissitudes of measurement: A confirmatory factor analysis of the Emotional Autonomy Scale. *Child Development*, 72, 1, 207-219.
- Štefánková, Z. (2007): Citová vazba v rané adolescenci. *Československá psychologie*, 51, 5, 503-516.
- Strauss, B., Schauenburg, H. (2017): Bindung in Psychologie und Medizin. Grundlagen, Klinik und Forschung – Ein Handbuch. Stuttgart: W. Kohlhammer.
- Tsagarakis, M., Kafetsios, K., Stalikas, A. (2007): Reliability and validity of the Greek version of the revised experiences in close relationships measure of adult attachment. *European Journal of Psychological Assessment*, 23, 1, 47-55.

SÚHRN

Problém. Štýl vzťahového prežívania a správania osvojeného v detstve a prejavujúceho sa v dospelosti vykazuje súvislosti s psychickým a fyzickým zdravím. Pre detegovanie vzťahového štýlu bol zvolený dotazník Experiences in Close Relationships-Revised (ECR-R). Cieľom štúdie bolo posúdiť psychometrické vlastnosti prepracovanej plnej verzie dotazníka *Prožívání blízkých vztahů* (ECR-R) s upraveným znením otázok a porovnať jeho vlastnosti so skrátenou verziou ECR-R-16. Ďalším cieľom bolo posúdiť sociodemografické rozdiely vo vzťahovej úzkostnosti a vyhýbavosti v rôznych skupinách obyvateľstva.

Metódy. V rámci výskumnej štúdie boli v reprezentatívnej vzorke obyvateľstva ČR (N = 1800, vek 46,4, SD 17,4, 48,7 % mužov) zozbierané údaje dotazníka ECR-R.

Výsledky. Výsledky exploračnej faktorovej analýzy ukázali oproti plnej verzii väčšiu vhodnosť skrátenej verzie ECR-R-16, ktorá má jasné

dvojfaktorové riešenie a výbornú reliabilitu škály úzkostnosti ($\alpha = 0,91$) aj škály vyhýbavosti ($\alpha = 0,91$). Konfirmačná faktorová analýza ukázala lepšiu zhodu s dátami po vylúčení dvoch položiek s najnižšími h^2 komunalitami (výsledkom je verzia ECR-R-14), avšak pre zachovanie vzťahových tém odporúčame používať verziu ECR-R-16 s preformulovaným znením jednej z otázok. Bola potvrdená konvergentná validita ECR-R-16 so Vzťahovým dotazníkom (Relationships questionnaire – RQ). Sú popísané zistené demografické rozdiely v rôznych skupinách obyvateľstva.

Zhrnutie. Dotazníky ECR-R a ECR-R-16 sa javia ako vhodné pre výskum problematiky vzťahovej väzby v dospelosti a pre klinickú prax.

Limity. Pri porovnávaní s inými štúdiami je potrebné vziať do úvahy, že bola použitá metodika rozhovoru „face to face“ a aj u mladistvých (vek od 15 do 19 rokov, N = 97) bol použitý variant ECR-R pre dospelých.

DOTAZNÍK ŽIVOTNÍCH STRESORŮ (LSC-R): VÝSKYT STRESOROV U DOSPELÝCH OBYVATEĽOV ČR A SÚVIS SO ZDRAVÍM

NATÁLIA KAŠČÁKOVÁ^{1,2}, JANA FÜRSTOVÁ¹, IVA POLÁČKOVÁ ŠOLCOVÁ⁴,
MAGDALÉNA HEVERIOVÁ¹, MICHAL HEVERÍ¹, JOZEF HAŠTO^{1,2,3}, PETER TAVEL¹

¹Institut sociálního zdraví, Univerzita Palackého v Olomouci

²Psychiatricko-psychotherapeutická prax, Pro mente sana, Bratislava

³Vysoká škola zdravotníctva a sociálnej práce sv. Alžbety, Bratislava

⁴Psychologický ústav AV ČR, pobočka Praha

ABSTRACT

The Life Stressor Checklist (LSC-R):
The occurrence of stressors in adult
Czech population and the association
with health

*N. Kaščáková, J. Fürstová, I. Poláčková
Šolcová, M. Heveriová, M. Heverí, J. Hašto,
P. Tavel*

Objective. The occurrence of traumatic events in childhood and during later life increases the incidence of many mental and somatic diseases. The lifetime impact of cumulative stressful events throughout life is very substantial.

The aim of this study was to check selected psychometric parameters of the Czech version of the LSC-R, to assess the occurrence of life stressors in a representative sample of adult population in the CR and to determine associations between the occurrence of stressors, health, pain and problematic use of alcohol and nicotine.

Sample and settings. A cross-sectional study on a representative sample of the adult Czech population (N=1800, age 46.4, SD 17.4, 48.7% of men) collected data on the LSC-R. For convergent validity the Childhood Trauma Questionnaire, the Short-Form Health Survey (SF-8) and the CAGE-questionnaires were used.

Results. In 80% of respondents at least one stressor and in 15% five or more stressors were found. The sociodemographic differences are discussed. People with problematic use of alcohol and nicotine experienced significantly more

overall stressors, stressors that began before the age of 16 years old and more interpersonal violence in comparison with non-drinkers and non-smokers. Confirmatory analysis showed satisfactory fit parameters for the created five-factor model, and convergent validity was demonstrated. Significant associations between scores on the LSC-R, physical and mental health, pain and the problematic use of alcohol and nicotine are discussed.

Summary. The Life Stressor Checklist-Revised appears to be a clinically useful instrument for the detection of lifetime stressors and for research purposes in the context of planning prevention and therapeutic possibilities.

Limitations. The LSC-R was the part of a larger battery and was placed in the last third.

key words:

Life Stressor Checklist-Revised (LSC-R), representative sample, problematic use of alcohol and nicotine, mental and physical health, pain

klúčové slová:

Dotazník životných stresorů (LSC-R), reprezentatívna vzorka, problematické užívanie alkoholu a nikotínu, psychické a fyzické zdravie, bolesť

ÚVOD

Výskyt psychotraumatických zážitkov v detstve a počas neskoršieho života zvyšuje riziko výskytu mnohých psychických aj somatických ochorení (Felitti, 2002). Zvlášť závažný je celoživotný dosah kumulovaných stresových udalostí v priebehu života

N. K.; Institut sociálního zdraví, Univerzita Palackého v Olomouci, Univerzitní 244/22, 771 11 Olomouc; e-mail: natalia.kascakova@oushi.upol.cz

Zpracování článku bylo možné díky finanční podpoře Cyrilometodějské teologické fakulty Univerzity Palackého v Olomouci v rámci projektu IGA-CMTF č. 2018 006.

(Green et al., 2000; Green, Kimerling, 2004). Jedinci vystavení stresujícím zážitkom počas života, najmä ak je prítomné aj zlé zaobchádzanie v detstve, majú v dospelosti zvýšené riziko výskytu depresie (Openshaw et al., 2015). Autori Vinkers et al. (2014) vo svojej štúdii potvrdzujú kumulatívny efekt nevhodného zaobchádzania v detstve, závažných stresorov počas života a denných trápení na rozvoj veľkej depresívnej poruchy. Schumacher et al. (2015) sa venujú súvislostiam medzi zažívaním interpersonálneho násillia a jeho negatívnym kumulatívnym dosahom na zhoršené duševné zdravie.

Sú známe súvislosti medzi zažívaním interpersonálneho násillia a chronickou bolesťou (McCall-Hosenfeld et al., 2014), a tiež medzi prežívaním stresov, zhoršeným fyzickým zdravím a výskytom chronických ochorení (Sledjeski, Speisman, Dierker, 2008). Viacerí autori sa venujú vzťahu medzi stresom a závislosťou (napr. Hassanbeigi et al., 2013; Sinha, 2005), pričom najmä chronicky prežívané stresory v detstve a adolescencii zvyšujú vulnerabilitu na problematické užívanie alkoholu (Casement et al., 2014). Ukazuje sa, že kľúčovú rolu v patogenéze úzkosti a závislosti zohráva zvýšené pálenie (firing) buniek bazolaterálnej amygdaly pri chronicky prežívanom strese (Rau et al., 2015). Autori Mahoney et al. (2015) zistili zvýšené skóre stresových udalostí u užívateľov kokaínu a metamfetamínu v porovnaní so zdravými jedincami.

V longitudinálnych štúdiách sa opakovane dokázalo, že u jedincov, ktorí sú vystavení akútnemu stresu, sa v zvýšenej miere vyvinie posttraumatická stresová porucha v prípade, že počas života zažili zlé zaobchádzanie v detstve alebo zažili viaceré stresové udalosti počas života (Pejuskovic, Lecic-Tosevski, Toskovic, 2017; Schumm, Briggs-Phillips, Hobfoll, 2006).

Existuje množstvo štúdií u ľudí, ktorí zažívali traumatizujúce udalosti vo vojnových oblastiach (napr. Lecic-Tosevski et al., 2013; Pejuskovic et al., 2017), taktiež štúdie u psychoterapeutických a psychiatrických pacientov (Ungerer et al., 2010), štúdie zvlášť v rizikových skupinách žien (Humphreys et al., 2011; Openshaw et al., 2015; Reeves et al., 2017; Schumacher et al., 2010) a štúdie v komunitných vzorkách (Handley et al., 2015). Veteška, Žukov a Fischer (2017) použili LSC-R v rámci skúmania väzenskej populácie. Štúdie, ktoré by skúmali výskyt stresorov v reprezentatívnych vzorkách metódou LSC-R podľa našich informácií nie sú dostupné, avšak nemeckí autori Maercker et al. (2012) skúmali výskyt akútnych a chronických stresorov v priebehu dvoch rokov v reprezentatívnej vzorke 2512 obyvateľov.

Na detegovanie výskytu životných stresorov v priebehu celého života (nielen detstva) a ich potenciálneho traumatogénneho efektu podľa našich zisťovaní neexistuje v česko-slovenskom priestore vyhovujúci nástroj, ktorý by posudzoval typ udalosti, kvantitu, závažnosť vystavenia stresoru, časovú dimenziu, ako aj dosah na aktuálny život.

Life Stressor Checklist-Revised (Wolfe et al., 1996) je sebaopisovací nástroj obsahujúci oproti iným nástrojom posudzujúcim stresové udalosti širšie spektrum stresorov a jeho výhodou tiež je, že poskytuje detailné informácie o čase nástupu a ukončenia pôsobenia udalosti, o subjektívnom prežívaní počas udalosti a o stupni pôsobenia na súčasnosť. Vychádza z DSM-IV definície traumy: „*jedinec bol vystavený traumatickej udalosti, pre ktorú platia obe nasledujúce kritériá: (1) prežil, bol svedkom alebo musel čeliť udalosti alebo udalostiam, pri ktorých došlo k usmrteniu niekoho iného, kedy hrozila smrť alebo kedy došlo k ťažkému úrazu alebo ohrozeniu fyzickej integrity vlastnej alebo iných; (2) reakciou jedinca bol intenzívny strach, beznádej alebo hrôza*“ (APA, 2003). V novšej verzii DSM-5 je precizovaný výskyt traumy, explicitne sa uvádza aj výskyt sexuálneho násillia, dozvedenie sa o udalosti, ktorá sa stala blízkeho členovi rodiny alebo blízkeho priateľovi, uvádza sa aj expozícia averzívny detailom. Emočná reakcia už nie je súčasťou definície traumy (APA, 2015; Hašto, 2016; Hašto, Tavel, 2015).

Cieľom našej štúdie bolo posúdiť vybrané psychometrické parametre *Dotazníka životných stresorů* (Life Stressor Checklist-Revised; LSC-R) a analyzovať výskyt životných stresorov v reprezentatívnej vzorke dospelého obyvateľstva ČR. Ďalším cieľom bolo zistiť asociácie medzi výskytom stresorov, zdravím, bolesťou a problematickým užívaním alkoholu a nikotínu.

METÓDY

Výskumný súbor

V rámci predvýskumu sa u 206 respondentov overili výskumné nástroje a znenia otázok. Samotný výskum bol realizovaný profesionálne vyškolenými administrátormi v septembri a októbri 2016 technikou štandardizovaného rozhovoru s respondentom. Potenciálni respondenti boli informovaní o zachovaní anonymity. Bolo oslovených celkom 2184 náhodne vybraných občanov so žiadosťou o rozhovor k problematike zdravia, životných skúseností a postojov, z nich odmietlo poskytnúť rozhovor 384 respondentov (17,6 %), väčšinou sa jednalo o mužov v mladšom veku. Hlavnými dôvodmi odmietnutia bol nedostatok času (39,2 %), nezáujem či ľahostajnosť a nedôvera k výskumu (24 %), nevyhovujúca téma výskumu a osobný charakter otázok (17,2 %) a dĺžka a náročnosť dotazníku (11,2 %).

Samotný výskumný súbor tvorený 1800 participantmi populácie Českej republiky spĺňa znaky reprezentatívneho súboru z hľadiska pohlavia (48,7 % mužov), vekového zloženia (od veku 15 do 88 rokov, s priemernou hodnotou 46,61), vzdelania (základné 7,8 %, stredoškolské 72 % a vysokoškolské 20,2 %) a z hľadiska regionálnej príslušnosti do 14 krajov, s proporčným zastúpením podľa počtu obyvateľov v jednotlivých krajoch.

Nástroje merania

Dotazník životných stresorů (Life Stressor Checklist-Revised; LSC-R) obsahuje 30 otázok (Wolfe et al., 1996). 19 položiek opisuje situácie, ktoré podliehajú definícii psychickej traumy, 9 otázok opisuje ďalšie zaťažujúce životné situácie. V dvoch otvorených otázkach je následne možnosť uviesť prípadné ďalšie traumatizujúce udalosti, ktoré sa stali respondentovi alebo jeho blízkemu. V cieľených podotázkach sú otázky na vek, kedy sa udalosť udiala, prípadne začala a skončila, tiež na prítomnosť prežívaného strachu a hrôzy a stupeň vplyvu prežitej udalosti na súčasnosť, čo umožňuje stanoviť prítomnosť posttraumatickej stresovej poruchy.

Česká verzia LSC-R bola získaná procedúrou spätného prekladu: pôvodný dotazník bol preložený z angličtiny dvomi nezávislými prekladateľmi, potom späť do angličtiny a nakoniec bol preklad korigovaný na základe konsenzu medzi prekladateľmi a autorkou výskumu.

Možnosti skórovania sú viaceré. Samotní autori dotazníku, Wolfe et al. (1996) odporúčajú 3 možnosti skórovania: 1) *sumárne skóre* sčítaním všetkých pozitívnych odpovedí, skóre môže byť od 0 do 30; 2) posúdiť *závažnosť stresorov* – jednoduchým sčítaním skóre poslednej podotázky, ktorá mapuje dopad stresorov na život respondenta v poslednom roku a celkové skóre môže byť od 0 do 150 a 3) posúdením *traumatickej záťaže* – zrátaním udalostí, ktoré podľa kritérií DSM-IV spĺňajú kritériá prežívania traumatickej udalosti – zrátaním tých udalostí, pri ktorých ľudia zažívali intenzívne pocity bezmocnosti a strachu.

Autori Schumacher et al. (2010) používajú skóre označujúce *interpersonálne násilie* (interpersonal violence), obsahujúce 10 otázok, ktoré postihujú fyzické a psychické týranie, sexuálne zneužívanie a zanedbávanie a skóre *nepriamej traumy* (background

trauma), obsahujúce 6 otázok na udalosti, ktoré nie sú priamo prežívané (napr. ako svedok udalosti) alebo sú neúmyselné (živelná katastrofa). Mexickí autori (Openshaw et al., 2015) k celkovému skóre stresových udalostí uvádzajú aj výskyt stresorov so začiatkom pôsobenia do 16 rokov.

Dotazník *Trauma z detsví* (Childhood Trauma Questionnaire; CTQ) je 28-položkový sebaopisovací dotazník pre dospelých a adolescentov na skrining anamnézy týrania, sexuálneho zneužívania a zanedbávania v detstve (Bernstein, Fink, 1998), českú verziu validovali Kaščáková et al. (2018). Hoci existuje množstvo sebaopisovacích nástrojov na odhalenie traumatizácie v detstve, CTQ je zatiaľ pravdepodobne jediný, ktorý posudzuje všetkých 5 typov zlého zaobchádzania v detstve, t.j. emocionálne a fyzické týranie a sexuálne zneužívanie, ako aj emocionálne a fyzické zanedbávanie. 25 položiek dotazníka meria 5 konštruktov zlého zaobchádzania (5 položiek pre každú subškálu), s možnosťami škálovania od 1 (nikdy) po 5 (veľmi často), s možným rozsahom skóre v jednotlivých subškálach od 5 do 25. Vnútorňá konzistencia jednotlivých subškál je v aktuálnej štúdii výborná (Cronbachovo alfa od 0,78 do 0,88), s výnimkou škály fyzického zanedbávania ($\alpha = 0,57$).

Dotazník SF-8 posudzuje fyzické a psychické zdravie v posledných 4 týždňoch na základe posudzovania zdravia v ôsmich doménach: 1. všeobecné vnímanie zdravia, 2. fyzické funkcie, 3. obmedzenie fyzických aktivít, 4. telesná bolesť, 5. vitalita, 6. sociálne fungovanie, 7. vnímanie psychického zdravia, 8. emočné obmedzenie rolí. Z položiek dotazníka je možné vypočítať celkové fyzické zdravie PCS (Physical Component Summary) a celkové psychické zdravie MCS (Mental Component Summary) (Ware et al., 2000). Česká verzia SF-8, validovaná Bartůškovou et al. (2018), má výbornú vnútorňú konzistenciu (Cronbachovo $\alpha = 0,92$, McDonaldovo $\omega = 0,94$); českú verziu SF-36 validovali autori Petr (1999, 2000, 2001) a Sobotík (1998).

Dotazník CAGE bol pôvodne vyvinutý pre lekárov na rýchlu diagnostiku problémov s alkoholom (Ewing, 1984). Názov dotazníku bol vytvorený z počiatočných písmen anglicky spytovaných oblastí: C (Cut): pocit potreby obmedziť pitie alkoholu, 2. A (Annoyed): podráždenie okolia z pitia alkoholu, 3. G (Guilt): pocit viny v súvislosti s pitím alkoholu, 4. E (Eye-opener): pitie alkoholu ráno za účelom upokojenia sa alebo zbavenia sa „kocoviny“. Respondenti odpovedajú na otázku odpoveďami áno / nie. Bola vyvinutá tiež verzia pre detekciu problémového užívania drog CAGE-AID (Brown, Rounds, 1995), ktorú sme za účelom aktuálneho výskumu modifikovali na užívanie nikotínu. V dotazníku CAGE sa dosahuje skóre od 0 do 4, ako klinicky relevantné sa v CAGE považuje skóre 2 a viac (t.j. aspoň dve odpovede áno). Dotazník CAGE nebol validovaný v našom sociokultúrnom kontexte, je však bežne používaný v klinickej praxi.

Štatistické analýzy

Distribúcia jednotlivých položiek dotazníka bola vyhodnotená pomocou histogramov a ich normalita bola overená Shapiro-Wilkovým testom. Pretože dáta nespĺňali predpoklad normálneho rozdelenia, na štatistické analýzy boli použité neparametrické metódy, a to Wilcoxonov dvojitý test pre porovnanie pohlaví a Kruskal-Wallisov test s Bonferroniho korekciou na porovnanie viacerých skupín. Korelácie medzi položkami dotazníka LSC-R a CTQ a medzi skóre LSC-R a dotazníkom SF-8 boli hodnotené pomocou Spearmanových korelačných koeficientov. Na transformáciu originálnej dichotomickej odpovede áno/nie na kontinuálnu premennú bolo použité skóre dopadu udalosti na posledný rok („Jak moc to ovlivnilo život v posledním roce?“) (podľa Choi et al., 2017). Ak napr. skóre vplyvu konkrétnej zážitej udalosti na po-

sledný rok bolo 3, celkové skóre bolo 3 (1x3). Ak respondent danú udalosť neuviedol, skóre bolo 0. Asociácie medzi skóre LSC-R, skóre SF-8 (položiek fyzického a psychického zdravia a bolesti) a skóre CAGE dotazníkov (CAGE-A na problémové užívanie alkoholu a CAGE-N týkajúci sa užívania nikotínu) boli analyzované pomocou lineárnych regresných modelov. Za účelom lineárnej regresie boli abstinenti označení číslom 0 a hodnoty CAGE-A skóre boli posunuté o jednotku (skóre s hodnotami 1–5). Celkové skóre CAGE-A vrátane abstinentov tak nadobúda hodnoty 0–5. Analogicky pre fajčiarov, kde 0 sú nefajčiari a hodnoty 1–5 sú fajčiari s rôznym stupňom klinickej závažnosti. Dimenzionálna štruktúra dotazníka bola testovaná konfirmačnou faktorovou analýzou (CFA) s využitím matice polychorických korelácií. CFA bola robená pomocou balíka lavaan v programe R, kde je ako metóda odhadu parametrov z ordinálnych dát používaná metóda DWLS (Diagonally Weighted Least Squares). Všetky analýzy boli vykonané s použitím softwaru IBM SPSS Statistics verzia 21¹ a R 3.4.0².

VÝSLEDKY

Prevalencia

Nepřítomnosť stresoru pri zisťovaní LSC-R udávalo 20,4 % respondentov, 20,1 % uviedlo jeden stresor, 20 % dva stresory, 15,4 % tri stresory a 9,2 % štyri stresory. Viac ako 5 stresorov (od 5 do 16) uviedlo 15 % respondentov.

Percentuálny výskyt stresorov, zoradený podľa Schumacher et al. (2010), je uvedený v tab. 1. Najčastejšie sa vyskytujúcimi udalosťami boli popri úmrtí v rodine a potratu stresory zo skupiny *nepříamej traumy*, najmä náhle úmrtie v rodine, svedok vážnej nehody a živeľnej katastrofy, a tiež rozvod (vlastný rozvod aj rozvod rodičov). Zážitky z oblasti *interpersonálneho násillia* majú relatívne nízke zastúpenie, s výnimkou lúpeže. Vo veku do 16 rokov sú najčastejšími rozvod rodičov, úmrtie alebo náhle úmrtie v rodine a svedok násillia v rodine.

Faktorová štruktúra

Štatisticky významný výsledok Bartlettovho testu sféricity ($\chi^2(435) = 5962,1$, $p < 0,001$) spoločne s hodnotou Kaiser-Meyer-Olkinovho kritéria $< 0,8$ (KMO = $= 0,74$) naznačujú, že naše dáta spĺňajú kritériá pre použitie faktorovej analýzy len čiastočne. Keďže dotazník LSC-R má pomerne zložitú vnútornú štruktúru, ktorá nie je podložená jednoznačnými latentnými premennými (faktormi), výsledky exploráčnej faktorovovej analýzy neboli brané do úvahy.

Pre účely konfirmačnej faktorovej analýzy (CFA) bolo využité delenie položiek podľa príbuzných tém. Parametry fitu pre rôzne tri modely CFA sú uvedené v tab. 2. Najprv boli položky rozdelené do dvoch faktorov: prvý faktor obsahoval 21 položiek, ktoré spĺňajú kritériá traumy (položky 1, 2, 3, 10, 11, 12, 13, 17, 18, 19, 20, 21, 22, 23, 24, 25, 26, 27, 28, 29 a 30), druhý faktor obsahoval 9 položiek s ostatnými udalosťami (položky 4, 5, 6, 7, 8, 9, 14, 15, 16). V tomto modeli má len osem položiek náboj vyšší než 0,7, jedenásť položiek má náboj nižší než 0,5. Položky majú vysoké hodnoty reziduí, s čím súvisí aj nepřipustne vysoká hodnota SRMR.

Druhý skúmaný model bol založený na delení podľa Schumacher et al. (2010) do troch faktorov: prvý faktor *Interpersonálna trauma* obsahoval 10 položiek, ktoré opisujú fyzické a psychické týranie, sexuálne zneužívanie a zanedbávanie (položky 11,

¹ IBM Corp. Released 2012. IBM SPSS Statistics for Windows, Version 21.0. Armonk, NY: IBM Corp.

² R Core Team (2017). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org>

Tab. 1 Celkový výskyt životných stresorov v dospeljej populácii (N = 1800) a výskyt stresorov vo veku ≤ 16 rokov, zoradený podľa Schumacher et al. (2010)

Číslo otázky	udalosť	LSC-R		LSC-R (vek≤16r)	
		N	%	N	%
<i>Interpersonálne násilie</i>					
11	Psychické týranie alebo zanedbávanie	75	4,2	57	3,2
12	Fyzické zanedbávanie	26	1,4	23	1,3
21	Lúpež alebo prepadnutie	135	7,5	26	1,4
22	Fyzické týranie a napadnutie do veku 16 r.	75	4,2	74	4,1
23	Fyzické týranie po veku 16 r.	56	3,1	9	0,5
24	Sexuálne slovné obťažovanie	80	4,4	19	1,1
25	Sexuálne dotýkanie do veku 16 r.	21	1,2	21	1,2
26	Sexuálne dotýkanie po veku 16 r.	15	0,8	4	0,2
27	Sexuálne znásilnenie do veku 16 r.	10	0,6	10	0,6
28	Sexuálne znásilnenie po veku 16 r.	18	1,0	–	–
<i>Nepriama trauma</i>					
1	Svedok živej katastrofy	196	10,9	63	3,5
2	Svedok vážnej nehody	388	21,6	98	5,4
3	Vážna nehoda	164	9,1	36	2,0
17	Náhla smrť v rodine	608	33,8	114	6,3
19	Svedok násilia v rodine (do 16 r.)	115	6,4	114	6,3
20	Svedok lúpeže	89	4,9	15	0,8
<i>Ostatné</i>					
4	Uväznenie blízkeho	107	5,9	41	2,3
5	Vlastné uväznenie	11	0,6	–	–
6	Adopcia	8	0,4	8	0,4
7	Rozvod rodičov	229	12,7	195	10,8
8	Rozvod al. život v odlúčení	243	13,5	4	0,2
9	Finančné problémy	186	10,3	25	1,4
10	Vlastné vážne ochorenie	180	10,0	21	1,2
13	Potrat alebo umelé prerušenie tehotenstva*	182	19,7	4	0,4
14	Odlúčenie od dieťaťa	14	0,8	–	–
15	Vážne ochorenie dieťaťa	16	0,9	–	–
16	Opatrovanie chorého	166	9,2	13	0,7
18	Smrť v rodine	871	48,6	184	10,2
29	Iná traumatická udalosť	10	0,6	2	0,1
30	Iná traumatizujúca udalosť u blízkeho	66	3,7	17	0,9

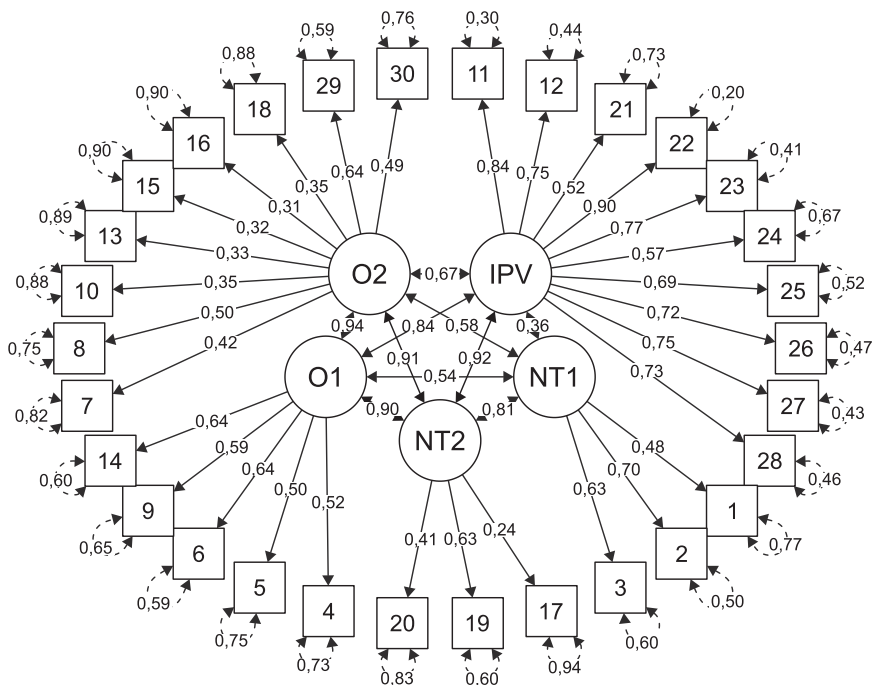
*percentuálne zastúpenie je zisťované v skupine žien (N = 923)

12, 21, 22, 23, 24, 25, 26, 27, 28), druhý faktor *Nepriama trauma* obsahoval 6 položiek, ktoré opisujú udalosti prežívané nepriamo (napr. ako svedok) alebo sú neúmyselné (napr. živelná katastrofa) (položky 1, 2, 3, 17, 19, 20). Tretí faktor obsahoval zostávajúcich 14 položiek. Tento model má mierne lepšie parametre fitu a tiež vyššie náboje jednotlivých položiek než dvojfaktorový model. Najvyššie náboje majú položky sýtiace faktor *Interpersonálna trauma*.

Tab. 2 Parametre konfirmačnej faktorovej analýzy dvoj- troj- a päťfaktorového riešenia škály LSC-R

	2-faktorový model LSC-R	3-faktorový model LSC-R	5-faktorový model LSC-R
DWLS Chi-Square	1247,7 (df 404)	1213,7 (df 402)	1052,4 (df 395)
P-hodnota	< 0,001	< 0,001	< 0,001
CFI	0,895	0,899	0,918
TLI	0,887	0,891	0,910
RMSEA (90% CI)	0,034 (0,032–0,036)	0,034 (0,031–0,036)	0,030 (0,028–0,033)
SRMR	0,315	0,314	0,310

Pretože faktory *Nepriama trauma* a *Ostatné* sa javili ako heterogénne, boli rozdelené každý na dva faktory podľa tém udalostí. Tak vznikol päťfaktorový model: Prvý faktor *Interpersonálna trauma* (IPT) zostal bez zmeny. Faktor *Nepriama trauma* (NT) bol rozdelený na NT1 obsahujúci položky 1, 2 a 3 (živelná katastrofa, nehoda) a NT2 obsahujúci položky 17, 19 a 20 (lúpež, násilie a náhla smrť v rodine). Faktor *Ostatné* (O) bol ďalej rozdelený na O1 obsahujúci položky 4, 5, 6, 9 a 14 (odlúčenie, napr. väzenie, adopcia) a O2 obsahujúci položky 7, 8, 10, 13, 15, 16, 18, 29, 30 (rozvod, vážna choroba, smrť, ďalšie nešpecifikované udalosti). Tento päťfaktorový model, prezentovaný v grafe 1, mal najlepšie parametre fitu a najvyššie náboje položiek zo všetkých porovnávaných modelov. Ako jediný z modelov mal hodnoty koeficientov CFI a TLI nad 0,9. Vo všetkých skúmaných modeloch majú položky vysoké hodnoty reziduí a modely majú veľmi vysokú hodnotu SRMR.



Graf 1 SEM model konfirmačnej faktorovej analýzy s rozdelením položiek LSC do 5 faktorov: Interpersonálna trauma (IPT), Nepriama trauma (NT1, NT2), Ostatné (O1, O2) (Číselné hodnoty udávajú náboje faktorov jednotlivých položiek a korelácie medzi faktormi.)

Konvergentná validita

Korelácie jednotlivých subškál dotazníka LSC-R vytvorených na základe faktorov podľa konfirmačnej faktorovej analýzy, ako aj korelácie jednotlivých príslušných otázok mapujúcich rôzne typy zlého zaobchádzania v detstve so subškálami CTQ a korelácie s celkovým fyzickým a psychickým zdravím dotazníka SF-8 sú prezentované v tab. 3. Korelačné koeficienty nie sú vysoké, ale vo väčšine prípadov sú štatisticky významné.

Reliabilita

Charakter dotazníka LSC-R je dichotomický, s odpoveďami áno/nie a nepredpokladá sa, že jednotlivé položky, predstavujúce rozličné stresové zážitky, budú nutne vzájomne korelovať (Marko, 2016). Preto dotazník nie je vhodný pre skúmanie reliability.

Sociodemografické rozdiely

Rozdiely medzi sociodemografickými skupinami obyvateľstva Českej republiky boli porovnávané na sumárnom skóre LSC-R, na výskyte stresorov do veku 16 rokov a na skóre interpersonálneho násillia a nepriamej traumy podľa Schumacher et al. (2010). V skúmaných skupinách boli štatisticky významné rozdiely v rôznych skóre LSC-R (tab. 4). Ženy mali významne vyšší celkový výskyt traumatických zážitkov (s mierami účinku Cohenovo $d = 0,18$ a $\eta^2 = 0,008$) ako aj interpersonálneho násillia (Cohenovo $d = 0,14$ a $\eta^2 = 0,005$). S vekom stúpal celkový výskyt stresorov, nepriamej traumy a výskyt ostatných stresorov (Cohenovo $d = 0,27-0,36$, $\eta^2 = 0,018-0,032$), ale naopak v mladších vekových skupinách bol signifikantne vyšší výskyt stresorov so začiatkom pôsobenia do veku 16 rokov (Cohenovo $d = 0,50$ a $\eta^2 = 0,060$). Najviac stresorov so začiatkom vo veku do 16-teho roku zažívali ľudia vo veku 15–19 a 20–29 rokov oproti vekovým skupinám starším než 40 rokov. Pri podrobnejšej analýze celkových stresorov sme zistili, že v mladších vekových skupinách je vyšší výskyt rozvodu rodičov oproti starším skupinám ($p = 0,001$, Cohenovo $d = 0,30$ a $\eta^2 = 0,022$) a vyskytuje sa viac psychického týrania a zanedbávania vo vekovej skupine 20–29 rokov oproti skupine 30–39 rokov ($p = 0,019$, Cohenovo $d = 0,13$ a $\eta^2 = 0,004$). V starších vekových skupinách sa vyskytuje viac zážitkov opatrovania chorého a smrti blízkej osoby ($p = 0,001$, Cohenovo $d = 0,20$ a $\eta^2 = 0,010$). Ľudia žijúci v manželstve zažívali významne menej stresorov so začiatkom do veku 16 rokov než ľudia žijúci v partnerstve alebo osamote (Cohenovo $d = 0,40$ a $\eta^2 = 0,039$) a tiež menej interpersonálneho násillia v porovnaní s ľuďmi žijúcimi v partnerstve a rozvedenými (Cohenovo $d = 0,23$ a $\eta^2 = 0,013$). Rozvedení a ovdovení zažívali významne viac celkových stresorov oproti ľuďom slobodným, v manželstve či partnerstve (Cohenovo $d = 0,37$ a $\eta^2 = 0,033$). Detailnejší pohľad priniesol zistenie, že u rozvedených je významne väčší výskyt rozvodu u vlastných rodičov oproti ľuďom žijúcim v manželstve ($p = 0,001$, Cohenovo $d = 0,27$ a $\eta^2 = 0,018$), finančných problémov ($p = 0,001$, Cohenovo $d = 0,32$ a $\eta^2 = 0,024$) a väznenia ($p = 0,003$, Cohenovo $d = 0,16$ a $\eta^2 = 0,006$). U slobodných ľudí bol vyšší výskyt znásillenia do veku 16 rokov oproti ľuďom žijúcim v manželstve ($p = 0,024$, Cohenovo $d = 0,13$ a $\eta^2 = 0,004$). Ľudia starší než 19 rokov s ukončeným základným vzdelaním zažívali významne viac stresorov do veku 16 rokov než ľudia s učňovským vzdelaním ($p = 0,023$, Cohenovo $d = 0,15$ a $\eta^2 = 0,005$). Signifikantne väčší celkový výskyt stresorov mali problémoví aj neproblémoví užívatelia alkoholu a nikotínu oproti abstinentom a nefajčiarom (Cohenovo $d = 0,19-0,21$ a $\eta^2 = 0,009-0,011$) a vyššie skóre stresových udalostí so začiatkom pôsobenia do 16 rokov mali problémoví aj neproblémoví užívatelia alkoholu oproti abstinentom a problémoví fajčiari oproti nefajčiarom a neproblémovým fajčiarom (Cohenovo

Tab. 3 Spearmanove korelácie medzi LSC-R, CTQ a SF-8

	CTQ				SF-8		
	Emocionálne týranie	Fyzické týranie	Sexuálne zneužívanie	Emocionálne zanedbávanie	Fyzické zdravie	Psychické zdravie	Bolesť
LSC-R							
Sumárne skóre	0,206***	0,104***	-0,019	0,048*	0,024	-0,200***	0,233***
Sumárne do veku ≤16 r.	0,257***	0,138***	0,036	0,078***	-0,013	0,053*	0,158***
Interpersonálne násilie	0,254***	0,204***	0,100***	0,119***	0,027	-0,033	0,158***
Nepriama trauma	0,146***	0,106***	-0,001	0,030	0,056*	-0,147***	0,157***
Ostatné stresory	0,137***	0,040	-0,054*	0,023	-0,009	-0,177***	0,210***
Položka č.11	0,205***	-	-	0,139***	-	-	0,203***
Položky č.21, 22, 23	-	0,212***	-	-	-	-	-
Položka č.25	-	-	0,210***	-	-	-	-
Položka č.12	-	-	-	-	0,134***	-	-

Pozn.: ** p < 0,001, * p < 0,05; Položka bolesti dotazníka SF-8 je pre potrebu aktuálnej štúdie hodnotená s opačnou valenciou než je v pôvodnom skórování (t.j. vysoké skóre bolesti znamená vysokú intenzitu bolesti). Pri LSC-R sa porovnáva celkový výskyt životných stresorov v dospelej populácii, výskyt stresorov vo veku ≤16 rokov, subskály LSC-R podľa Schumacher et al. (2010), a jednotlivé položky LSC-R, ktoré tematicky súvisia so subskálami CTQ.

$d = 0,24-0,26$ a $\eta^2 = 0,015-0,016$). U problémových aj neproblémových užívateľov alkoholu bol vyšší výskyt interpersonálneho násillia oproti abstinentom ($p = 0,003$ a $p = 0,009$, s mierami účinku Cohenovo $d = 0,24$ a $\eta^2 = 0,015$ u problémových užívateľov alkoholu a $d = 0,19$ a $\eta^2 = 0,010$ u neproblémových užívateľov alkoholu), neproblémoví užívatelia zažívali významne viac nepriamej traumy oproti abstinentom ($p = 0,010$, Cohenovo $d = 0,18$ a $\eta^2 = 0,009$). Problémoví fajčiarri zažívali viac interpersonálneho násillia oproti neproblémovým fajčiarom ($p = 0,027$, Cohenovo $d = 0,31$ a $\eta^2 = 0,025$) a oproti nefajčiarom ($p = 0,004$, Cohenovo $d = 0,16$ a $\eta^2 = 0,007$), ako aj významne viac nepriamej traumy ($p < 0,002$, Cohenovo $d = 0,19$ a $\eta^2 = 0,009$).

Pre posúdenie vplyvu prežitých stresových zážitkov na celkové fyzické a psychicke zdravie (PCS a MCS z dotazníka SF-8), vnímanie bolesti (z dotazníka SF-8) a miery užívania alkoholu a nikotínu (CAGE-A, CAGE-N) bola využitá regresná analýza. Všetky modely boli adjustované na vek a pohlavie. Výsledky lineárnych regresných modelov v tab. 5 ukazujú na významný súvis psychickeho a fyzického zdravia a bolesti s výskytom stresorov. Pre zrozumiteľnejšiu interpretáciu výsledkov bolo skóre bolesti vyplývajúce z dotazníka SF-8 prevedené na opačnú valenciu, teda vysoké skóre bolesti znamená zažívanie silnej telesnej bolesti (v dotazníku SF-8 je štandardne silná telesná bolesť vyjadrená nízkym skóre). Rovnako nízke skóre fyzického alebo psychickeho zdravia (PCS, MCS) znamená nedostatočné fyzické alebo psychicke zdravie. Výsledky lineárnych regresných modelov naznačujú, že so zvyšujúcim sa počtom traumatických udalostí v živote sa znižuje celkové psychicke a fyzické zdravie a zvyšuje sa tiež miera udávania bolesti. V prípade interpersonálneho násillia sa ukázal významný súvis len s psychickým zdravím a bolesťou, nie s fyzickým zdravím. Medzi skóre LSC-R a skóre problémového užívania alkoholu a nikotínu bola zistená významná pozitívna závislosť.

DISKUSIA

Korelácie medzi otázkami posudzujúcimi zlé zaobchádzanie v detstve z *Dotazníka životných stresorů* (LSC-R) s príslušnými subškálami z *Dotazníka traumatizace z detství* (CTQ) poukázali na konvergentnú validitu vybraných otázok LSC-R s CTQ. Negatívne korelácie súhrných skóre LSC-R s celkovým fyzickým a psychickým zdravím, a tiež korelácie so škálou bolesti z dotazníka SF-8 poukazujú na významný súvis výskytu celoživotných stresorov so zdravím. V aktuálnej štúdií interpersonálne násillie (IPV) a zažívanie traumy so začiatkom do 16 roku života významne korelovalo s psychickým zdravím a bolesťou, nie však s celkovým fyzickým zdravím. Vzťah medzi celoživotnými stresovými udalosťami, najmä kumulovanými, a zdravím je potvrdený vo viacerých štúdiách, i keď odlišnými metodikami než LSC-R (napr. Green et al., 2000). Vzťah medzi interpersonálnym násillím zisťovaným LSC-R a úrovňou psychických ťažkostí zaznamenali vo svojej štúdií s 217 ženami Schumacher et al. (2010) a vzťah medzi zažívaním stresorov so začiatkom pred 16 rokom a depresiou Openshaw et al. (2015).

Vytvorený 5-faktorový model, so zoskupením položiek podľa obsahu tém: interpersonálne násillie, nepriama trauma (s dvomi podskupinami) a ostatné (s dvomi podskupinami) mal dobré parametre fitu, hoci s vysokými hodnotami reziduí, čo pravdepodobne súvisí s širokým záberom dotazníku, veľkou heterogenitou otázok, nevelkými nábojmi položiek a nižším výsledkom KMO kritéria. V literatúre sme sa s CFA dotazníka LSC-R nestretli, nemáme teda s čím naše výsledky porovnať. Výsledky CFA však podporili možnosť používať vo výskumoch rozdelenie stresorov podľa tematicky podobných okruhův (podľa Schumacher et al., 2010; Openshaw et al., 2015).

Tab. 4 LSC-R skóre v sociodemografických skupinách (N = 1800) a v skupinách s problémovým pitím alkoholu a problematickým fajčením a výskyt rozdielov medzi skupinami

	N (%)	LSC-R vo veku ≤16 r.	LSC-R sum. Skóre	Interpersonálne násilie	Nepriama trauma	Ostatné
	M (SD)	M (SD)	M (SD)	M (SD)	M (SD)	M (SD)
Celá vzorka	1800 (100)	1,50 (3,34)	5,93 (6,43)	0,68 (2,18)	1,99 (2,66)	3,25 (3,75)
<i>Pohlavie</i>						
1. muž	877 (48,7)	1,32 (2,86)	5,26 (5,67)	0,47 (1,68)	2,06 (2,75)	2,73 (3,21)
2. žena	923 (51,3)	1,66 (3,74)	6,57 (7,02)	0,88 (2,55)	1,94 (2,57)	3,75 (4,13)
Signifikancia ^a	n.s.	p < ,001	p = ,002	n.s.	n.s.	p < ,001
<i>Vekové kategórie</i>						
1. 15-19r.	97 (5,4)	2,19 (3,14)	3,2 (4,03)	0,42 (1,37)	1,00 (1,76)	1,77 (2,56)
2. 20-29r.	313 (17,4)	2,83 (4,93)	5,30 (6,53)	1,03 (2,83)	1,72 (2,43)	2,56 (3,17)
3. 30-39r.	234 (13,0)	1,38 (2,71)	4,70 (5,60)	0,48 (1,93)	1,56 (2,24)	2,67 (3,35)
4. 40-49r.	385 (21,4)	1,23 (3,04)	6,35 (7,26)	0,75 (2,34)	2,11 (2,84)	3,50 (4,24)
5. 50-59r.	273 (15,2)	1,20 (3,06)	6,74 (6,79)	0,73 (2,37)	2,22 (2,85)	3,79 (3,84)
6. 60-69r.	315 (17,5)	0,89 (3,06)	6,58 (5,84)	0,57 (1,74)	2,36 (2,72)	3,64 (3,69)
7. 70-88r.	183 (10,2)	0,92 (2,10)	6,80 (6,21)	0,48 (1,40)	2,34 (2,88)	3,98 (4,05)
Signifikancia ^b	p < 0,001 (1-4** , 1-5** 1-6***, 1-7***, 2-3** , 2-4***, 2-5***, 2-6***, 2-7***, 3-6*)	p < 0,001 (1-4***, 1-5*** 1-6***, 1-7***, 2-5** , 2-6** 2-7***, 3-5** 3-6***, 3-7**)	n.s.	p < 0,001 (1-4** , 1-5** 1-6***, 1-7***, 3-6**)	p < 0,001 (1-4***, 1-5*** 1-6***, 1-7***, 2-5***, 2-6***, 2-7***, 3-5** 3-6* , 3-7**)	

	N (%)	LSC-R vo veku ≤16 r.	LSC-R sum. Skóre	Interpersonálne násilie	Nepriama trauma	Ostatné
		M (SD)	M (SD)	M (SD)	M (SD)	M (SD)
<i>Spôsob života</i>						
1. v manželstve	921 (51,2)	1,04 (2,52)	5,74 (6,23)	0,54 (1,97)	2,09 (2,73)	3,11 (3,55)
2. s partnerom/kou	351 (19,5)	2,22 (4,38)	6,52 (7,08)	1,02 (2,51)	2,01 (2,67)	3,50 (3,96)
3. sám/a	353 (19,6)	1,45 (3,30)	6,37 (6,55)	0,63 (1,98)	1,96 (2,63)	3,77 (4,25)
4. s rodičmi, súrodencami, spolubývajúcimi	175 (9,7)	2,59 (4,25)	4,87 (5,67)	0,89 (2,76)	1,54 (2,20)	2,44 (3,01)
Signifikancia ^b		p < 0,001 (1-2***, 1-4***, 3-4***)	p = 0,026 (2-4*, 3-4*)	p < 0,001 (1-2***, 2-3**)	n.s.	p = 0,009 (2-4*, 3-4*)
<i>Rodinný stav</i>						
1. slobodný/á	439 (24,4)	2,50 (4,34)	5,03 (6,08)	0,83 (2,35)	1,62 (2,44)	2,57 (3,20)
2. ženatý, vydatá	929 (51,6)	1,03 (2,51)	5,71 (6,22)	0,54 (1,96)	2,08 (2,73)	3,10 (3,54)
3. rozvedený/á	158 (8,8)	1,25 (2,53)	8,22 (6,79)	0,81 (2,21)	1,97 (2,59)	5,45 (4,60)
4. vdovec, vdova	133 (7,4)	0,84 (2,37)	7,89 (6,70)	0,73 (2,03)	2,74 (2,80)	4,40 (4,56)
5. druh, družka	141 (7,8)	2,36 (4,98)	5,76 (7,28)	0,99 (2,94)	1,93 (2,59)	2,84 (3,67)
Signifikancia ^b		p < 0,001 (1-2***, 1-3*, 1-4***, 2-5**, 4-5***)	p < 0,001 (1-2* 1-3***, 1-4***, 2-3***, 2-4***, 3-5***, 4-5***)	p = 0,004 (1-2*, 2-3*)	p < 0,001 (1-2*, 1-4***, 2-4*)	p < 0,001 (1-2* 1-3***, 1-4***, 2-3***, 2-4*, 3-5***, 4-5***)

	N (%)	LSC-R vo veku ≤16 r.	LSC-R sum. Skóre	Interpersonálne násilie	Nepriama trauma	Ostatné
		M (SD)	M (SD)	M (SD)	M (SD)	M (SD)
<i>Vzdelanie</i>						
1. základné (vek ≤18) ¹	28 (1,6)	1,68 (2,24)	2,04 (2,36)	0,36 (0,91)	0,75 (1,27)	0,93 (1,33)
2. základné (vek ≥19) ²	113 (6,3)	2,56 (5,12)	7,05 (6,70)	0,87 (2,64)	2,12 (2,28)	4,07 (4,18)
3. vyučený	442 (24,6)	1,29 (3,03)	6,33 (6,85)	0,59 (2,12)	2,24 (3,00)	3,50 (3,98)
4. maturita, VOŠ	854 (47,4)	1,46 (3,33)	5,67 (6,06)	0,68 (2,03)	1,90 (2,54)	3,10 (3,62)
5. vysokoškolské	363 (20,2)	1,50 (3,07)	6,00 (6,76)	0,79 (2,49)	1,97 (2,63)	3,24 (3,65)
Signifikancia ^b		p = 0,012 (2-3*)	p < 0,001 (1-2***, 1-3***, 1-4**, 1-5**),	n.s.	p = 0,022	p < 0,001 (1-2***, 1-3***, 1-4**, 1-5**),
<i>Ekonomická aktivita</i>						
1. študent/ka	178 (9,9)	2,52 (3,68)	4,29 (5,03)	0,79 (2,22)	1,25 (1,91)	2,25 (2,84)
2. invalidný dôchodca	63 (3,5)	1,35 (3,54)	7,44 (7,22)	0,79 (2,39)	2,32 (2,66)	4,33 (4,92)
3. zamestnaný/á	939 (52,2)	1,62 (3,51)	5,85 (6,52)	0,70 (2,23)	1,93 (2,61)	3,22 (3,76)
4. živnostník, podnikateľ	170 (9,4)	1,17 (2,81)	5,27 (6,47)	0,69 (2,39)	1,99 (2,89)	2,58 (3,04)
5. v domácnosti	38 (2,1)	2,66 (6,19)	9,18 (10,47)	1,79 (4,07)	2,40 (3,52)	5,00 (4,56)
6. nezamestnaný/á	45 (2,5)	2,40 (4,54)	7,24 (7,29)	0,78 (2,34)	2,00 (2,54)	4,47 (4,81)
7. starobný dôchodca	367 (20,4)	0,63 (1,75)	6,49 (5,75)	0,45 (1,44)	2,41 (2,80)	3,63 (3,74)
Signifikancia ^b		p < 0,001 (1-2**, 1-3***, 1-4***, 1-7***, 3-7***)	p < 0,001 (1-2***, 1-3*, 1-5*, 1-7***, 4-7*)	n.s.	p < 0,001 (1-3*, 1-7***, 3-7*)	p < 0,001 (1-2*, 1-3*, 1-5***, 1-7***, 4-5*)

	N (%)	LSC-R vo veku ≤16 r.	LSC-R sum. Skóre	Interpersonálne nášitie	Nepriama trauma	Ostatné
		M (SD)	M (SD)	M (SD)	M (SD)	M (SD)
<i>Pitie alkoholu</i>						
1. abstinenti	865 (48,1)	1,21 (3,06)	5,47 (6,56)	0,59 (2,19)	1,83 (2,62)	3,05 (3,82)
2. neproblémové	751 (41,7)	1,71 (3,49)	6,29 (6,28)	0,75 (2,14)	2,12 (2,61)	3,42 (3,73)
3. problémové	184 (10,2)	1,96 (3,85)	6,61 (6,3)	0,88 (2,27)	2,24 (3,00)	3,50 (3,44)
Signifikancia ^b		p < 0,001 (1-2***, 1-3**)	p < 0,001 (1-2***, 1-3**)	p < 0,001 (1-2***, 1-3**)	p = 0,010 (1-2*)	p = 0,001 (1-2***, 1-3*)
<i>Fajčenie</i>						
1. nefajčiar	1338 (74,3)	1,31 (3,03)	5,64 (6,22)	0,62 (2,04)	1,90 (2,52)	3,12 (3,65)
2. neproblémové	167 (9,3)	1,34 (2,95)	5,48 (6,81)	0,68 (2,60)	1,66 (2,45)	3,14 (3,74)
3. problémové	295 (16,4)	2,46 (4,53)	7,51 (7,36)	0,99 (2,50)	2,63 (3,22)	3,90 (4,11)
Signifikancia ^b		p < 0,001 (1-3***)	p < 0,001 (1-3***)	p = 0,003 (2-3*, 1-3**)	p < 0,001 (1-3**, 2-3***)	p = 0,002 (1-3**)

Poznámky: M = priemer, SD = štandardná odchýlka, n.s. – nevýznamný rozdiel, ***p < 0,001, **p < 0,005, *p < 0,05, mladiství od 15 do 19 rokov so základným vzdelaním, ^aľudia s vekom ≥19 rokov s ukončeným základným vzdelaním. Signifikancie: a = Wilcoxonov test, b = Kruskal-Wallisov test. P hodnota prináleží porovnaniu všetkých skupín, zatiaľ čo vzťahy uvedené v zátvorkách sú výsledkom viacnásobného porovnávania skupín.

Tab. 5 Vzťah medzi skóre LSC-R a celkovým psychickým zdravím (MCS), fyzickým zdravím (PCS) a bolesťou z dotazníka SF-8 a skóre problematického užívania alkoholu (CAGE-A) a problematického užívania nikotínu (CAGE-N) pomocou lineárnej regresie, adjustované na vek a pohlavie

	LSC-R sumárne skóre			LSC-R so začiatkom pred 16 rokmi			Interpersonálne násilie (IPV)		
	Koef β	Std. Error	P hodnota	Koef β	Std. Error	P hodnota	Koef β	Std. Error	P hodnota
MCS	-0,304	0,032	< 0,001	-0,609	0,061	< 0,001	-0,758	0,093	< 0,001
PCS	-0,143	0,032	< 0,001	-0,141	0,062	0,022	-0,143	0,094	0,129
Bolesť	0,203	0,028	< 0,001	0,261	0,054	< 0,001	0,355	0,081	< 0,001
CAGE-A	0,022	0,004	< 0,001	0,035	0,008	< 0,001	0,048	0,012	< 0,001
CAGE-N	0,032	0,005	< 0,001	0,056	0,011	< 0,001	0,049	0,016	0,002

Pozn.: Položka bolesti dotazníka SF-8 je pre potrebu aktuálnej štúdie hodnotená s opačnou valenciou než je v pôvodnom skórovaní (t.j. vysoké skóre bolesti znamená vysokú intenzitu bolesti).

Takmer 80 % respondentov zažilo aspoň jeden stresor, podobne ako v austrálskej komunitnej vzorke (Handley et al., 2015), kde bola takisto najviac častou udalosťou smrť blízkeho. Hoci austrálski autori zisťovali stresory odlišným 12-položkovým zoznamom stresorov a výsledky sa teda nedajú – ani vzhľadom na výraznú kultúrnu a geopolitickú odlišnosť – spoľahlivo porovnať, v komunitnej austrálskej vzorke bolo zistených nepomerne viac fyzických a sexuálnych útokov.

Takmer polovica respondentov zažila smrť v rodine a tretina náhlu smrť v rodine, podobne ako aj v mexickej vzorke rizikových žien z najľudnatejších častí Mexika (Openshaw et al., 2015). Pri sledovaní udalostí do 16 rokov bol okrem smrti v rodine najčastejší rozvod rodičov, s výskytom nad 10 %. Rozvod sa vyskytoval v mexickej vzorke 2x viac a vôbec najčastejším stresorom bol v štúdiu mexických autorov zážitok fyzického násillia v rodine (35 %) a priame fyzické týranie (26 %), ktoré boli v našej štúdiu prítomné u 6,3 % a 4,1 % respondentov. Nepomerne vyšší výskyt fyzického týrania, ale aj núteného sexuálneho dotýkania (27 %) a psychického týrania a zanedbávania (18 %) v mexickej vzorke si vysvetľujeme jej charakterom – išlo o rizikové ženy z najľudnatejšej časti mesta Mexika, viac ako polovica respondentov zažila minimálne päť a viac stresorov (Openshaw et al., 2015). V našej reprezentatívnej vzorke dominovali okrem smrti v rodine a náhlej smrti v rodine hlavne tzv. nepriame traumy – svedok či účastník vážnej nehody a svedok živej katastrofy. V štúdiu z oblasti patriacej do Pacifického kruhu s 576 ženami získanými náborom v zdravotných centrách (Reeves et al., 2017) bolo štvornásobne viac svedkov živých katastrof (42 % žien v porovnaní s 10,9 % spomedzi našich respondentov), percento účastníkov vážnej nehody bolo v oboch súboroch podobné. Z oblasti ostatných stresorov dominovalo už spomenuté úmrtie v rodine, hneď potom nasledovali potraty u žien s takmer 20% zastúpením, čo je menej než 27% zastúpenie u žien z pacifickej oblasti.

Hoci ide o výskumy z posledných 3 rokov, porovnávanie výskytu životných stresorov medzi vyššie uvedenými krajinami je problematické a má svoje obmedzenia, jednak vzhľadom na rozdielny spôsob získavania respondentov, a tiež kultúrne a geopolitické odlišnosti; rozdielny je tiež charakter vzoriek (rizikové ženy z Mexika; ženy z Pacifického kruhu získané náborom v zdravotných centrách) a v prípade austrálskej štúdie je použitý iný dotazník stresorov.

V nemeckej štúdiu autorov Maercker et al. (2012) je síce reprezentatívne zastúpenie populácie, ale je použitá odlišná metodika zisťovania stresorov – dotazník obsahujúci

7 akútnych udalostí (napr. rozvod, smrť blízkeho, nehoda) a 10 chronických stresorov (napr. vážna choroba, opatera blízkeho pre chronickú chorobu, finančné ťažkosti), ktoré sa mali vyskytovať počas posledných 2 rokov. Ohraničenie času na posledné 2 roky pravdepodobne spôsobuje zreteľne nižší výskyt stresorov u nemeckého obyvateľstva oproti nášmu zisťovaniu celoživotnej prevalencie stresových udalostí v ČR (rozvod 4,06 % oproti 13,5 %, dopravná nehoda 1,63 % oproti 9,1 %, starostlivosť o chorého blízkeho 6,1 % oproti 9 %, vážna choroba 5,25 % oproti 10 %).

Domnievame sa, že v klinických vzorkách alebo v rizikových vzorkách obyvateľstva ČR by bolo zastúpenie traumatických udalostí inak rozložené a bolo by viac zastúpené interpersonálne násilie než v reprezentatívnej vzorke.

V aktuálnej štúdii bola možnosť posúdiť sociodemografické rozdiely vo výskyte stresorov. Vyšší výskyt stresorov so začiatkom do veku 16 rokov v mladších skupinách v porovnaní s vekovými skupinami nad 50 rokov by mohol súvisieť so známymi zisteniami viacerých autorov, že vekom sa autobiografické spomienky skresľujú viac pozitívnym smerom (napr. Carstensen, Fung, Charles, 2003), a teda starší respondenti sa natoľko nebudú zmieňovať o negatívnych zážitkoch z detstva. Pred pár desaťročiami spoločnosť viac tolerovala niektoré formy zlého zaobchádzania, takže subjektívne vyhodnotenie traumatizácie v detstve mohlo byť skreslené tým, aké správanie bolo v období detstva a dospievania respondentov tolerované. V aktuálnom výskume sme pri podrobnejšej analýze výskytu jednotlivých stresorov zistili vyšší výskyt rozvodov rodičov u mladších respondentov. Podľa údajov štatistického úradu ČR a európskej databázy Eurostat (2016) bolo v roku 2016 2,6 rozvodov na 1000 obyvateľov, v roku 2006 to bolo dokonca 3,1; rozvodovosť v ČR je na špičke spolu s pobaltskými krajinami. Prekvapivým zistením v aktuálnej štúdii je tiež významne vyšší výskyt psychického týrania a zanedbávania vo vekovej skupine 20–29 rokov (teda ľudí narodených po roku 1997) oproti veku 30–39 rokov. Možným vysvetlením je, že po páde komunistického režimu rodičia stratili predchádzajúce istoty dané režimom a museli sa adaptovať na novú spoločenskú situáciu, spojenú s vyššou mierou slobody a osobnej zodpovednosti. Súčasná mladá generácia je podstatne citlivejšia na témy zlého zaobchádzania v rodinách, keďže je spoločnosť informovanejšia o negatívnych dopadoch týrania, zneužívania a zanedbávania.

Vyšší výskyt celkových stresorov u rozvedených v porovnaní s ľuďmi žijúcimi v partnerstve, manželstve alebo single je v našej štúdii spôsobený čiastočne stresormi ako je samotný rozvod, zlá finančná situácia, ale aj vlastné uväznenie a rozvod rodičov. Ľudia žijúci osamote alebo v partnerstve zažívali viac stresorov so začiatkom pôsobenia do 16 rokov oproti ľuďom žijúcim v manželstve. Predpokladáme, že ľudia, ktorí zažívajú príliš veľa zlého v detstve a adolescencii môžu mať obavy zo samotného vzťahu, ale aj zo vstupu do manželského zväzku. U osamote žijúcich v aktuálnej štúdii bol významne vyšší výskyt rozvodu u rodičov a významne zvýšený výskyt násilnenia do veku 16 rokov než u ľudí v manželstve, tieto skutočnosti, ktoré tiež môžu prispievať k obave zo vzťahu.

Zistenie, že ľudia s najnižším dosiahnutým vzdelaním (základným) zažívajú viac stresorov v detskom a adolescentnom veku je v súlade s predošlým výskumom týkajúcim sa traumatizácie v detstve (Kaščáková et al., 2018), kde bol zistený vyšší výskyt emocionálneho a fyzického zanedbávania a sexuálneho zneužívania u respondentov so základným vzdelaním. Stres v detstve a adolescencii vplýva negatívne na schopnosti učenia (Perry, 2001).

Významný rozdiel vo výskyte celkových stresových udalostí a udalostí so začiatkom do veku 16 rokov u problematických užívateľov alkoholu a nikotínu oproti abstinentom a nefajčiarom, podporuje zistenia štúdií venujúcich sa súvisu medzi stresom a závislosťou (Goeders, 2003), najmä ak ide o kumulované stresory pôsobiace v ranom i neskor-

šom detstve a adolescencii (Enoch, 2011). Podľa štatistik WHO je v Českej republike rovnako ako v SR priemerná spotreba 13 litrov čistého alkoholu na obyvateľa nad 15 rokov ročne, čo je o 2,1 litra viac než Európsky priemer (WHO, 2017). Prevalencia denného fajčenia je 21,2 % v ČR, 22,6 % v SR v porovnaní s priemerom 18,4 % v Európe (Eurostat, 2017). Fajčenie je rizikovým faktorom viacerých chronických ochorení, rakoviny, chronických ochorení pľúc a kardiovaskulárnych ochorení. Konzum alkoholu môže mať nepriaznivé zdravotné a sociálne dôsledky, súvisiace s intoxikáciou či závislosťou, zvyšuje tiež riziko akútnych stavov vrátane zranení a dopravných nehôd. Konzumácia alkoholu a cigariet teda predstavuje rozsiahlejší problém a je predmetom viacerých celonárodných preventívnych programov (MZCR, 2017).

*Dotazník životných stresorů*³ sa ukazuje ako vhodný nástroj na mapovanie celoživotných životných stresorov, poskytujúci detailné informácie o čase nástupu a ukončenia, a tiež o subjektívnom prežívaní počas udalosti a o stupni pôsobenia na súčasnosť. Výhodou dotazníka je možnosť viacerých spôsobov skórovania (jednoduchý súčet udalostí, sumárne skóre celoživotného výskytu udalostí spolu s dopadom na súčasnosť, výskyt udalostí so začiatkom pôsobenia pred 16-tym rokom života, skóre interpersonálneho násillia, skóre nepriamej traumy, skóre ostatných udalostí), čo umožňuje široké využitie vo výskume, podľa cieľu skúmania, a taktiež ako skrininový nástroj na detegovanie rizikových skupín obyvateľstva. Za účelom konkrétneho výskumu je možné rozdeliť otázky na viacero podotázok – napr. otázku 1 na živelné katastrofy rozdeliť na víchrice, požiare, povodne, zemetrasenia; otázku 13 ohľadne potratov rozdeliť na umelé prerušenia tehotenstva a spontánny potrat. Obsahovo sú otázky náročné, avšak môžu dať respondentom pohľad na to, čo všetko v živote zvládli a vydržali, alebo aké mali šťastie, že nejakú z nepriaznivých udalostí nezažili. V kolumbijskej štúdií autorov McHugo et al. (2005), skúmajúcej výskyt životných stresorov u 2729 žien so súčasnou poruchou užívania alkoholu alebo drog a súčasne sa vyskytujúcou psychiatrickou poruchou, opýtané ženy ocenili, že sa ich priamo v otázkach dotazníka pýtali na stresujúce zážitky z ich života, o ktorých s nikým predtým nemali možnosť hovoriť. Vyšší výskyt stresorov u ľudí s problematickým užívaním alkoholu a nikotínu, a tiež korelácie s celkovým fyzickým a psychickým zdravím, poukazujú na dôležité súvislosti a možnosti ďalších skúmaní. Zámerom nášho tímu do budúcnosti je ďalšie spracovávanie získaných údajov, získanie údajov o výskyt stresorov z klinických vzoriek a podrobnejšie skúmanie súvislosti výskytu životných stresorov s psychickým a telesným zdravím.

Limity

Limitom štúdie je spôsob zberu údajov a samotná náročnosť dotazníka. Štandardizované interview mohlo ovplyvniť odpovedanie sociálne želateľným spôsobom. Na druhej strane, respondenti boli informovaní o dodržaní anonymity a vyškolení administrátori boli neutrálne, pre respondentov neznáme osoby, ktoré pomáhali respondentom v prípade nejasností. Dotazník bol súčasťou batérie dotazníkov, ktorej vyplnenie si vyžadovalo cca 45-60 minút a LSC-R bol v poslednej tretine batérie. Vzhľadom na náročnosť otázok pýtajúcich sa na stresory a na ich traumatogénny potenciál, participanti mali možnosť obrátiť sa na lekársku a psychologickú pomoc.

³ V online prílohe aktuálneho článku je uvedená česká verzia dotazníka životných stresorů (pod položkou Nástroje; adresa https://oushi.upol.cz/publikace_vse/). Pre použitie českej verzie je nutný súhlas OUSHI: oushi.upol.cz.

LITERATÚRA

- APA (1994): Diagnostic and statistical manual of mental disorders. Fourth edition. Washington, DC, APA.
- APA (2015): DSM-5®. Diagnostický a statistický manuál duševných poruch. Praha, Hogrefe - Testcentrum.
- Bartůšková, L., Kabát, J., Kaščíková, N., Fürstová, J., Glogar, J., Heverl, M., Hašto, J., Tavel, P. (2018): Psychometrická analýza české verze dotazníku Zdraví a spokojenost (SF-8 Health Survey). *Československá psychologie*, 62, Suppl. 1, 40-55.
- Bernstein, D. P., Fink, L. (1998): Childhood Trauma Questionnaire, A Retrospective Self-Report; Manual. San Antonio, NCS Pearson.
- Brown, R. L., Rounds, L. A. (1995): Conjoint screening questionnaires for alcohol and other drug abuse: criterion validity in a primary care practice. *Wisconsin Medical Journal*, 94, 3, 135-140.
- Carstensen, L. L., Fung, H. H., Charles, S. T. (2003): Socioemotional selectivity theory and the regulation of emotion in the second half of life. *Motivation and Emotion*, 27, 2, 103-123.
- Casement, M. D., Shaw, D. S., Sitnick, S. L., Musselman, S. C., Forbes, E. E. (2014): Life stress in adolescence predicts early adult reward-related brain function and alcohol dependence. *Social Cognitive and Affective Neuroscience*, 10, 3, 416-423.
- Enoch, M. A. (2011): The role of early life stress as a predictor for alcohol and drug dependence. *Psychopharmacology*, 214 1, 17-31.
- Eurostat (2016): [Vyhľadanie na <http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table;init=1;language=en;pcode=tps00013;plugin=1>].
- Eurostat (2017): [Vyhľadanie na http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Tobacco_consumption_statistics].
- Ewing, J. A. (1984): Detecting alcoholism. The CAGE questionnaire. *Jama*, 252, 14, 1905-1907.
- Felitti, V. J. (2002): The relation between adverse childhood experiences and adult health: Turning gold into lead. *Perm J*, 6, 1, 44-47.
- Goeders, N. E. (2003): The impact of stress on addiction. *European Neuropsychopharmacology*, 13, 6, 435-441.
- Green, B. L., Goodman, L. A., Krupnick, J. L., Corcoran, C. B., Petty, R. M., Stockton, P., Stern, N. M. (2000): Outcomes of single versus multiple trauma exposure in a screening sample. *J Trauma Stress*, 13, 2, 271-286.
- Green, B. L., Kimerling, R. (2004): Trauma, posttraumatic stress disorder, and health status. In P. P. S. B. L. Green (Ed.), *Trauma and health: Physical health consequences of exposure to extreme stress*. Washington, DC: American Psychological Association, 13-42.
- Handley, T. E., Kelly, B. J., Lewin, T. J., Coleman, C., Stain, H. J., Weaver, N., Inder, K. J. (2015): Long-term effects of lifetime trauma exposure in a rural community sample. *BMC Public Health*, 15, 1176-1183.
- Hassanbeigi, A., Askari, J., Hassanbeigi, D., Pourmovahed, Z. (2013): The relationship between stress and addiction. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 84, 1333-1340.
- Hašto, J. (2016): Akútna stresová porucha v DSM-5. Porovnanie s vymedzením v ICD-10 a DSM-IV. *Psychiatria, psychoterapia, psychosomatika*, 23, 3-4, 6-8.
- Hašto, J., Tavel, P. (2015): Nové vymedzenie posttraumatickej stresovej poruchy u dospelých a detí v DSM 5 a niektoré aktuálne klinické poznatky. *Psychiatria pre prax*, 16, 3, 95-99.
- Humphreys, J. C., Bernal De Pheils, P., Slaughter, R. E., Uribe, T., Jaramillo, D., Tiwari, A., . . . Belknap, R. A. (2011): Translation and adaptation of the Life Stressor Checklist-Revised with Colombian women. *Health Care for Women International*, 32, 7, 599-612.
- Choi, K. R., Kim, D., Jang, E. Y., Bae, H., Kim, S. H. (2017): Reliability and validity of the Korean version of the Lifetime Stressor Checklist-Revised in psychiatric outpatients with anxiety or depressive disorders. *Yonsei Medical Journal*, 58, 1, 226-233.
- Kaščíková, N., Fürstová, J., Poláčková Šolcová, I., Bieščad, M., Hašto, J., Tavel, P. (2018): Psychometrická analýza českej verzie dotazníka Trauma z detstvá (CTQ) a sociodemografické rozdiely v traumatizácii u dospelých obyvateľov Českej republiky. *Československá psychologie*, 62, 212-230.
- Lecic-Tosevski, D., Pejuskovic, B., Miladinovic, T., Toskovic, O., Priebe, S. (2013): Posttraumatic stress disorder in a serbian community: seven years after trauma exposure. *The Journal of Nervous and Mental Disease*, 201, 12, 1040-1044.
- Maercker, A., Forstmeier, S., Pielmaier, L., Spangenberg, L., Brähler, E., Glaesmer, H. (2012): Adjustment disorders: prevalence in a representative nationwide survey in Germany. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 47, 11, 1745-1752.

- Mahoney, J. J., Thompson-Lake, D. G., Cooper, K., Verrico, C. D., Newton, T. F., De La Garza, R. (2015): A comparison of impulsivity, depressive symptoms, lifetime stress and sensation seeking in healthy controls versus participants with cocaine or methamphetamine use disorders. *Journal of Psychopharmacology*, 29, 1, 50-56.
- McCall-Hosenfeld, J. S., Winter, M., Heeren, T., Liebschutz, J. M. (2014): The association of interpersonal trauma with somatic symptom severity in a primary care population with chronic pain: exploring the role of gender and the mental health sequelae of trauma. *Journal of Psychosomatic Research*, 77, 3, 196-204.
- McHugo, G. J., Caspi, Y., Kammerer, N., Mazelis, R., Jackson, E., Russell, L. et al. (2005): The assessment of trauma history in women with co-occurring substance abuse and mental disorders and a history of interpersonal violence. *The Journal of Behavioral Health Services, Research*, 32, 2, 113-127.
- McNutt, L. A., Carlson, B. E., Persaud, M., Postmus, J. (2002): Cumulative abuse experiences, physical health and health behaviors. *Ann Epidemiol*, 12, 2, 123-130.
- MZCR (2017): [Vyhľadanie na <http://www.mzcr.cz/>].
- Openshaw, M., Thompson, L. M., Pheils, P. B. d., Mendoza-Flores, M. E., Humphreys, J. (2015): Childhood trauma is associated with depressive symptoms in Mexico City women. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 37, 4-5, 308-315.
- Pejuskovic, B., Lecic-Tosevski, D., Toskovic, O. (2017): Longitudinal Study of Posttraumatic Stress Disorder in the Community Risk and Recovery Factors. *Journal of Nervous and Mental Disease*, 205, 2, 77-82.
- Perry, B. D. (2001): The neurodevelopmental impact of violence in childhood. *Textbook of Child and Adolescent Forensic Psychiatry*, 221-238.
- Petr, P. (1999): Kvalita života u nespecifických střevních zánětů. Autoreferát disertační práce. *Kontakt*, 2, Suppl., 1-13.
- Petr, P. (2000): Dotazník SF-36 o kvalitě života podmíněné zdravím. *Kontakt*, 2, Suppl. 1, 26-30.
- Petr, P. (2001): Regionální standard Kvality života podmíněné zdravím. *Kontakt*, 3, 146-150.
- Rau, A. R., Chappell, A. M., Butler, T. R., Ariwodola, O. J., Weiner, J. L. (2015): Increased basolateral amygdala pyramidal cell excitability may contribute to the anxiogenic phenotype induced by chronic early-life stress. *Journal of Neuroscience*, 35, 26, 9730-9740.
- Reeves, E., Silva, S. G., Jaramillo, D., Uribe, T., Tiwari, A., Canaval, G. E. et al. (2017): Trauma exposure among women in the Pacific Rim. *Journal of Nursing Scholarship*, 49, 3, 286-293.
- Schumacher, A. M., Jaramillo, D., Uribe, T., De Pheils, P. B., Holzheimer, W., Taylor, D. et al. (2010): The relationship of two types of trauma exposure to current physical and psychological symptom distress in a community sample of colombian women: why interpersonal violence deserves more attention. *Health Care for Women International*, 31, 10, 946-961.
- Schumm, J. A., Briggs-Phillips, M., Hobfoll, S. E. (2006): Cumulative interpersonal traumas and social support as risk and resiliency factors in predicting PTSD and depression among inner city women. *Journal of Traumatic Stress*, 19, 6, 825-836.
- Sinha, R. (2005): Stress and drug abuse. In: T. Steckler, N. H. Kalin, J. M. H. M. Reul (Eds.), *Handbook of Stress and the Brain*. Amsterdam, Elsevier.
- Sledjeski, E. M., Speisman, B., Dierker, L. C. (2008): Does number of lifetime traumas explain the relationship between PTSD and chronic medical conditions? Answers from the National Comorbidity Survey-Replication (NCS-R). *Journal of Behavioral Medicine*, 31, 4, 341-349.
- Sobotík, S. (1998): Zkušenosti s použitím předběžné české verze amerického dotazníku o zdraví (SF-36). *Zdravotnictví v České republice*, 1, 50-54.
- Ungerer, O., Deter, H.-C., Fikentscher, E., Konzag, T. A. (2010): Verbesserte diagnostik von traumafolgestörungen durch den einatz der life-stressor checklist. *PPmP-Psychotherapie · Psychosomatik · Medizinische Psychologie*, 60, 11, 434-441.
- Veteška, J., Žukov, I., Fischer, S. (2017): Uvěznění a rozvoj nežádoucích obranných mechanismů jako problém pro resocializaci. *Česká a slovenská psychiatrie*, 113, 4.
- Vinkers, C. H., Joëls, M., Milaneschi, Y., Kahn, R. S., Penninx, B. W., Boks, M. P. (2014): Stress exposure across the life span cumulatively increases depression risk and is moderated by neuroticism. *Depression and Anxiety*, 31, 9, 737-745.
- Walker, E. A., Gelfand, A., Katon, W. J., Koss, M. P., Von Korff, M., Bernstein, D., Russo, J. (1999): Adult health status of women with histories of childhood abuse and neglect. *The American Journal of Medicine*, 107, 4, 332-339.

- Ware, J. E., Kosinski, M., Gandek, B., Pouget, C., Nadjar, A., Blanc, M., Dewey, J. E. (2000): Development and testing of the SF-8™ Health survey. *Quality of Life Research*, 307-307.
- WHO (2017): Health statistics. [Vyhľadané na <http://www.who.int/gho/countries/cze/en/>].
- Wolfe, J., Kimerling, R., Brown, P. J., Chrestman, K. R., Levin, K. (1996): Psychometric review of the Life Stressor Checklist-Revised. *Measurement of Stress, Trauma, and Adaptation*, 198-201.

SÚHRN

Problém. Výskyt psychotraumatických zážitkov v detstve a počas neskoršieho života zvyšuje riziko výskytu mnohých psychických aj somatických ochorení. Zvlášť závažný je celoživotný dosah kumulovaných stresových udalostí v priebehu života.

Cieľom aktuálnej štúdie bolo zistiť vybrané psychometrické vlastnosti *Dotazníka životných stresorů* (Life Stressor Checklist-Revised; LSC-R), posúdiť výskyt životných stresorov v reprezentatívnej vzorke dospelého obyvateľstva Českej republiky a zistiť asociácie medzi výskytom stresorov, zdravím, bolesťou a problematickým užívaním alkoholu a nikotínu.

Metódy. V rámci výskumnej štúdie boli v reprezentatívnej vzorke obyvateľstva ČR (N = 1800,

vek 46,4, SD 17,4, 48,7 % mužov) zozbierané údaje z dotazníka LSC-R. Za účelom konvergentnej validity bol použitý dotazník Traumatizace z dětství (CTQ) a dotazník posudzujúci fyzické a psychické zdravie (SF-8), na detekciu problematického užívanía alkoholu a nikotínu bol použitý dotazník CAGE.

Výsledky. Takmer 80 % obyvateľov ČR uviedlo prítomnosť aspoň jedného stresoru, 15 % uviedlo prítomnosť piatich a viacerých stresorov. Diskutuje sa o zistených sociodemografických rozdieloch. Ľudia s problematickým užívaním alkoholu a nikotínu zažívali signifikantne viac celkových stresorov, stresorov so začiatkom pôsobenia pred 16 rokom života a interpersonálneho násillia oproti abstinentom a nefajčiarom. Konfirmačná faktorová analýza ukázala vyhovujúce parametre fitu pre vytvorený 5-faktorový model, zistila sa konvergentná validita. Sú diskutované významné asociácie medzi skóre LSC-R, celkovým fyzickým a psychickým zdravím, bolesťou, problematickým užívaním alkoholu a nikotínu.

Zhrnutie. Dotazník životných stresorů sa javí ako klinicky využiteľný nástroj na detekciu celoživotného výskytu stresorov a na výskumné účely v kontexte plánovania prevencie a terapeutických možností.

Limity. Dotazník bol súčasťou väčšej batérie a bol zaradený v poslednej tretine dotazníkovej batérie.

PSYCHOMETRICKÁ ANALÝZA ŠKÁLY KAŽDODENNÍ SPIRITUÁLNÍ ZKUŠENOSTI (DSES) V ČESKÉM PROSTŘEDÍ

KLÁRA MALIŇÁKOVÁ¹, RADEK TRNKA^{1,2}, GABRIELA ŠARNÍKOVÁ³, VLADIMÍR SMÉKAL¹, JANA FÜRSTOVÁ¹, PETER TAVEL¹

¹*Institut sociálního zdraví, Univerzita Palackého v Olomouci*

²*Pražská vysoká škola psychosociálních studií, Praha*

³*Katedra křesťanské výchovy, CMTF, Univerzita Palackého v Olomouci*

ABSTRACT

Psychometric evaluation of the Daily Spiritual Experience Scale (DSES) in the Czech environment

K. Maliňáková, R. Trnka, G. Šarníková, V. Smékal, J. Fürstová, P. Tavel

Objectives. There is a growing body of literature that focuses on the associations between spirituality and different areas of human life. Therefore, the need for having valid instruments for measuring spirituality is also increasing. The aim of this study was to psychometrically evaluate the Daily Spiritual Experience Scale (DSES) in Czech conditions.

Sample and settings. A nationally representative sample of 1800 Czech respondents aged fifteen years and over ($n=1800$; 46.4 ± 17.4 years; 48.7% men) participated in the survey. Spirituality (DSES) and religiosity, together with basic socio-demographic information, were measured.

Results. The non-parametric comparison of different sociodemographic groups showed higher spirituality among women and among widows/widowers. There was also a trend of increasing spiritual experience in older groups. Spearman's correlation among the items of the scale showed a high inter-item correlation (0.92) between

items 4 and 5; therefore, we decided to exclude item 5. The 15-item version of the scale has high internal consistency with Cronbach's alpha = 0.96 and McDonald's $\omega = 0.98$. The Exploratory Factor Analysis performed on a matrix of polychoric correlations resulted in a two-factor model. The Confirmatory factor analyses supports this model with $\chi^2(89) = 648.1$; $p < 0.001$; SRMR = 0.037; TLI = 0.999; CFI = 0.999; RMSEA = 0.059 (90% CI = 0.055–0.063).

Study limitations. The main limitation of this study is the high proportion of religiously unaffiliated respondents and the correspondingly low number of religious respondents, which is a natural consequence of gathering representative samples in a secular environment.

key words:

DSES,
spiritual experience,
religiosity,
psychometric evaluation

klíčová slova:

DSES,
spirituální zkušenost,
religiozita,
psychometrická analýza

ÚVOD

Spiritualita je v psychologii osobnosti a v psychologii zdraví hojně teoreticky rozvíjeným konceptem. Pro psychodiagnostiku je akcentován význam korelace spirituality s některými indikátory psychického a fyzického zdraví. Spiritualita je také obecně považována za faktor napomáhající k vyšší odolnosti proti stresové zátěži (Reutter, Bigatti, 2014). Častější každodenní spirituální prožívání souvisí s větší subjektivní pohodou (Santoro et al., 2016), s nižší psychopatologií, s pevnějšími přátelskými vazbami a lep-

K. M.; Institut sociálního zdraví, Univerzita Palackého v Olomouci, Univerzitní 244/22, 771 11 Olomouc; e-mail: klara.malinakova@oushi.upol.cz

Zpracování článku bylo možné díky finanční podpoře GA ČR, č. projektu 15-19968S, a Cyrilo-metodějské teologické fakulty Univerzity Palackého v Olomouci v rámci projektu IGA-CMTF č. 2018 006.

ším hodnocením vlastního zdraví (Kalkstein, Tower, 2009). Koenig (2008) teoreticky konceptualizuje vztah mezi spiritualitou a mentálním a fyzickým zdravím. V tradičním pojetí je u něj spiritualita teoreticky zasazena jako jeden z výchozích zdrojů pro dobré psychické zdraví, přesněji jako zdroj morálních hodnot, pozitivních osobnostních rysů a jako podloží pro prožívání pozitivních psychických obsahů, jako například vnitřního klidu, harmonie, naděje, psychické pohody a pocitu smysluplnosti vlastního života. Možná proto také některé empirické studie ukazují, že silnější prožívání spirituality souvisí s celkově vyšší subjektivní životní spokojeností (např. Bailly, Roussiau, 2010).

Ačkoliv je konstrukt spirituality považován za velmi významný v kontextu psychologie zdraví a také pro potenciální využití v klinické praxi, nejednotná definice spirituality a její nejasné vymezení vůči religiozitě způsobuje potíže při porovnávání výsledků jednotlivých studií (Hacklová, Kebza, 2014; Hill, Pargament, 2003; Koenig, 2008). Právě proto je pochopitelné, že u psychologů roste zájem o metody, které konstruktovou spiritualitu spolehlivě měří, a o nástroje vykazující dobré psychometrické parametry.

Existuje celá řada definičních vymezení spirituality (Popp-Baier, 2009; Stříženeč, 2001, 2007) a i psychometrických nástrojů na její měření. Přehled metod pro měření spirituality nabízí studie Koeniga (2008) či studie Meezenbroekové et al. (2012). V českém prostředí byl vyvinut nástroj Pražský dotazník spirituality (Říčan, Janošová, 2005; Říčan, 2006) nebo Test spirituální citlivosti (Říčan, Janošová, Tyl, 2007). Mezi další, v zahraničí používané nástroje patří škála Spiritual Well-Being Scale – Škála spirituální pohody (SWBS, Paloutzian, Ellison, 1982), která byla v českých podmínkách adaptována i ve zkrácené formě pro adolescenty (Malinakova et al., 2017). Používané jsou také Self-Transcendence Scale (STS, Reed, 1991), Spiritual Transcendence Scale (STS, Piedmont, 1999), Expressions of Spirituality Inventory (MacDonald, 2000), Spirituality Assessment Scale (SAS; Howden, 1992), nebo Multidimensional Measure of Religiousness/Spirituality (Fetzer Institute, 1999).

Hlavním cílem této studie je validace české verze dotazníku Daily Spiritual Experience Scale, *Škála každodenní spirituální zkušenosti* (dále jen DSES; Underwood, Teresi, 2002), která se zatím v našem prostředí objevila pouze ve zkrácené podobě jakožto součást dizertační práce (Hacklová, 2013). Tento dotazník vykazuje velmi dobré psychometrické parametry, vysokou interní reliabilitu a test-retestovou reliabilitu (Hill, Edwards, 2013; Underwood, 2011), což také napomohlo ke vzniku početných jazykových adaptací a k mezinárodnímu rozšíření tohoto nástroje. Proto také i definiční vymezení konstruktů spirituality, které následuje v další části, je založeno na konceptualizaci, ze které vycházejí právě autoři tohoto psychometrického nástroje.

Dotazník DSES byl poprvé publikován v roce 2002 (Underwood, Teresi, 2002). Spiritualita je v tomto pojetí konceptuálně vymezena jako prožívání transcendentna, tedy jako subjektivní prožitek toho, co subjekt ve své každodennosti chápe jako reprezentaci Boha, náboženství a spirituality, včetně vztahování se subjektu k této sféře každodenního života, jinými slovy, subjektivní chápání interakce mezi jedincem a transcendentní sférou. Škála DSES však není zaměřena na psychometrické měření religiozity, tedy specifického náboženského vyznání/přesvědčení/víry a souvisejícího religiózního chování jako např. účast na bohoslužbách, aktivní zapojení v náboženské komunitě atd. Naopak – konceptuální vymezení spirituality je zde vztaženo na úroveň prožívání, které přesahuje vazebnost na jednu konkrétní náboženskou orientaci, a je tedy proto univerzálně použitelné pro měření subjektivního spirituálního prožívání. Zároveň je zde typický důraz na každodennost a všednost spirituálního prožívání, tedy ne na psychometrické měření mimořádných mystických zkušeností ani vrcholných zážitků, případně zážitků blízkých smrti. Tato konceptualizace „každodenní“ spirituality sleduje klíčovou otázku: „Co konstituuje hlavní pocity a myšlenky vztahující se k propojení víry a každodenního života?“ (Underwood, Teresi, 2002).

Teorie každodenního spirituálního prožívání (Underwood, Teresi, 2002) a z ní vyplývající dotazník DSES byly podrobeny velkému počtu empirických korelačních studií a jedná se o ucelený koncept s velkou výzkumnou i praktickou využitelností. Konstrukt DSES silně pozitivně koreluje s konstruktem spirituálního růstu (Cole et al., 2008) a také s některými z položek konstruktu spirituální zralosti (Hall, Koenig, Meador, 2010). Velká část empirických výzkumných studií se věnovala zejména souvislostem DSES s různými indikátory v oblasti psychologie zdraví, například s psychickým a fyzickým zdravím (např. Kalkstein, Tower, 2009; Skarupski et al., 2010), se subjektivní pohodou (Sanchez, Arocena, Ceballos, 2010), s emočním zdravím (Allen et al., 2008), se stresem a úzkostností (Underwood, Teresi, 2002), s prožíváním bolesti (Rippentrop, Altmaier, Chen, 2005; Wachholtz, Pargament, 2005) či se subjektivním zvládnutím nemoci (Park, Brooks, Sussman, 2009). Dále byly provedeny výzkumy zabývající se souvislostí DSES s depresí (např. Desrosiers, Miller, 2007; Koenig et al., 2016), osamělostí (Kalkstein, Tower, 2009), optimismem (Ellison, Fan, 2008) a také s temperamentem (Sanchez, Arocena, Ceballos, 2010). Doposud byly provedeny validační studie francouzské (Bailly, Roussiau, 2010), španělské (Mayoral et al., 2011), brazilské (Kimura et al., 2012) a čínské (Lo et al., 2016). Tyto studie prokázaly dobrou vnitřní konzistenci a uspokojivou reliabilitu škály DSES u různých jazykových verzí. Konstruktová validita byla podpořena korelací s životní spokojeností (Mayoral et al., 2011) a religiózní afiliací (Lo et al., 2016), konvergentní validita korelací s rysovou religiozitou (Kimura et al., 2012). Většina výsledků těchto validačních studií také podporuje jednodimenzionální konceptualizaci konstruktu každodenní spirituální zkušenosti. Dotazník DSES je v současné době široce využíván v mezinárodním měřítku.

Cílem této studie je 1) představit českou verzi dotazníku DSES, 2) odhadnout vnitřní konzistenci české verze škály DSES, 3) odvodit faktorovou strukturu české verze DSES, 4) prezentovat psychometrické parametry české verze škály DSES pro budoucí využití v psychodiagnostice a psychologii osobnosti či psychologii zdraví.

METODY

Výběrový soubor

Výzkumné nástroje a znění otázek byly v rámci předvýzkumu ověřeny na 206 respondentech. Vlastní výzkum byl realizován profesionálně vyškolenými administrátory v září a říjnu 2016. Terénní šetření bylo provedeno technikou standardizovaného řízeného rozhovoru tazatele s respondentem (face-to-face). Konečná podoba tazatelského archu byla stanovena na základě výsledků předvýzkumu. Celkem bylo osloveno 2184 náhodně vybraných občanů, z nichž 384 (17,6 %) rozhovor odmítlo poskytnout. Většinou se jednalo o muže a ženy do 24 let. Mezi nejčastější důvody odmítnutí patřil nedostatek času (39,2 %), nezájem o účast a nedůvěra k výzkumu (24,0 %), nevyhovující téma výzkumu a osobní charakter otázek (17,2 %) a délka a náročnost dotazníku (11,2 %).

Výzkumný soubor je tvořený 1800 respondenty z České republiky vybranými náhodným výběrem pomocí kvót. Soubor je reprezentativním vzorkem populace České republiky ve věku nad 15 let z hlediska pohlaví (48,7 % mužů), věku (prům. věk 46,41, SD 17,40), vzdělání (základní 7,8 %, středoškolské 72,0 % a vysokoškolské 20,2 %) a regionální příslušnosti.

Nástroje

DSES byla z angličtiny přeložena dvěma nezávislými českými rodilými mluvčími. Obě verze byly následně porovnány a diskutovány s cílem vytvořit jednotnou verzi

nástroje. Ta byla následně profesionálním překladatelem zpětně přeložena do angličtiny. Přeložená verze byla porovnána s originálem a odsouhlasena autorkou škály. DSES je tvořena 16 položkami, které jsou hodnoceny na šestistupňové modifikované Likertově škále odstupňované podle intenzity prožívání sledovaných jevů (1 = mnohokrát denně, 2 = každý den, 3 = většinu dní, 4 = některé dny, 5 = občas, 6 = nikdy). Všechny položky jsou formulovány pozitivně. Poslední položka škály, otázka „Jak blízko Bohu se celkově cítíte?“ má pouze čtyři možnosti (1 = vůbec ne, 2 = docela blízko, 3 = velmi blízko, 4 = nejbližší, jak je to možné). Aby tato otázka odpovídala směru, kterým jsou formulovány ostatní, musí být její skóre obráceno.

Vysoké hodnoty DSES skóru tedy odpovídají nízké intenzitě spirituálního prožívání, což může působit potíže při interpretaci. Možné je tedy také obrátit celkový výsledek a namísto o skóre DSES mluvit o intenzitě prožívání. Tento přístup jsme se v naší studii rozhodli využít i pro prezentaci našich výsledků. Autorka nabízí několik možností skórování celé škály. První variantou, která byla použita v originálním článku, je prostý součet bodů u všech položek, včetně reverzního skóru položky 16. Celkový skór se tak pohybuje v rozmezí 16-94 bodů. Druhou možností, která byla taktéž použita v originální studii a je užívána častěji, je použití průměrného skóru. Zde autorka doporučuje rozprostření 4 bodů položky 16 do šestibodového spektra. Třetí možností je dichotomizace otázek, která se může lišit podle výzkumného cíle různých studií.

Religiozita byla měřena pomocí otázky: „Označil/a byste se nyní za věřícího člověka?“ (s možnými odpověďmi: 1 = Ano, jsem člen církve nebo náboženské organizace, 2 = Ano, ale nejsem člen církve nebo náboženské organizace, 3 = Ne, 4 = Ne, jsem přesvědčený ateista). Pro účely logistické regrese byla otázka také dichotomizována (odpověď 1 nebo 2 = věřící, 3 nebo 4 = nevěřící).

Sociodemografické údaje byly zjišťovány v první části dotazníku a zahrnovaly otázky na pohlaví, věk, způsob života, rodinný stav, nejvyšší dosažené vzdělání a ekonomickou aktivitu.

Statistická analýza dat

Distribuce jednotlivých položek dotazníku byla vyhodnocena pomocí histogramů a jejich normalita byla ověřena Shapiro-Wilkovým testem normality. Protože data nespĺňovala předpoklad normálního rozdělení, byly ke statistickým analýzám použity neparametrické metody, a to Mann-Whitneyho dvouvýběrový test pro porovnání pohlaví a Kruskal-Wallisův test s Bonferroniho korekcí pro porovnání více skupin. Vzájemná korelace jednotlivých položek škály byla hodnocena pomocí Spearmanova korelačního koeficientu, vnitřní konzistence s využitím koeficientů Cronbachovo alfa a McDonaldovo omega. K určení počtu faktorů byla použita kombinace metod Kaiserovo (K1) kritérium, sutinový graf, paralelní analýza (PA) a test Minimum average partial (MAP). Jelikož jsou jednotlivé položky dotazníku ordinálního charakteru, byly analýzy PA i MAP provedeny na matici polychorických korelací s využitím balíku `random.polychor.pa` v programovacím prostředí R. Dimenzionální struktura dotazníku byla testována konfirmační faktorovou analýzou (CFA) s využitím matice polychorických korelací. CFA byla provedena pomocí balíku `lavaan` v programu R, kde je jako metoda odhadu parametrů z ordinálních dat používána metoda DWLS (Diagonally Weighted Least Squares). Explorační faktorová analýza (EFA) byla počítána metodou WLS (Weighted Least Squares) na základě matice polychorických korelací. Vzhledem k vyšší korelovanosti jednotlivých položek škály byla při ní využita šikmá rotace (Oblimin). EFA byla počítána pomocí balíku `Psych` programu R. Pro další analýzu dat (vztah mezi pohlavím a religiozitou) byla využita binární logistická regrese (mužské pohlaví byla referenční kategorie). Jelikož se jedná o reprezentativní data,

byly vytvořeny percentilové tabulky stratifikované podle pohlaví a věku respondentů. Všechny analýzy byly provedeny s použitím softwaru IBM SPSS Statistics verze 21 a R 3.4.0.

VÝSLEDKY

Popisné charakteristiky datového souboru a vzájemná porovnání sociodemografických skupin jsou uvedeny v tab. 1.

Statistické testy (Kruskal-Wallis a Mann-Whitney) ukázaly rozdíly v intenzitě spirituálního prožívání mezi různými sociodemografickými skupinami. Ženy dosahují signifikantně vyšších hodnot než muži. Následně provedená logistická regrese (adjustovaná pro věk) ukázala, že totéž zjištění je platné i pro analýzu religiozity jakožto dichotomické proměnné. Ženy vykazovaly signifikantně vyšší poměr šancí ($B = 0,270$, $S.E = 0,106$, $Wald = 6,520$, $df = 1$, $p = 0,011$, Nagelkerkovo $R^2 = 0,47$, $Exp(B) = 1,31$, konfidenční interval 1,07-1,61), že budou patřit do skupiny respondentů, kteří sami sebe označují jako věřící (bez ohledu na příslušnost k církvi). Určitý trend lze dále vysledovat u věkových kategorií, kde intenzita narůstá s věkem. Porovnání skupin podle rodinného stavu dále ukázalo, že spiritualitu nejsilněji prožívají lidé ovdovělí. Porovnání skupin podle vzdělání ukázalo signifikantní rozdíly pouze mezi některými skupinami, bez pozorovatelného trendu. Lidé, kteří sami sebe označují za věřící členy církve, mají signifikantně vyšší hodnoty než ostatní skupiny respondentů, od skupin nevěřících a ateistů se však liší také věřící mimo církev.

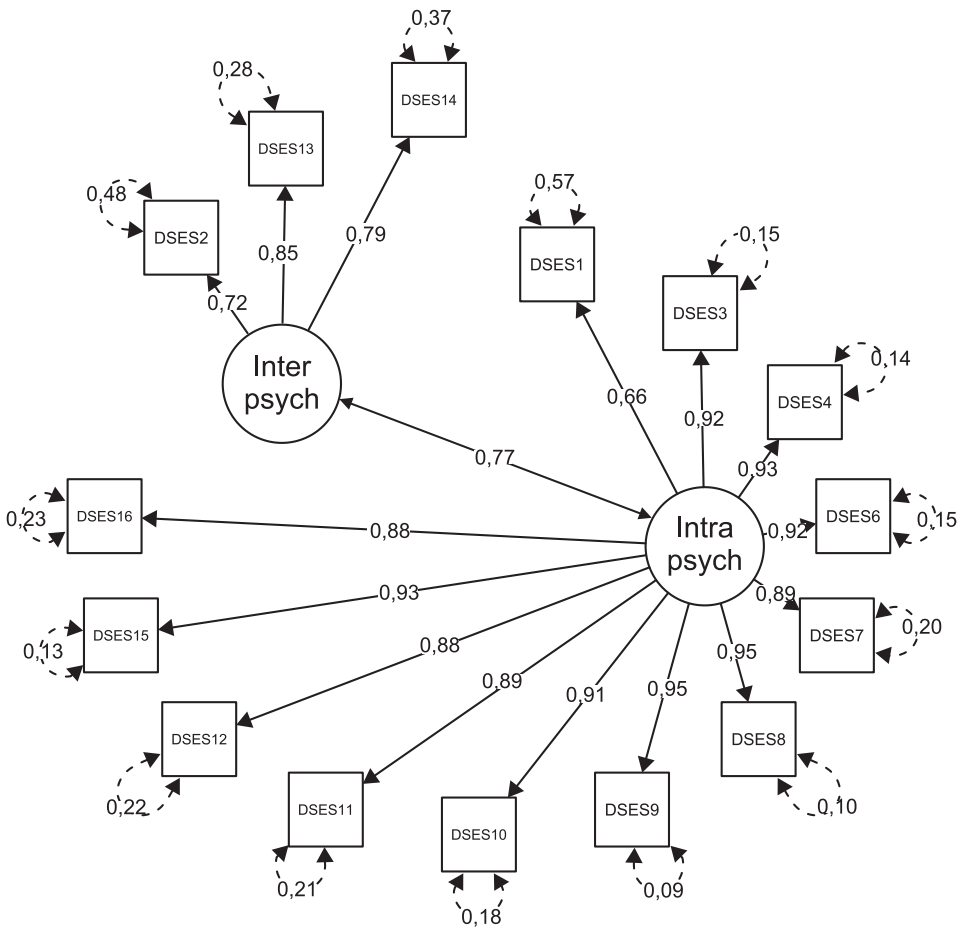
Psychometrické vlastnosti dotazníku DSES

Ověření faktorové struktury

Statisticky významný výsledek Bartlettova testu sfericity ($\chi^2(120) = 28596,541$, $p < 0,001$) a hodnota Kaiser-Meyer-Olkinova kritéria $> 0,8$ ($KMO = 0,963$) ukázaly, že naše data splnila základní podmínky pro použití faktorové analýzy (Cerny, Kaiser, 1977). Na základě doporučení autorky škály (Underwood, Teresi, 2002) jsme se však nejprve rozhodli ověřit korelační koeficienty mezi jednotlivými položkami škály, zejména pak položkami 4 („Ve svém náboženství nebo spiritualitě nacházím sílu.“) a 5 („Ve svém náboženství nebo spiritualitě nacházím útěchu.“). U těchto položek autorka navrhuje vyřazení položky 5 v případě jejich vysoké korelovanosti. Hodnota Spearmanova korelačního koeficientu se pohybovala v rozmezí 0,33 (položky 6 a 16) až 0,92 (položky 4 a 5). Proto jsme se rozhodli pro patnáctipoložkovou verzi škály bez otázky č. 5. Po této úpravě byl výsledek Bartlettova testu sfericity: $\chi^2(105) = 24750,202$, $p < 0,001$ a $KMO = 0,966$. Dalším krokem bylo ověření počtu faktorů pomocí Kaiserova kritéria (počet vlastních čísel s hodnotou ≥ 1), sutinového grafu, paralelní analýzy (PA) a testu Minimum average partial (MAP). PA byla spočítána pomocí simulace 1000 náhodných matic permutací naměřených dat. Výsledky všech použitých metod shodně doporučily extrakci dvou faktorů. Explorační faktorová analýza (EFA) s využitím šikmé (Oblimin) rotace na matici polychorických korelací je prezentována v tab. 2. Většina položek dotazníku sytí faktor 1, který jsme nazvali Intrapsychický. Pouze položky 2, 13 a 14 sytí faktor 2, který jsme nazvali Interpsychický. Položka s číslem 1 („Pociťuji Boží přítomnost.“) sytí oba faktory s přibližně stejně nízkým nábojem (0,35, resp. 0,39) a má rovněž nízkou komunalitu, $h^2 = 0,46$. Po vyloučení této položky z dotazníku se psychometrické ukazatele nijak výrazně nezměnily. Proto jsme se rozhodli, že položku 1 v dotazníku ponecháme. Zařadili jsme ji pod Intrapsychický faktor, protože zde významově lépe zapadá. Tab. 2 rovněž prezentuje položkovou analýzu škály DSES. Korelace všech položek s hrubým skórem (HS) jsou dostatečně vysoké (nad 0,5).

CFA byla počítána na základě matice polychorických korelací. Nejprve byl pro všech 16 otázek ověřen jednofaktorový model navrhovaný autorkou škály. Náboje všech faktorů na jednotlivé položky při tomto modelu jsou poměrně vysoké (nad 0,6). Tento model vykazuje poměrně dobrou shodu s našimi daty: $\chi^2 (104) = 1964,9$; $p < 0,001$; SRMR = 0,055; TLI = 0,997; CFI = 0,997; RMSEA = 0,100 (90% CI = 0,096–0,104). Po vyřazení otázky 5 se hodnoty ještě mírně zlepšily: $\chi^2 (90) = 1351,4$; $p < 0,001$; SRMR = 0,055; TLI = 0,997; CFI = 0,997; RMSEA = 0,088 (90% CI = 0,084 – 0,092).

Na základě výsledků paralelní analýzy, MAP testu a explorační faktorové analýzy jsme se proto rozhodli ověřit ještě dvoufaktorový model bez otázky 5 (graf 1). V tomto modelu jsou vyšší náboje faktorů (nad 0,65) a také shoda modelu s daty je z analyzovaných modelů nejvyšší: $\chi^2 (89) = 648,1$; $p < 0,001$, SRMR = 0,037; TLI = 0,999; CFI = 0,999; RMSEA = 0,059 (90% CI = 0,055–0,063).



Graf 1 SEM model konfirmační faktorové analýzy s rozdělením položek zkrácené verze DSES do dvou faktorů.

(Číselné hodnoty udávají náboje faktorů jednotlivých položek a korelaci mezi faktory.)

Tab. 1 Popisné charakteristiky datového souboru a výsledky neparametrického porovnání spirituálního prožívání v rámci jednotlivých sociodemografických skupin (Mann-Whitneyho a Kruskal-Wallisův test)

	n (%)	Prům. hodnoty spirituálního prožívání ^a (SD)	Medián spirituálního prožívání ^a (Q1; Q3)	p - hodnota
Pohlaví				
1. mužské	877 (48,7)	1,89 (1,01)	1,50 (1,19; 2,25)	< 0,001
2. ženské	923 (51,3)	2,08 (1,13)	1,69 (1,25; 2,54)	
Věk				
1. 15-19	97 (5,4)	1,72 (0,85)	1,50 (1,19; 1,84)	< 0,001 (1-5*, 1-6**, 1-7***, 2-6**, 2-7***, 3-5*, 3-6***, 3-7***, 4-6**, 4-7***, 5-7*)
2. 20-29	313 (17,4)	1,83 (0,90)	1,56 (1,19; 2,08)	
3. 30-39	234 (13,0)	1,88 (1,04)	1,50 (1,13; 2,25)	
4. 40-49	385 (21,4)	1,93 (1,01)	1,56 (1,25; 2,25)	
5. 50-59	273 (15,2)	2,08 (1,18)	1,63 (1,22; 2,60)	
6. 60-69	315 (17,5)	2,15 (1,18)	1,69 (1,25; 2,79)	
7. 70-88	183 (10,2)	2,27 (1,23)	1,94 (1,25; 2,92)	
Způsob života				
1. s manželem/manželkou	921 (51,2)	2,05 (1,10)	1,62 (1,25; 2,50)	n.s
2. s partnerem/kou	351 (19,5)	1,81 (0,87)	1,56 (1,25; 2,10)	
3. sám/á bez stálého partnera/ky	353 (19,6)	2,05 (1,18)	1,56 (1,19; 2,54)	
4. s rodiči/sourozenci	175 (9,7)	1,91 (1,07)	1,56 (1,19; 2,23)	
Rodinný stav				
1. svobodný/á	439 (24,4)	1,77 (0,90)	1,50 (1,23; 2,00)	< 0,001 (1-2**, 1-4***, 2-4***, 2-5*, 3-4***)
2. ženatý, vdaná	929 (51,6)	2,04 (1,10)	1,63 (1,25; 2,49)	
3. rozvedený/á	158 (8,8)	1,92 (1,00)	1,56 (1,25; 2,17)	
4. vdovec, vdova	133 (7,4)	2,60 (1,43)	2,19 (1,31; 3,73)	
5. druh, družka (partnerský vztah)	141 (7,8)	1,81 (0,89)	1,50 (1,19; 2,13)	

	n (%)	Prům. hodnoty spirituálního prožívání ^a (SD)	Medián spirituálního prožívání ^a (Q1; Q3)	p - hodnota
Nejvyšší dosažené vzdělání				
1. základní	141 (7,8)	1,92 (1,11)	1,50 (1,19; 2,27)	
2. SOU bez maturity	442 (24,6)	2,12 (1,20)	1,69 (1,68; 2,60)	0,013 (2-3**, 3-4*)
3. střední škola s maturitou	854 (47,4)	1,91 (1,01)	1,56 (1,19; 2,29)	
4. vysokoškolské	363 (20,2)	2,03 (1,06)	1,69 (1,25; 2,44)	
Ekonomická aktivita				
1. zaměstnaný	939 (52,2)	1,86 (0,97)	1,56 (1,25; 2,23)	
2. podnikatel, OSVČ	170 (9,4)	2,57 (1,46)	1,53 (1,13; 2,43)	
3. v domácnosti, včetně MD	38 (2,1)	1,99 (0,87)	1,88 (1,19; 2,61)	
4. nezaměstnaný	45 (2,5)	2,02 (1,20)	1,56 (1,19; 2,08)	
5. student	178 (9,9)	1,86 (0,97)	1,50 (1,19; 2,25)	
6. invalidní důchodce	63 (3,5)	2,57 (1,46)	2,07 (1,31; 3,67)	
7. starobní důchodce	367 (20,4)	2,21 (1,21)	1,85 (1,25; 2,83)	
Religiozita ^b				
1. věřící	170 (9,4)	3,74 (1,18)	3,79 (2,82; 4,66)	
2. věřící mimo církvev	361 (20,1)	2,65 (1,06)	2,44 (1,81; 3,29)	
3. nevěřící	1004 (55,8)	1,60 (0,67)	1,44 (1,18; 1,75)	
4. přesvědčený ateista	265 (14,7)	1,44 (0,62)	1,25 (1,00; 1,63)	

P hodnota přísluší srovnání všech skupin, zatímco vztahy uvedené v závorkách jsou výsledkem vícenásobného porovnávání skupin. Pro přehled jsou uvedeny také průměrné hodnoty a mediány pro jednotlivé skupiny.

Poznámky: ^aintenzita duchovního prožívání je získána jako reverzní hodnota DSES skóre. ^bnezávisle na návštevách bohoslužeb, Q1 = dolní kvartil (25%), Q3 = horní kvartil (75%), n.s. = nesignifikantní výsledek (p > 0,1), *p < 0,05, **p < 0,01, ***p < 0,001

Tab. 2 Položková analýza a faktorová struktura DSES škály s vyloučenou položkou 5 s využitím explorační faktorové analýzy s šikmou (Oblimin) rotací

Položka	Faktor		Komunalita h^2	Položková analýza			
	Intra psychický	Inter psychický		Průměr	SD	Korelace s HS položky	
8	1,00	-0,09	0,90	1,70	1,25	0,86	0,83
3	0,96	-0,03	0,87	1,90	1,37	0,86	0,84
4	0,96	-0,05	0,86	1,70	1,27	0,85	0,83
16	0,95	-0,10	0,77	1,40	0,68	0,76	0,74
9	0,93	0,02	0,90	1,70	1,31	0,88	0,86
7	0,92	-0,04	0,80	1,80	1,26	0,82	0,79
6	0,88	0,06	0,85	1,90	1,39	0,87	0,85
15	0,88	0,07	0,87	1,80	1,37	0,87	0,85
10	0,76	0,18	0,80	1,80	1,30	0,84	0,82
11	0,71	0,24	0,80	1,90	1,34	0,85	0,82
12	0,66	0,28	0,79	2,20	1,56	0,84	0,81
1	0,35	0,39	0,46	2,10	1,39	0,63	0,57
13	0,03	0,81	0,70	2,60	1,58	0,67	0,60
14	0,03	0,76	0,61	2,60	1,50	0,63	0,57
2	0,06	0,66	0,50	2,60	1,38	0,58	0,52
Vlastní číslo	9,07	2,41					
% variability	60,00	16,00					
Průměr ^a (SD)	1,81 (1,15)	2,48 (1,14)					
Alfa	0,97	0,79					

^aintenzita duchovního prožívání, tj. reverzní hodnota DSES skóru

Reliabilita

V prvním kroku byla vnitřní konzistence dotazníku DSES ověřena pro kompletní šestnáctipoložkovou škálu. Tato analýza ukázala velmi vysokou reliabilitu, s hodnotou Cronbachova alfa = 0,96. Takto vysoký koeficient alfa naznačuje přítomnost redundantních položek. Po odstranění položky 5 z důvodu silné korelace s položkou 4 klesla hodnota Cronbachova alfa na 0,95. Hodnoty alfa při odstranění dalších jednotlivých položek zůstaly stejné, tedy 0,95. Podle Cronbachova alfa je tedy vnitřní konzistence škály DSES velmi vysoká. Jelikož koeficient alfa předpokládá unidimenzionalitu a stejnou varianci pravých skóreů napříč všemi položkami, ověřili jsme reliabilitu škály i McDonaldovým koeficientem omega (ω) vhodným pro vícedimenzionální škály. Koeficient ω_h (hierarchical omega) je založen na hierarchickém modelu a odhaduje saturaci hlavního faktoru, zatímco koeficient ω_t (total omega) udává celkovou reliabilitu testu. Hodnoty $\omega_h = 0,77$ a $\omega_t = 0,98$ naznačují, že reliabilita škály DSES v českém prostředí je vysoká.

Percentilové tabulky pro tvorbu norem

Percentilové tabulky (tab. 3a, 3b a 3c) stratifikované podle pohlaví a věku respondentů jsou součástí online přílohy tohoto článku, která je pod položkou Nástroje dostupná na adrese: oushi.upol.cz/publikace_vse. Percentil udává procento osob s hodnotou (DSES) pod daným skórem a polovinu z procent respondentů, kteří daný skór získali (Crawford et al., 2009).

DISKUSE

Cílem této studie bylo psychometrické ověření vlastností DSES na reprezentativním vzorku české populace. Výsledky popisné statistiky a neparametrických porovnání mezi skupinami ukázaly vyšší spiritualitu u žen a u respondentů, kteří ztratili partnera. Pozorovatelný je také trend nárůstu spirituálního prožívání u starších věkových skupin. Následné analýzy jednotlivých položek škály ukázaly na vysokou korelovanost dvou otázek, proto jsme se rozhodli jednu z problematických položek vyloučit a nadále pracovat pouze s patnáctipoložkovou verzí. Škála vykazuje vysokou reliabilitu, nicméně explorační i konfirmační analýza spíše než jednofaktorový model navržený autorkou škály podporují model dvoufaktorový.

Vyšší výskyt spirituálního prožívání u žen zjištěný v naší studii odpovídá výsledkům studií na amerických vzorcích (Kalkstein, Tower, 2009; Kim, Martin, Nolt, 2016; Underwood, 2011) a na chorvatském vzorku (Rakosec et al., 2015), liší se však od výzkumů autorů z jiných zemí, kteří rozdíl mezi pohlavími nenalezli (Bailey, Roussiau, 2010; Ng et al., 2009). Autorka škály zvažuje možnost ovlivnění výpovědi (a tím i celkového skóre spirituálního prožívání) mírou emocionality, která je obsažena v některých otázkách a která může být v některých kulturách akceptovatelnější pro ženy než pro muže (Underwood, 2011). Tuto hypotézu by bylo potřeba potvrdit výzkumem v českém prostředí. Kontrolní analýza vztahu mezi religiozitou a pohlavím, která ukázala vyšší šance religiózního prožívání u žen, zatím spíše naznačuje, že se jedná o jev, který není závislý na konkrétním nástroji. Také studie, kterou provedli Kim, Martin, Nolt (2016) na vzorku populace Spojených států amerických konstatuje, že zvýšené prožívání spirituality u žen nebylo důsledkem formulace otázek.

Za pozornost stojí také zmiňovaný trend zvyšujícího se spirituálního prožívání u starších věkových skupin, který není v ostatních člancích zmiňován. Šárníková et al. (2018) jej při měření spirituality nástrojem FACIT-Sp uvádějí pouze pro subškálu „Víra“, zatímco při použití celého dotazníku se rozdílů neukazují. To znovu ukazuje

na již často citovaný problém nejednotné definice spirituality (Koenig, 2008) a z toho plynoucích potíží při porovnávání jednotlivých výzkumů. Zatímco spiritualita v širším slova smyslu může být o něco rovnoměrněji rozložená napříč věkovými i jinými kategoriemi, intenzivní prožívání vztahu k Bohu se v naší společnosti zdá být silněji spojené s posledním obdobím života. Dalším možným vysvětlením může být, že vyšší spirituální prožívání (zde především hlubší vztah k Bohu) je častější v kohortě Čechů v seniorském věku, která mohla procházet intenzivnější náboženskou výchovou než mladší kohorty. Kromě toho je také možné, že svou roli může hrát i tendence využívat víru jako zvládací mechanismus. Tento mechanismus není v sekulární společnosti „potřebný“, dokud mají respondenti jiné možnosti. Stárí a s ním spojený úbytek sil, zdravotní problémy a snižující se možnost kontroly nad vlastním životem však může alternativní zvládací mechanismy oslabovat a náboženství tak může získávat na důležitosti.

Faktorová struktura zjištěná na českém vzorku se částečně překrývá s dvoufaktorovou strukturou, kterou popisují Currier et al. (2012). Liší se tedy od originální studie, která prezentuje jednofaktorový model se slabším nábojem položek 13 a 14 (Underwood, Teresi, 2002). Obdobně i španělská verze ukazuje na přítomnost jednoho faktoru se slabším nábojem položek 2, 13 a 14, což jsou zároveň položky, které tvoří druhý faktor v naší studii. Kalkstein a Tower (2009) uvádějí dva faktory, přičemž druhý je tvořen otázkami 13 a 14. Stejný výsledek nacházejí v prvotní analýze i Ng et al. (2009) a Lo et al. (2016), kteří se však nakonec rozhodují pro jednofaktorové řešení, ke kterému se dále kloní i další (Kim, Martin, Nolty, 2016). Někteří výzkumníci včetně autorky dále rozlišují tzv. teistické (explicitně zmiňující slovo „Bůh“) a non-teistické (reprezentující spiritualitu v širším slova smyslu) položky škály (Underwood, 2006; Zemore, Kaskutas, 2004). Podobnou strukturu bychom v důsledku sekulárního prostředí mohli očekávat i v našem případě, podrobnější faktorová analýza však ukázala, že faktory se liší spíše směrem, kterým jsou orientovány procesy s nimi spojené. Faktor Intrapsychický tak zahrnuje položky, které reprezentují osobní prožívání, ať už ve vztahu k Bohu nebo duchovnímu životu obecně. Naproti tomu faktor Interpsychický spojuje položky, které jsou spojené s prožíváním vztahu k druhým a ke světu. Námí prezentovaná dvoudimenzionální struktura může napomoci lepšímu vhledu do fungování nástroje v sekulárních podmínkách, autorka však nikde nezmiňuje možnost používat jednotlivé dimenze jako samostatné subškály. Proto se i v této studii při tvorbě norem pro používání škály DSES držíme jejího pojetí a normy uvádíme pouze pro souhrnný skór.

Nízký náboj a nízká komunalita položky 1 implikují otázku jejího vyloučení ze škály, rozhodli jsme se jí však ponechat proto, že její vyřazení nijak výrazně nezlepšilo psychometrické ukazatele, a naopak se domníváme, že položka může být zajímavá i pro samostatnou analýzu. Navíc lze očekávat, že výsledky faktorové analýzy budou odlišné u vzorku čistě religiozních respondentů a další zkrácení škály by tedy mohlo znamenat zbytečný zásah do nástroje.

Celkově lze DSES doporučit jako vhodný nástroj pro měření spirituálního prožívání v našem prostředí, tím spíše, že obecně neobsahuje položky, které by byly zároveň ukazateli mentálního zdraví. Naopak, vysoké hodnoty spirituálního prožívání nevylučují ani přítomnost deprese (Underwood, 2011). Škálu lze tedy použít nejen pro analýzy vztahu se zdravím fyzickým, ale i psychickým.

Silné stránky a limity

Tato studie má několik silných stránek, z nichž nejvýraznější je rozsáhlý reprezentativní vzorek českých respondentů. Jedná se také o první studii, která se zabývá překladem a validací Škály denního spirituálního prožívání v českém prostředí. Nabízíme

tak nový nástroj, který je k dispozici pro následné výzkumy. Určitou limitací je nízký podíl religiózních respondentů, který je v českém prostředí logickým výstupem reprezentativních sběrů. Dalším limitem je, že data jsou založena na osobní výpovědi respondentů během standardizovaného řízeného rozhovoru a mohou být tedy ovlivněna sociální žádoucností.

Implikace

Analýzy provedené na reprezentativním českém vzorku naznačují, že Škála denního spirituálního prožívání¹ je po vypuštění otázky 5 použitelným nástrojem pro hodnocení religiózního i nereligiózního prožívání. Vysoký podíl nereligiózních respondentů u reprezentativních vzorků v českém prostředí je nicméně spojen s potenciálně obtížnější interpretací výsledků průřezových studií. Při využití DSES pro další výzkum proto doporučujeme zohlednění dalších faktorů, jako je např. náboženská příslušnost respondentů. Vzhledem k věkovému průměru věřících respondentů a genderovým odlišnostem je dále nezbytné adjustovat analýzy pro věk a pohlaví. Vhodné by také bylo doplnit tuto studii analýzou rozsáhlejšího čistě religiózního souboru české populace.

ZÁVĚR

Naše výzkumy ukazují, že patnáctipoložková verze DSES je nástrojem, který je v českém prostředí využitelný pro analýzu vztahů spirituálního prožívání s nejrůznějšími oblastmi života včetně fyzického a mentálního zdraví.

LITERATURA

- Allen, R. S., Phillips, L. L., Roff, L. L., Cavanaugh, R., Day, L. (2008): Religiousness/spirituality and mental health among older male inmates. *Gerontology*, 48, 692-697.
- Bailly, N., Roussiau, N. (2010): The Daily Spiritual Experience Scale (DSES): Validation of the short form in an elderly French population. *Canadian Journal on Aging*, 29, 223-231.
- Cerny, B. A., Kaiser, H. F. (1977): A study of a measure of sampling adequacy for factor-analytic correlation matrices. *Multivariate Behavioral Research*, 12, 43-47.
- Cole, B. S., Hopkins, C. M., Tisak, J., Steel, J. L., Carr, B. I. (2008): Assessing spiritual growth and spiritual decline following a diagnosis of cancer: Reliability and validity of the spiritual transformation scale. *Psycho-Oncology*, 121, 112-121.
- Crawford, J. R., Garthwaite, P. H., Slick, D. J. (2009): On percentile norms in neuropsychology: Proposed reporting standards and methods for quantifying the uncertainty over the percentile ranks of test scores. *The Clinical Neuropsychologist*, 23, 1173-1195.
- Currier, J. M., Kim, S. H., Sandy, C., Neimeyer, R. A. (2012): The factor structure of the Daily Spiritual Experiences Scale: exploring the role of theistic and nontheistic approaches at the end of life. *Psychology of Religion and Spirituality*, 4, 108-122.
- Desrosiers, A., Miller, L. (2007): Relational spirituality and depression in adolescent girls. *Journal of Clinical Psychology*, 63, 1021-1037.
- Ellison, C. G., Fan, D. (2008): Daily spiritual experiences and psychological well-being among US adults. *Social Indicator Research*, 88, 247-271.
- Fetzer Institute & National Institute on Aging Working Group (1999): Multidimensional measurement of religiousness/spirituality for use in health research. Kalamazoo, Fetzer Institute.
- Hacklová, R. (2013): Psychosociální aspekty religiozity a spirituality ve vztahu ke zdraví.

¹ Informace k nástroji a kontakt na jeho autorku lze nalézt na <http://www.dsescala.org/>.

Pro používání nástroje je třeba získat souhlas autorky a vyplnit registrační formulář. Nástroj je pro nekomerční použití k dispozici zdarma, podmínkou je citace originálního článku a informování autorky o výsledcích výzkumu. Pro použití české verze je nutný souhlas OUSHI: oushi.upol.cz. Výsledná patnáctipoložková škála je součástí online přílohy článku, která je pod položkou Nástroje k dispozici ke stažení na adrese: oushi.upol.cz/publikace_vse/.

- Dizertační práce. Praha, Univerzita Karlova v Praze.
- Hacklová, R., Kebza, V. (2014): Religiozita, spiritualita a zdraví. *Československá psychologie*, 58, 120-140.
- Hall, D. E., Koenig, H. G., Meador, K. G. (2010): Episcopal measure of faith tradition: A context-specific approach to measuring religiousness. *Journal of Religion & Health*, 49, 164-178.
- Hill, P. C., Pargament, K. I. (2003): Advances in the conceptualization and measurement of religion and spirituality - Implications for physical and mental health research. *American Psychologist*, 58, 64-74.
- Hill, P. C., Edwards, E. (2013): Measurement in the psychology of religiousness and spirituality: Existing measures and new frontiers. In: K. I. Pargament, J. J. Exline, J. W. Jones (Eds.), *APA handbook of psychology, religion, and spirituality (Vol. 1): Context, theory, and research*. Washington, American Psychological Association, 51-77.
- Howden, J. W. (1992): Development and psychometric characteristics of the spirituality assessment scale. Ann Arbor, Texas Woman's University, UMI Dissertation Services.
- Kalkstein, S., Tower, R. B. (2009): The Daily Spiritual Experiences Scale and well-being: Demographic comparisons and scale validation with older Jewish adults and a diverse internet sample. *Journal of Religion & Health*, 48, 402-417.
- Kim, S. H., Martin, B. J., Nolty, A. T. (2016): The factor structure and measurement invariance of the Daily Spiritual Experiences Scale. *International Journal for the Psychology of Religion*, 26, 240-251.
- Kimura, M., de Oliveira, A. L., Mishima, L. S., Underwood, L. G. (2012): Cultural adaptation and validation of the Underwood's Daily Spiritual Experience Scale - Brazilian version. *Revista da Escola de Enfermagem da Usp*, 46, 99-106.
- Koenig, H. G. (2008): Concerns about measuring „Spirituality” in research. *Journal of Nervous and Mental Disease*, 196, 349-355.
- Koenig, H. G., Pearce, M. J., Nelson, B., Erkanli, A. (2016): Effects on Daily Spiritual Experiences of religious versus conventional Cognitive Behavioral Therapy for depression. *Journal of Religion & Health*, 55, 1763-1777.
- Lo, G., Chen, J., Wasser, T., Portenoy, R., Dhingra, L. (2016): Initial validation of the Daily Spiritual Experiences Scale in Chinese immigrants with cancer pain. *Journal of Pain and Symptom Management*, 51, 284-291.
- MacDonald, D. A. (2000): Spirituality: Description, measurement, and relation to the five factor model of personality. *Journal of Personality*, 68, 153-197.
- Malinakova, K., Kopcakova, J., Kolarcik, P., Madarasova Geckova, A., Polackova Solcova, I., Husek, V. et al. (2017): The Spiritual Well-Being Scale: Psychometric evaluation of the shortened version in Czech adolescents. *Journal of Religion and Health*, 56, 697-705.
- Mayoral, E. G., Underwood L. G., Laca F. A., Mejía, J. C. (2011): Validization of the Spanish version of Underwood's Daily Spiritual Experiences Scale in Mexico. *International Journal of Hispanic Psychology*, 6, 191-202.
- Meezenbroek, E. D., Garssen, B., van den Berg, M., van Dierendonck, D., Visser, A., Schaufeli, W. B. (2012): Measuring spirituality as a universal human experience: A review of spirituality questionnaires. *Journal of Religion & Health*, 51, 336-354.
- Ng, S. M., Fong, T. C. T., Tsui, E. Y. L., Au-Yeung, F. S. W., Law, S. K. W. (2009): Validation of the Chinese Version of Underwood's Daily Spiritual Experience Scale—Transcending cultural boundaries? *International Journal of Behavioral Medicine* 16, 91-97.
- Paloutzian, R. F., Ellison, C. W. (1982): Loneliness, spiritual well-being and the quality of life. In: L. A. Peplau and D. Perlman (Eds.), *Loneliness: A sourcebook of current theory, research and therapy*, New York, Wiley, 224-237.
- Park, C. L., Brooks, M., Sussman, J. (2009): Dimensions of religion and spirituality in psychological adjustment in older adults living with congestive heart failure. In: A. Ai, M. Ardelt (Eds.), *Faith and well-being in later life: Linking theory with evidence in an interdisciplinary inquiry*. New York, Nova Science Publishers, 41-58.
- Piedmont, R. L. (1999): Does spirituality represent the sixth factor of personality? Spiritual transcendence and the five-factor model. *Journal of Personality*, 67, 985-1013.
- Popp-Baier, U. (2009): Náboženská či existenciální hlediska: spiritualita jako „most přes rozbourané vody”. *Československá psychologie*, 53, 193-201.
- Rakosec, Z., Miksic, S., Juranic, B., Batinic, L. (2015): Psychometric characteristics of Croatian version of the Daily Spiritual Experience Scale. *Religions*, 6, 712-723.
- Reed, P. G. (1991): Self-transcendence and mental-health in oldest-old adults. *Nursing Research*, 40, 5-11.

- Reutter, K. K., Bigatti, S. M. (2014): Religiosity and spirituality as resiliency resources: Moderation, mediation, or moderated mediation? *Journal for the Scientific Research of Religion*, 53, 56-72.
- Rippentrop, A. E., Altmaier, E. M., Chen, J. J. (2005): The relationship between religion/spirituality and physical health, mental health, and pain in a chronic pain population. *Pain*, 116, 311-321.
- Říčan, P. (2006): Spiritualita jako klíč k osobnosti a lidským vztahům. *Československá psychologie*, 50, 119-137.
- Říčan, P., Janošová, P. (2005): Spirituality: Its psychological operationalization via measurement of individual differences: A Czech perspective. *Studia psychologica*, 47, 157-165.
- Říčan, P., Janošová, P., Tyl, J. (2007): Test spirituální citlivosti. *Československá psychologie*, 51, 153-160.
- Sanchez, E. G. M., Arocena, F. A. L., Ceballos, J. C. M. (2010): Daily spiritual experience in Basques and Mexicans: A quantitative study. *Journal of Transpersonal Research*, 2, 10-25.
- Santoro, A. F., Suchday, S., Benkhokha, A., Ramanayake, N., Kapur, S. (2016): Adverse childhood experiences and religiosity/spirituality in emerging adolescents in India. *Psychology of Religion and Spirituality*, 8, 185-194.
- Skarupski, K., Fitchett, G., Evans, D., Mendes, C. F. (2010): Daily spiritual experiences in a biracial community-based population of older adults. *Aging and Mental Health*, 14, 779-789.
- Stříženeč, M. (2001): Psychologické aspekty spirituality. *Československá psychologie*, 45, 118-126.
- Stříženeč, M. (2007): Novšie psychologické pohľady na religiozitu a spiritualitu. Bratislava, Ústav experimentálnej psychológie SAV.
- Šarníková, G., Maliňáková, K., Fürstová, J., Dubovská, E., Tavel, P. (2018): Psychometrická analýza škály FACIT-Sp na reprezentativním vzorku české populace. *Československá psychologie*, 62, Suppl. 1, 114-128.
- Underwood, L. G. (2006): Ordinary Spiritual Experience: Qualitative research, interpretive guidelines, and population distribution for the Daily Spiritual Experience Scale. *Archive for the Psychology of Religion*, 28, 181-218.
- Underwood, L. G. (2011): The Daily Spiritual Experience Scale: Overview and results. *Religions*, 2, 29-50.
- Underwood, L. G., Teresi, J. A. (2002): Development, theoretical description, reliability, exploratory factor analysis, and preliminary construct validity using health-related data. *Annals of Behavioral Medicine*, 24, 22-33.
- Wachholtz, A. B., Pargament, K. I. (2005): Is spirituality a critical ingredient of meditation? Comparing the effects of spiritual meditation, secular meditation, and relaxation on spiritual, psychological, cardiac, and pain outcomes. *Journal of Behavioral Medicine*, 28, 369-384.
- Zemore, S. E., Kaskutas, L. A. (2004): Helping, spirituality and alcoholics anonymous in recovery. *Journal of Studies on Alcohol*, 65, 383-391.

SOUHRN

Cíle. Souvislosti spirituality s nejrůznějšími oblastmi lidského života se v současné době věnuje vzrůstající množství studií. S tím souvisí také potřeba validních nástrojů pro její měření. Cílem této studie je psychometrická analýza Škály každodenní spirituální zkušenosti (DSES) v českých podmínkách.

Metoda. Výzkumný soubor je tvořený 1800 respondenty a je reprezentativním vzorkem populace České republiky ve věku nad 15 let (48,7 % mužů, prům. věk 46,41, SD = 17,40). Součástí dotazníku byly otázky na spiritualitu, religiozitu a základní sociodemografické údaje.

Výsledky. Výsledky popisné statistiky a neparametrických porovnávaní mezi skupinami ukázaly vyšší spiritualitu u žen a u respondentů, kteří ztratili partnera. Pozorovatelný je také trend nárůstu spirituálního prožívání u starších věkových skupin. Následné analýzy jednotlivých položek škály ukázaly na vysokou korelovanost otázek 4 a 5, proto byla položka 5 z dalších analýz vyloučena. Patnáctipoložková verze škály vykazuje vysokou reliabilitu, s hodnotou Cronbachova alfa = 0,960 a McDonaldova koeficientu omega (ω) = 0,98. Explorační faktorová analýza (EFA) s využitím šikmé (Oblimin) rotace na matici polychorických korelací vyústila ve dvoufaktorové řešení, které bylo podpořeno i analýzou konfirmační, s χ^2 (89) = 648,1; $p < 0,001$; SRMR = 0,037; TLI = 0,999; CFI = 0,999; RMSEA = 0,059 (90% CI = 0,055–0,063). Provedené analýzy ukazují, že patnáctipoložková DSES je vhodným nástrojem pro hodnocení religiozního i nereligiozního prožívání.

Omezení. Limitací této studie je nízký podíl religiozních respondentů, který je v českém prostředí logickým výstupem reprezentativních sběrů.

PSYCHOMETRICKÁ ANALÝZA ŠKÁLY FUNKČNÍHO POSOUZENÍ TERAPIE CHRONICKÝCH NEMOCÍ – SPIRITUÁLNÍ OSOBNÍ POHODA (FACIT-Sp) V ČESKÉM PROSTŘEDÍ

GABRIELA ŠARNÍKOVÁ, KLÁRA MALIŇÁKOVÁ, JANA FÜRSTOVÁ, EVA DUBOVSKÁ, PETER TAVEL

Institut sociálního zdraví, Univerzita Palackého v Olomouci

ABSTRACT

Psychometric evaluation of the Functional Assessment of Chronic Illness Therapy-Spiritual Well-Being (FACIT-Sp) Scale in the Czech environment

G. Šarníková, K. Maliňáková, J. Fürstová, E. Dubovská, P. Tavel

Objectives. Spirituality is connected to many domains of human life including psychical, physical and social health. Therefore, valid instruments for measuring of the spirituality are needed. The aim of this study was a psychometric analysis of the Czech version of the Functional Assessment of Chronic Illness Therapy-Spiritual Well Being (FACIT-Sp) scale.

Sample and settings. A nationally representative sample of 1000 Czech respondents aged fifteen years and over ($N=1000$; $46,04 \pm 17,28$ years; 48,6% men) participated in the survey. Spiritual well-being and basic socioeconomic information were measured.

Results. Results showed differences in spiritual well-being among different demographic groups. Women and the age group over 60 years scored significantly higher in the dimension of faith. Values of subscale Meaning/Peace were decreasing with age and were also lower in the group of lonely living respondents and respondents with lower education level. Exploratory factor analysis (EFA) was used to assess the number of factors with the use of methods Kaiser criterion, scree plot, Paralel analysis (PA) and Minimum average partial test (MAP).

Three items of the scale were eliminated due to decrease of the reliability of the measure. Subsequently, EFA suggested both two and three factor solution, where the factor Meaning/Peace was divided into two factors Meaning and Peace. The confirmatory factor analysis supports both two- and three-factorial model, however, suggests slightly better fit for the three-factorial model with $\chi^2(24) = 147,1$; $p < 0,001$; SRMR = 0,054; CFI = 0,998; TLI = 0,997; RMSEA = 0,072 (90% CI = 0,061–0,083). Both the original and the shortened version of the scale have acceptable internal consistency: for the full 12 item version Cronbach's alpha = 0,7 and McDonald's $\omega_1 = 0,87$, for the 9 item version $\alpha = 0,78$ and $\omega_1 = 0,89$.

Study limitations. Limitation of the study is the method of data collection by standardized face to face interview and thus possible effect of social desirability.

key words:

FACIT-Sp scale,
spiritual well-being,
religion,
spirituality,
psychometric evaluation

klíčové slová:

FACIT-Sp,
spirituální osobní pohoda,
náboženství,
spiritualita,
psychometrické charakteristiky

ÚVOD

Spiritualita je v současné době předmětem zájmu humanitních věd, speciálně teologických a psychologických, a je jí věnován narůstající počet výzkumných studií

K. M.; Institut sociálního zdraví, Univerzita Palackého v Olomouci, Univerzitní 244/22, 771 11 Olomouc; e-mail: klara.malinakova@oushi.upol.cz

Zpracování článku bylo možné díky finanční podpoře GA ČR, č. projektu 15-19968S, a Cyrilometodějské teologické fakulty Univerzity Palackého v Olomouci v rámci projektu IGA-CMTF č. 2018 006.

(Koenig, 2012). Ukazuje se, že je spojena s mnoha oblastmi lidského života a je zkoumána v souvislosti s psychickým, fyzickým i sociálním zdravím (Büssing, Surzykiewicz, 2015; Büssing et al., 2013; Cragun et al., 2016). Pozornost je ale věnována také vztahu mezi spirituálním prožíváním a postojem k zdravotnickým či medicínským výkonům a zákrokům, např. k vakcinaci (Thomas, Bluming, Delaney, 2015) a ke spirituálním potřebám a spirituální péči (Fradelos et al., 2016). Spiritualita bývá uváděna v souvislosti se zvýšenou odolností vůči stresu (Boswell, Kahana, Dilworth-Anderson, 2006) a s prožíváním vztahu k vlastnímu zdraví (Kalkstein, Tower, 2009). Podle Světové zdravotnické organizace (WHO) je spiritualita významnou oblastí kvality života u lidí s život ohrožujícími anebo chronickými chorobami i u pacientů v terminálním stadiu nemoci (Fradelos et al., 2016). Zjišťuje se, zda a do jaké míry se spiritualita podílí na prožívání nemoci a jejích následků, popř. jakou má úlohu v procesu léčby a uzdravování.

Zkoumání vztahu mezi spiritualitou a zdravím v širokém slova smyslu se ukazuje jako nový důležitý směr současného výzkumu. Problém v této oblasti nicméně představuje fakt, že dosud neexistuje jednoznačná všeobecně uznaná definice spirituality (Fradelos et al., 2016), což ztěžuje vzájemná porovnávání jednotlivých výzkumů.

Pojem spiritualita (z lat. „*spiritus*“ – duch nebo dech) má svůj původ v křesťanství a vyjadřuje vnitřní život člověka, který je iniciován a proniknut Božím duchem (Vojtišek, Dušek, Motl, 2012). V mnohých studiích je spiritualita stále ještě propojena s náboženstvím, avšak od druhé poloviny 20. stol. se v „západním“ světě přiřadil spiritualitě nový kontext a pojem religiozita se začal zužovat. Spiritualita se vyčlenila z chápání religiózního chování a náboženských praktik (Peterman et al., 2002). Nyní zahrnuje především dimenze, jako je hledání smyslu a cíle života, smyslu nemoci a smrti, transcenci existence, osobní hledání, vztahy, kvalita života, životní spokojenost, pohodu, stav pokoje a harmonie apod. (Carmody et al., 2008; Highfield, Cason, 1983; Hungelmann et al., 1985; Peterman et al., 2002), zatímco religiozita je vnímána více jako participace v institucionalizované víře (Elkins et al., 1988; Peterman et al., 2002).

První měření religiozity/spirituality sahají do počátku padesátých let 20. století (Moberg, 2010). Stále více zkoumaný vztah spirituality a zdraví podněcuje hledání vhodných nástrojů pro měření spirituality. Studie Monodové a kol. (2011) uvádí, že existuje 35 nástrojů zaměřených na měření spirituality. Klasifikují se podle toho, zda měří spiritualitu obecně nebo spirituální pohodu, spirituální potřeby nebo spirituální coping.

Široce používaným nástrojem pro měření spirituality v oblasti zdraví je dvanáctipoložková škála FACIT-Sp (Functional Assessment of Chronic Illness Therapy-Spiritual Well Being). Byla vyvinuta jako varianta nástroje FACIT (Functional Assessment of Chronic Illness Therapy), což je rozsáhlý soubor otázek původně zaměřených na měření zdraví ve vztahu ke kvalitě života pacientů s chronickými chorobami (Tinsley et al., 2011). V průběhu vývoje byla škála zredukována na dotazník pod názvem FACT-G (FACT-general), který má 38 položek a který se stal základem pro další měření a tvorbu nových škál. Ty byly vytvářeny tak, aby doplňovaly anebo více specifikovaly FACT-G v problematice závažných onemocnění, léčby a zdravotní kondice o otázky, které nejsou v původní škále (Webster, Cella, Yost, 2003). Dnes má FACIT, resp. FACT, více než 50 různých škál, přičemž každá varianta má specifika. Sp označuje spirituální aspekt, resp. spirituální pohodu v souvislosti s kvalitou života z hlediska zdraví u lidí s těžkými nemocemi. Tato varianta obsahuje 12 položek, a proto je dotazník někdy označován také jako FACIT-Sp-12 (Munoz et al., 2015). Tvoří jej dvě subškály, z nichž jedna měří smysl a cíl života a vnitřní klid a je označena názvem Smysl/Vnitřní klid a druhá se zaměřuje na roli víry v nemoci (Cella et al., 1993; Peterman et al., 2002).

Nástroj FACIT-Sp byl poprvé veřejně prezentován v roce 1996 a validován v roce 2002 (Peterman et al., 2002) po několika měřeních vztahu spirituální pohody a kvality života u lidí se závažnými chorobami (nejčastěji onkologickým onemocněním) v USA a Latinské Americe. Následně byl přeložen a validován v mnoha zemích: v Dánsku (Nielsen et al., 2006), Švédsku (Kisch et al., 2012), Austrálii (Whitford, Olver, Peterson, 2008), Japonsku (Ando et al., 2008), Norsku (Haugan, 2015), Švýcarsku (Monod et al., 2015), Itálii (Costantini et al., 2016), Řecku (Fradelos et al., 2016), Thajsku (Thiamwong, Stewart, Warahut, 2009), Iránu (Jafari et al., 2013), Jordánsku (Lazenby et al., 2013), Brazílii (Lucchetti et al., 2013, 2015), Francii (Aglí, Bailly, Ferrand, 2017), Turecku (Aktürk, Erci, Araz, 2017) i v různých státech USA (Johnson et al., 2007). Byl také využit pro výzkum v mnoha zemích Ameriky, Evropy a Asie (Bredle et al., 2011; Fitchett, Canada, 2010; Fradelos et al., 2016) a na Novém Zélandu (Olver, 2013).

Dostupné studie uvádějí výsledky zkoumání u lidí s těžkými nemocemi anebo u respondentů vysokého věku žijících v domech s pečovatelskou službou. Oficiální webová stránka facit.org nabízí od r. 2010 také verzi Facit-Sp-12 určenou pro zdravou populaci. V této verzi je pojem „nemoc“ nahrazen slovním spojením „těžké časy“. Analyzována byla v mnoha studiích, validována byla poprvé v roce 2016, avšak pouze jako součást rozšířené varianty FACIT-Sp-Ex (23 položek) (Brintz et al., 2016). Dle dostupných informací a zjištění tato verze nebyla dosud validovaná samostatně. Cílem naší studie je proto analýza psychometrických vlastností české verze dotazníku Facit-Sp-12 modifikovaného pro zdravou populaci. I když název škály odkazuje na zdravotní potíže, které byly v naší verzi nahrazeny širším pojmem „těžké časy“, ponecháváme název v původním znění. Tento krok je v souladu s verzí Facit-Sp-12 určenou pro zdravou populaci na stránkách facit.org.

METODY

Výzkumný soubor a sběr dat

Před vlastním výzkumem byl realizován předběžný výzkum se 109 účastníky, aby se ověřil použitý dotazník a znění jednotlivých otázek. Ze seznamu obyvatel ČR stratifikovaného podle pohlaví, věku a čtrnácti krajů bylo náhodně vybráno a osloveno 1215 respondentů. Z nich 215 (17,7 %) odmítlo účast na výzkumu. Jako důvod udávali nedostatek času (45,6 % respondentů) nebo nezájem či neochotu (22,1 % respondentů), délku dotazníku a náročnost (19,1 %), zbytečnost (4,4 %), dalším důvodem byla také zvýšená obava lidí pustit do bytu cizího člověka nebo obava ze zneužití. Jednalo se častěji o muže a mladší obyvatele. Výzkum provedli vyškolení administrátoři technikou standardizovaného rozhovoru. Náhodně vybraný vzorek 1000 účastníků je reprezentativním vzorkem obyvatel ČR, pokud jde o pohlaví (48,6 mužů), věkové složení (s věkem od 15 do 90 let, s průměrným věkem 46,04; SD 17,28) a regionální příslušnost.

Nástroje

Nástroj *FACIT-Sp* obsahuje dvanáct otázek a je tvořen dvěma subškálami – Smysl/Vnitřní klid a Víra. Dotazník byl nejprve přeložen z angličtiny dvěma překladateli. Překlady byly srovnány a vybral se adekvátnější z nich. Následně byl český překlad opět přeložen do angličtiny, porovnán s originálem modifikovaným pro zdravou populaci, bylo provedeno kvalitativní ověření porozumění položkám dotazníku ($n = 10$) a byl vyžádán souhlas k jeho použití v České republice. Dvanáct položek dotazníku FACIT-Sp je hodnocených na pětistupňové Likertově škále. Jednotlivé stupně vyjadřují intenzitu prožívání uvedených jevů během posledních 7 dnů. V původní ang-

lické verzi je škála označena číslicemi od 0 do 4, v naší škále jsme použili číslování od 1 do 5 s možnými odpověďmi: 1 = vůbec ne, 2 = málo, 3 = středně, 4 = značně, 5 = velice. Všech dvanáct položek má stejný počet možností. Deset výroků dotazníku je formulovaných pozitivně, dva negativně (otázky 4 a 8). Položky 2, 3, 5, 8 jsou zaměřeny na smysl a cíl života, položky 1, 4, 6, 7 na vnitřní klid a poslední čtyři položky (9, 10, 11, 12) jsou zaměřeny na víru.

Náboženské přesvědčení bylo měřeno pomocí otázky: „Nezávisle na tom, zdali navštěvujete bohoslužby, řekli byste o sobě, že jste“ (s možnými odpověďmi: 1 = věřící člověk, 2 = nevěřící člověk, 3 = přesvědčený ateista).

Sociodemografické údaje byly zjišťovány v první části dotazníku a zahrnovaly otázky na pohlaví, věk, způsob života, rodinný stav, nejvyšší dosažené vzdělání a ekonomickou aktivitu.

Statistická analýza dat

Distribuce jednotlivých položek dotazníku byla vyhodnocena pomocí histogramů a jejich normalita byla ověřena Shapiro-Wilkovým testem. Protože hypotéza o normalitě dat byla zamítnuta, ke statistickým analýzám byly použity neparametrické metody. Pro porovnání pohlaví byl použit Wilcoxonův dvouvýběrový test, v ostatních případech byly porovnávány vždy více než dvě skupiny pomocí Kruskal-Wallisova testu (neparametrická ANOVA). Na p hodnoty z vícenásobného porovnávání skupin byla použita Bonferroniho korekce. Korelace mezi jednotlivými položkami a mezi subškálami byly hodnoceny pomocí Spearmanova korelačního koeficientu. K určení počtu faktorů byla použita kombinace metod Kaiserovo (K1) kritérium, sutinový graf, paralelní analýza (PA) a test Minimum average partial (MAP). Jelikož jsou jednotlivé položky dotazníku ordinálního charakteru, byly analýzy PA i MAP provedeny na matici polychorických korelací s využitím balíku `random.polychor.pa` v programovacím prostředí R. Explorační faktorová analýza (EFA) byla počítána metodou WLS (Weighted Least Squares) na základě matice polychorických korelací. Vzhledem k vyšší korelovanosti jednotlivých položek škály byla při EFA využita šikmá rotace (Oblimin). EFA byla počítána pomocí balíku `Psych` programu R. Dimenzionální struktura dotazníku byla testována konfirmační faktorovou analýzou (CFA) s využitím matice polychorických korelací. CFA byla provedena pomocí balíku `lavaan` v programu R, kde je jako metoda odhadu parametrů z ordinálních dat používána metoda DWLS (Diagonally Weighted Least Squares). Vnitřní konzistence dotazníku byla hodnocena s využitím Cronbachova koeficientu alfa a McDonaldova koeficientu omega. Jelikož se jedná o reprezentativní data, byly vytvořeny percentilové tabulky stratifikované podle pohlaví a věku respondentů. Všechny analýzy byly provedeny s použitím softwaru IBM SPSS Statistics verze 21 a R 3.4.0.

VÝSLEDKY

Popisné charakteristiky datového souboru a výsledky srovnání mezi sociodemografickými skupinami jsou uvedeny v tab. 1. Jde o výsledky získané při standardním dvoufaktorovém dělení, s použitím kompletní dvanáctipoložkové škály FACIT-Sp.

Výsledky Wilcoxonova a Kruskal-Wallisova testu ukázaly rozdíly ve spirituálním prožívání a kvalitě života mezi různými sociodemografickými skupinami. V oblasti víry ženy dosahují statisticky významně vyšších hodnot než muži, ovšem se zanedbatelnou mírou účinku. Jediný další statisticky signifikantní rozdíl v subškále Víra je patrný u věkové skupiny nad 60 let, která dosahuje vyšších hodnot než nejmladší věková skupina 15 až 29 let ($p = 0,01$, s mírami účinku Cohena $d = 0,32$ s 95% CI

Tab. 1 Popisné charakteristiky datového souboru a výsledky neparametrického porovnání subškál dotazníku FACIT-Sp (Wilcoxonův dvouvýběrový test a Kruskalův-Wallisův test)

	n (%)	Prům. hodnoty subškály / Vnitřní klid	Prům. hodnoty subškály Víra	Smysl / Vnitřní klid	Víra
Pohlaví					
1. mužské	486 (48,6)	3,34	2,03	n.s.	p = 0,042
2. ženské	514 (51,4)	3,40	2,22		
Věk					
1. 18-29 r.	227 (22,7)	3,51	1,91		
2. 30-39 r.	158 (15,8)	3,37	2,04	p = 0,002	p = 0,010
3. 40-49 r.	180 (18,0)	3,38	2,22	(1-5***)	(1-5*)
4. 50-59 r.	161 (16,1)	3,38	2,17		
5. 60 a víc	274 (27,4)	3,24	2,27		
Způsob života					
1. s manželem/manželkou	500 (50,0)	3,43	2,19	p < 0,001	
2. s partnerem/kou	201 (20,1)	3,43	2,03	(1-3***,	n.s.
3. sám/a bez stálého partnera/ky	185 (18,5)	3,09	2,15	2-3***,	
4. s rodiči/sourozenci	114 (11,4)	3,47	1,97	3-4***)	
Nejvyšší dosažené vzdělání					
1. základní	84 (8,4)	3,20	2,26		
2. SOU bez maturity	326 (32,6)	3,26	2,00	p < 0,001	p = 0,073
3. střední škola s maturitou	435 (43,5)	3,44	2,19	(1-4*, 2-3***,	
4. vysokoškolské	155 (15,5)	3,51	2,15	2-4***)	
Ekonomická aktivita					
1. zaměstnaný	509 (50,9)	3,44	2,09		
2. podnikatel, OSVČ	100 (10,0)	3,38	2,00		
3. v domácnosti, včetně MD	23 (2,3)	3,69	2,25	p < 0,001	
4. nezaměstnaný	23 (2,3)	3,01	2,17	(1-4*, 1-6***,	n.s.
5. student	101 (10,1)	3,49	1,97	1-7*, 3-4*,	
6. invalidní důchodce	55 (5,5)	3,01	2,23	3-6**, 4-5*,	
7. starobní důchodce	187 (18,7)	3,23	2,32	5-6**)	
Náboženské přesvědčení^a					
1. věřící	277 (27,7)	3,36	3,10		p < 0,001
2. nevěřící	563 (56,3)	3,38	1,80	n.s.	(1-2***,
3. přesvědčený ateista	160 (16,0)	3,37	1,59		1-3***)

P hodnota přísluší srovnání všech skupin, zatímco vztahy uvedené v závorkách jsou výsledkem vícenásobného porovnávání skupin.

Poznámky: ^anezávisle na návštěvách bohoslužeb, n.s. = nesignifikantní výsledek ($p > 0,1$), * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

0,14–0,50 a $\epsilon^2 = 0,03$). Subškála Smysl/Vnitřní klid se jeví být citlivější k sociodemografickým parametrům. U věkových skupin lze vysledovat trend, kde hodnoty Smyslu/Vnitřního klidu s věkem klesají (míry účinku mezi nejmladší a nejstarší věkovou skupinou Cohenova $d = 0,37$ s 95% CI 0,19–0,55 a $\epsilon^2 = 0,04$). Signifikantně nižší hodnoty Smyslu/Vnitřního klidu dále vykazují lidé žijící o samotě (míry účinku mezi skupinou žijící o samotě a ostatními skupinami (Cohenovo d nabývá hodnot 0,50–0,76, ϵ^2 nabývá hodnot 0,06–0,13) a lidé s nižším dokončeným vzděláním (míry účinku mezi skupinami s dokončeným ZŠ versus VŠ vzděláním jsou Cohenovo $d = 0,67$ s 95% CI 0,40–0,94 a $\epsilon^2 = 0,11$). Porovnání skupin podle ekonomické aktivity ukázalo, že nejvyšší hodnoty Smyslu/Vnitřního klidu udávají lidé v domácnosti včetně mateřské dovolené, dále lidé zaměstnaní a studenti. Nejnižší hodnoty Smyslu/Vnitřního klidu naopak vykazují lidé nezaměstnaní a invalidní důchodci (míry účinku mezi nezaměstnanými versus zaměstnanci jsou Cohenovo $d = 0,55$ s 95% CI 0,13–0,97 a $\epsilon^2 = 0,07$, mezi skupinou nezaměstnaných versus OSVČ jsou míry účinku velmi vysoké: Cohenovo $d = 1,32$ s 95% CI 0,84–1,80 a $\epsilon^2 = 0,32$). Dle očekávání je signifikantní rozdíl ve Víře mezi věřícími a nevěřícími respondenty, naopak Smysl/Vnitřní klid zde nevykazuje signifikantní rozdíly.

Psychometrické vlastnosti dotazníku FACIT-Sp

Nejdříve byl ověřen počet faktorů pomocí Kaiserova kritéria (počet vlastních čísel s hodnotou ≥ 1), sutinového grafu, paralelní analýzy (PA) a testu Minimum average partial (MAP). PA byla spočítána pomocí simulace 1000 náhodných matic permutací naměřených dat. Podle použitých metod je vhodná extrakce dvou nebo tří faktorů.

Data splnila základní podmínky pro použití faktorové analýzy, s výsledkem Bartlettova testu sfericity ($\chi^2(66) = 5308,357$; $p < 0,001$) a hodnotou Kaiser-Meyer-Olkinova kritéria $> 0,8$ (KMO = 0,815). Dalším krokem bylo provedení explorační faktorové analýzy (EFA) na matici polychorických korelací. Jelikož spolu subškály středně silně korelovaly (hodnota Spearmanova ρ 0,13–0,55), k EFA byla využita šikmá (Oblimin) rotace. V tab. 2 jsou srovnány výsledky EFA s dvěma a třemi faktory. Obě řešení jsou přípustná jak podle jiných autorů zahraničních studií (Agli et al., 2016; Canada et al., 2008; Peterman et al., 2002), tak podle metod PA a MAP. První tři vlastní čísla nabývají hodnot 3,73; 2,74 a 1,06 a vysvětlují 20 %, 24 % a 15 % variability v datech. V dvoufaktorovém řešení byl faktor 1 tvořen 8 položkami, které odpovídaly subškálám Smysl/Vnitřní klid. Faktor 2 byl tvořen 3 položkami s vysokým nábojem, které odpovídaly subškále Víra. Položka 12 (I v těžkých časech vím, že bude vše v pořádku) měla sdílený náboj k oběma faktorům s vyšší hodnotou u faktoru 1. Položky 4 (Nedaří se mi nalézt vnitřní klid) a 8 (Můj život nemá žádný význam ani smysl) sytí první faktor, nicméně s negativním nábojem. Jedná se o jediné dvě negativně formulované položky dotazníku. V třífaktorovém řešení se faktor Smysl/Vnitřní klid rozdělil na dva faktory. Tento model v zásadě odpovídá rozdělení dotazníku do tří subškál Smysl (položky 2, 3, 5 a 8), Vnitřní klid (položky 1, 4, 6 a 7) a Víra (položky 9, 10, 11 a 12). I v tomto modelu se však jako problematické jeví položky 4, 8 a 12. Vzhledem k dvojitému náboji položky 12 v obou modelech EFA a negativním nábojům položek 4 a 8 jsme se rozhodli tyto položky vyřadit ze škály. Tyto tři vyřazené položky měly také velmi nízké komunality h^2 (pod 0,4) ve dvoufaktorovém i třífaktorovém modelu. Tab. 2 rovněž prezentuje položkovou analýzu škály FACIT-Sp. Korelace položek s hrubým skórem (HS) a komunality h^2 byly dostatečně vysoké pouze pro položky ze subškály Víra (kromě vyloučené položky 12). Zbývající položky z faktorů Smysl a Vnitřní klid měly jen nízkou nebo hraniční korelaci s HS.

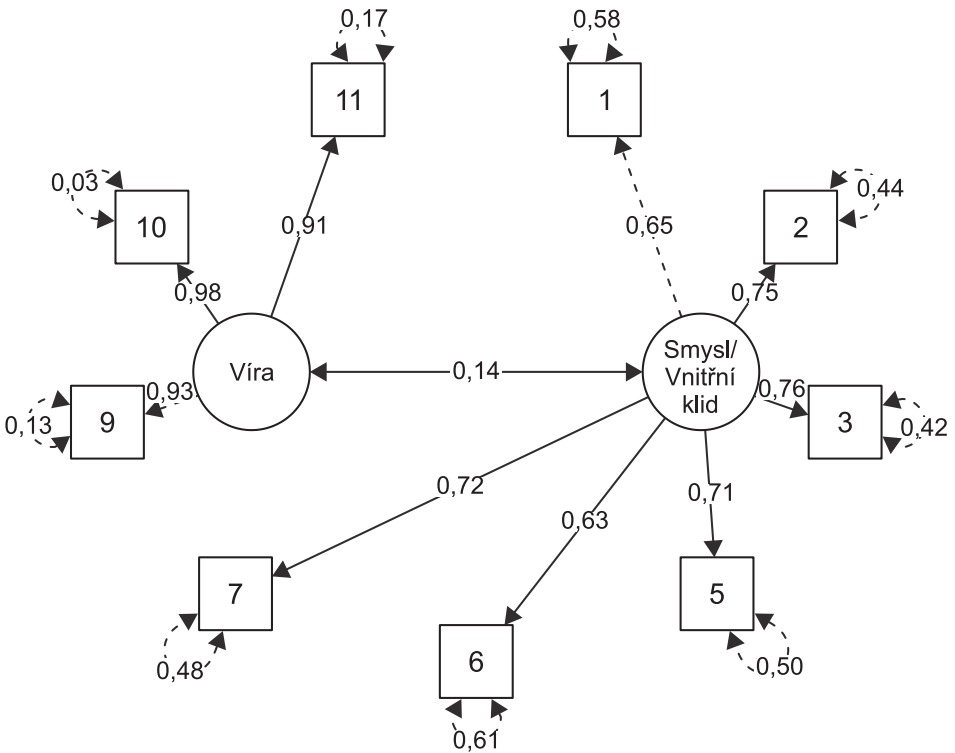
Tab. 2 Položková analýza a faktorová struktura škály FACIT-Sp s využitím explorační faktorové analýzy s šikmou (Oblimin) rotací

Položky FACIT-Sp	Položková analýza				3-faktorový model			2-faktorový model			
	Průměr	SD	Korelace s HS	Korelace s HS bez položky	Smysl	Vnitřní klid	Víra	Kom. h2	Smysl/ Pokoj	Víra	Kom. h2
1 Cítím se vnitřně klidný.	3,20	1,02	0,46	0,32	0,32	0,46	0,07	0,47	0,68	0,01	0,46
2 Mám proč žít.	4,00	0,95	0,41	0,28	0,88	-0,08	0,01	0,70	0,74	-0,12	0,55
3 Můj život je produktivní.	3,50	0,96	0,52	0,40	0,56	0,27	0,01	0,55	0,75	0,01	0,57
4 Nedaří se mi nalézt vnitřní klid.	2,60	1,04	0,05	-0,11	-0,21	-0,16	0,07	0,11	-0,33	0,06	0,11
5 Mám pocit, že můj život má smysl.	3,70	0,98	0,47	0,34	0,73	0,06	0,04	0,58	0,73	-0,04	0,53
6 Dokážu se ponořit hluboko do sebe, abych dosáhl/a úlevy.	3,00	1,03	0,57	0,45	-0,04	0,72	0,05	0,50	0,51	0,23	0,33
7 Naplňuje mě pocit harmonie.	3,10	1,03	0,58	0,46	0,01	0,82	0,00	0,68	0,62	0,20	0,45
8 Můj život nemá žádný význam ani smysl.	2,00	1,15	0,06	-0,12	-0,54	-0,03	0,20	0,36	-0,54	0,26	0,33
9 Nacházím útěchu ve své víře nebo ve svém duchovním přesvědčení.	2,10	1,29	0,68	0,55	-0,05	0,05	0,92	0,87	-0,01	0,93	0,87
10 Čerpám sílu ze své víry nebo ze svého duchovního přesvědčení.	2,10	1,30	0,70	0,56	0,02	-0,02	0,99	0,96	-0,01	0,97	0,95
11 Těžké časy posílily mou víru nebo mé duchovní přesvědčení.	2,10	1,29	0,69	0,56	0,03	-0,02	0,93	0,85	0,01	0,92	0,84
12 I v těžkých časech vím, že bude vše v pořádku.	3,20	1,05	0,55	0,42	0,32	0,17	0,29	0,30	0,45	0,29	0,30
Vlastní číslo					3,73	1,06	2,74		3,73	2,74	
% variability					20	15	24		28	24	

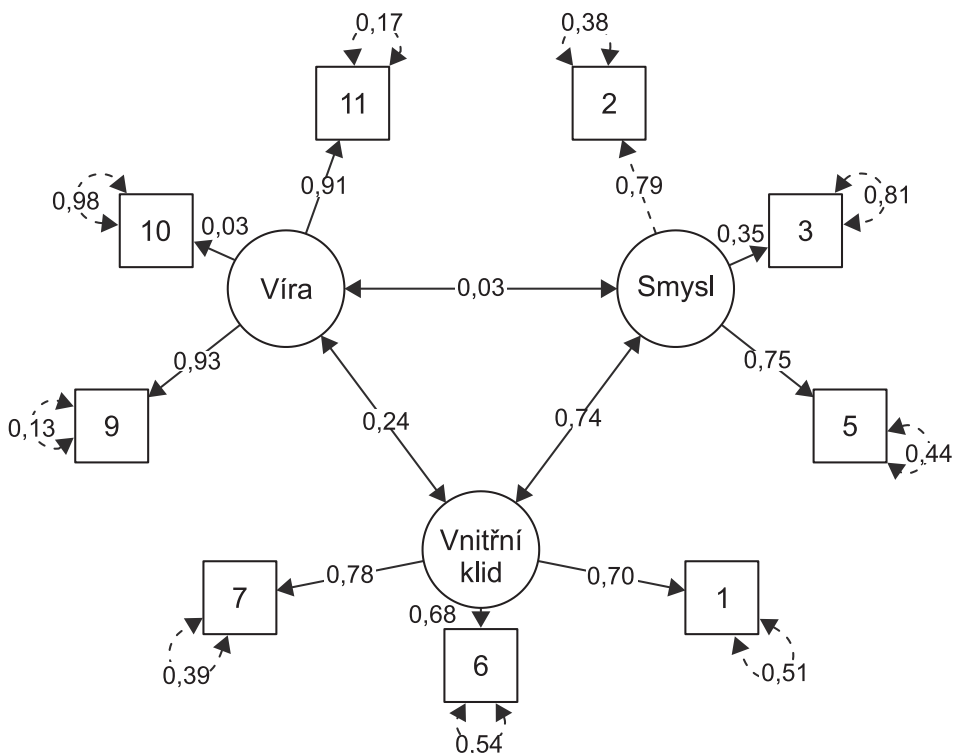
Konfirmační faktorová analýza (CFA) byla počítána na základě matice polychorických korelací. Byly ověřeny dvoufaktorové i třífaktorové modely s plným počtem otázek i ve zkrácené verzi (s vyloučením položek 4, 8 a 12). Srovnání výsledků CFA je prezentováno v tab. 3. Modely na zkrácených datech vykazují lepší shodu s daty,

Tab. 3 Parametry konfirmační faktorové analýzy dvoufaktorového a třífaktorového řešení kompletní verze FACIT-Sp (všech 12 položek) a zkrácené verze FACIT-Sp (bez položek 4, 8 a 12)

	2-faktorový model FACIT-Sp kompletní model	3-faktorový model FACIT-Sp kompletní model	2-faktorový model FACIT-Sp zkrácený model	3-faktorový model FACIT-Sp zkrácený model
ML Chi-Square	1454,0 (df 53)	1161,6 (df 51)	373,1 (df 26)	147,1 (df 24)
P-hodnota	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001
CFI	0,975	0,980	0,993	0,998
TLI	0,969	0,974	0,991	0,997
RMSEA (90% CI)	0,163 (0,156–0,170)	0,148 (0,140–0,155)	0,116 (0,105–0,126)	0,072 (0,061–0,083)
SRMR	0,127	0,114	0,085	0,054



Graf 1 SEM model konfirmační faktorové analýzy s rozdělením položek zkrácené škály FACIT-Sp do dvou subškál (Číselné hodnoty udávají náboje faktorů jednotlivých položek a korelace mezi faktory.)



Graf 2 SEM model konfirmační faktorové analýzy s rozdělením položek zkrácené škály FACIT-Sp do tří subškál
(Číselné hodnoty udávají náboje faktorů jednotlivých položek a korelace mezi faktory.)

třífaktorový model vykazuje lepší shodu než dvoufaktorový model. Oba zkrácené modely, dvoufaktorový i třífaktorový, jsou prezentovány v grafu 1 a 2.

Reliabilita

Vnitřní konzistence dotazníku FACIT-Sp byla ověřena pro kompletní i zkrácenou verzi (bez položek 4, 8 a 12). Originální dvanáctipoložková škála vykazovala poměrně nízkou reliabilitu s hodnotou Cronbachova alfa = 0,70. Odstranění problematických položek 4, 8 a 12 vedlo k nárůstu hodnoty Cronbachova alfa na 0,78. Podle Cronbachova alfa tedy vnitřní konzistence kompletní ani zkrácené škály FACIT-Sp není dostatečně vysoká. Jelikož koeficient alfa předpokládá unidimenzionalitu a stejnou varianci pravých skóre napříč všemi položkami, ověřili jsme reliabilitu škály i McDonaldovým koeficientem omega (ω) vhodným pro vícedimenzionální škály. Koeficient ω_h (hierarchical omega) je založen na hierarchickém modelu a odhaduje saturaci hlavního faktoru, zatímco koeficient ω_t (total omega) udává celkovou reliabilitu testu. Hodnoty $\omega_h = 0,53$ a $\omega_t = 0,87$ pro kompletní verzi FACIT-Sp, a $\omega_h = 0,52$ a $\omega_t = 0,89$ pro zkrácenou verzi FACIT-Sp naznačují, že reliabilita škály FACIT-Sp v českém prostředí sice není ideální (s hodnotami ω nad 0,9), ale je dostatečná v obou verzích škály.

Percentilové tabulky pro tvorbu norem

Percentilové tabulky (tab. 3a, 3b a 3c) stratifikované podle pohlaví a věku respondentů jsou součástí online přílohy tohoto článku, která je pod položkou Nástroje dostup-

ná na adrese: oushi.upol.cz/publikace_vse. Percentil udává procento osob s hodnotou (FACIT-Sp) pod daným skórem a polovinu z procent respondentů, kteří daný skór získali (Crawford et al., 2009).

DISKUSE

Cílem naší studie bylo ověření škály FACIT-Sp na reprezentativním vzorku populace České republiky. Výsledky ukázaly rozdíly v spiritualitě mezi různými sociodemografickými skupinami. V oblasti víry ženy dosahují statisticky významně vyšších hodnot než muži, podobně vyšší hodnoty víry vykazuje skupina respondentů nad 60 let. Hodnoty subškály Smyslu/Vnitřního klidu klesají s věkem a signifikantně nižší hodnoty v této subškále vykazují lidé žijící o samotě a lidé s nižším dokončeným vzděláním. Analýza reliability ukázala po vyloučení tří položek uspokojivou vnitřní konzistenci, konfirmační faktorová analýza podpořila dvou- i třífaktorové řešení navržená analýzou explorační.

Výsledky našeho výzkumu ukázaly, že v otázce víry dosahují významně vyšších hodnot ženy v porovnání s muži. Podobné výsledky prokázaly i jiné studie používající nástroj FACIT-Sp (Lazenby et al., 2013; Munoz et al., 2015) či jiné nástroje na měření spirituality v českém prostředí (Maliňáková et al., 2018). Mnohé studie se kloní k názoru, že ženy jsou religióznější než muži (vyšší návštěvnost náboženských obřadů, angažovanost v aktivitách církve a náboženských hnutí, modlitbě atd.) (Trzebiatowska, Bruce, 2012). Dle výzkumné studie Pew Research Center (2016) souvisí rozdíly v prožívání víry, resp. její praktikování, se sociologickými, historickými, kulturními, ekonomickými, genetickými i biologickými faktory, jako je například menší ekonomická, politická a sociální síla žen a genderové rozdíly ve výchově.

Naše zkoumání ukazuje významný rozdíl v subškále Víra i z hlediska věku. Skupina respondentů nad 60 let dosahuje vyšších hodnot než nejmladší věková skupina od 15 do 29 let, což odpovídá původním měřením (Peterman et al., 2002) i jiným výzkumům (Lazenby et al., 2013; Munoz et al., 2015). Naproti tomu hodnoty u subškály Smysl/Vnitřní klid s věkem klesají (Peterman et al., 2002). S věkem se mění hodnoty, starší lidé nevyhledávají tolik zábavy a potěšení jako adolescenti, ani pocit úspěchu už není důležitý (Gouveia et al., 2015). Oceňují vztahy a důležitá je pro ně víra a tradice, hodnotový systém je silně vykristalizován (Bardi, Goodwin, 2011). Vztah mezi vírou a věkem může být vysvětlen jako rozdíl mezi kohortami (Hamberg, 1991), ale také jako důsledek celoživotního vývoje (Firebaugh, Harley, 1991; McCullough et al., 2005).

V naší analýze dále vykazují nižší hodnoty Smyslu/Vnitřního klidu lidé s nižším vzděláním, ale také nezaměstnaní a invalidní důchodci. Nejvyšší hodnoty Smyslu/Vnitřního klidu se ukázaly u lidí v domácnosti včetně mateřské dovolené, ale také u studentů a zaměstnaných. Podle evropských výzkumných studií z roku 2015 (Eurostat) vykazují nezaměstnaní a neaktivní lidé nejvyšší míru nespokojenosti se životem což může korespondovat s výsledky našeho výzkumu.

EFA podpořila jak dvou- tak třífaktorové řešení. Vzhledem k dvojitému náboji položky 12 v obou modelech EFA a negativním nábojům položek 4 a 8 jsme se rozhodli tyto položky vyřadit ze škály. Podobný problém se objevil i v původním měření (Peterman et al., 2002) a poukazují na něj také další studie (Fradelos et al., 2016; Haugan, 2015; Jafari et al., 2013; Lazenby et al., 2013; Murphy et al., 2010; Saisunantararom et al., 2015). S analogickými obtížemi se nicméně potýkaly i jiné studie věnované nástrojům na měření spirituality v České republice (Malinakova et

al., 2017). Zdá se tedy, že se jedná o obecnější problém vhodnosti používání negativně formulovaných otázek (Lindwall et al., 2012; Van Sonderen, Sanderman, Coyn, 2013; Zhang, Noor, Savalei, 2016). Některé studie proto u škály FACIT-Sp navrhuji možnost pozitivního přeformulování negativně formulovaných položek (Lazenby et al., 2013; Murphy et al., 2010), avšak odborníci na tuto problematiku nemají jednotný názor (Sauro, 2011).

Explorační analýza umožňuje dvou- i tří- faktorové řešení, nicméně konfirmační faktorová analýza zkrácené verze FACIT-Sp ukazuje lepší shodu s daty pro 3-faktorový model. Brady et al., 1999 uvádí v původním měření FACIT-Sp dva faktory, které odpovídají subškálám Smysl/Vnitřní klid a Víra. Podobné výsledky, i když se zanedbatelnými odchylkami, prokázal i výzkum Petermanové a kol. (2002). Canada et al. (2008) se přiklání k interpretaci pomocí třífaktorového modelu, v němž je faktor Smysl/ Vnitřní klid rozdělený na samostatné faktory: Smysl a Vnitřní klid. Výzkumy ukazují, že skóre škály Vnitřní klid významněji koreluje s mentálním zdravím než skóre škály Smysl, která silněji koreluje se zdravím fyzickým (Bredle et al., 2011; Peterman et al., 2014). Jedním z argumentů je také to, že smysl je kognitivní a vnitřní klid afektivní, resp. emocionální záležitostí (Canada, Murphy, Fitchett, 2016; Monod et al., 2015). Dvoufaktorový model nemusí být dostačující v případě těžce nemocných respondentů (Canada et al., 2008) a respondentů vyššího věku (Agli, Bailly, Ferrand, 2017; Murphy et al., 2010), u kterých dochází k poklesu kognitivních schopností (Tavel, 2009). Stejně tak může dvoufaktorové řešení představovat problém při zohlednění různosti etnik či ras (Agli, Bailly, Ferrand, 2017), které se mohou lišit temperameny i typy inteligence (Gardner, 1999).

V našem výzkumu jsme přistoupili k vyloučení tří položek, čímž se zvýšila reliabilita. Dvě z vyloučených položek byly negativně formulované, což může být příčinou jejich negativního náboje, obdobný problém se ukázal na české populaci i v předchozí studii (Malinakova et al., 2017). Zařazení menšího počtu negativně formulovaných položek do jinak pozitivně formulovaného dotazníku se ukazuje jako problematické a vyvolávající nepochopení otázky z důvodu, že respondenti musí změnit způsob procesování informace (Roszkowski, Soven, 2010).

Vzhledem k výsledkům konfirmační faktorové analýzy a také k výše uvedeným omezením dvoufaktorového modelu doporučujeme používat třífaktorový model.

Silné a slabé stránky

Silnou stránkou naší studie je, že je v českém prostředí (a jeví se, že ve všech postkomunistických zemích Evropy) první, která se zabývá škálou Facit-Sp a vůbec škálou Facit, čímž nabízíme nový nástroj na měření spirituality ve vztahu ke kvalitě života. Je to zároveň první validace 12položkové verze FACIT-Sp na neklinické populaci.

Limitací studie je metoda sběru dat standardizovaným řízeným rozhovorem tváří v tvář, a tedy možné ovlivnění sociální žádoucností.

Implikace

Na základě analýz, které jsme uskutečnili, se ukázalo, že v českém prostředí je vhodné eliminovat reverzní položky 4 a 8, což koresponduje také s jinými výzkumy, ve kterých se zmíněné položky ukázaly jako problematické, a také položku 12, která vykazovala dvojitý náboj. Pro použití škály Facit-Sp doporučujeme používat 3 faktory a zkrácenou verzi.

ZÁVĚR

Cílem studie byla psychometrická analýza Škály funkčního posouzení terapie chronických nemocí – Spirituální osobní pohoda (FACIT-Sp)¹ v českých podmínkách. Výsledky zpracování dat českého reprezentativního vzorku naznačují, že namísto použití původní dvanáctipoložkové verze škály je v našich podmínkách vhodnější užití zkrácené verze nástroje o devíti položkách, která obsahuje tři subškály: Smysl, Vnitřní klid a Víra. Česká verze škály FACIT-Sp umožní realizaci dalších studií, které mohou podpořit výzkum souvislostí spirituality a zdraví a jejich srovnání s výsledky mezinárodních studií, které tentýž nástroj využívají.

LITERATURA

- Agli, O., Bailly, N., Ferrand, C. (2017): Validation of the functional assessment of chronic illness therapy-spiritual well-being (FACIT-Sp12) on French old people. *Journal of Religion and Health*, 56, 464-476.
- Aktürk, ü., Erci, B., Araz, M. (2017): Functional evaluation of treatment of chronic disease: validity and reliability of the turkish version of the spiritual well-being scale. *Palliative and Supportive Care*, 15, 1, 3-11.
- Ando, M., Morita, T., Okamoto, T., Ninosaka, Y. (2008): One-week short-term life review can improve spiritual well-being of terminally ill cancer patients. *Psycho-Oncology*, 17, 885-890.
- Bardi A., Goodwin, R. (2011): The dual route to value change: Individual processes and cultural moderators. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 42, 271-287.
- Boswell, G. H., Kahana, E., Dilworth-Anderson, P. (2006): Spirituality and healthy lifestyle behaviors: Stress counterbalancing effects on the well-being of older adults. *Journal of Religion and Health*, 45, 587-602.
- Brady, M. J., Peterman, A. H., Fitchett, G., Mo, M., Cella, D. (1999): A case for including spirituality in quality of life measurement in oncology. *Psycho-Oncology*, 8, 417-428.
- Bredle, J. M., Salsman, J. M., Debb, S. M., Arndt, B. J., Cella, D. (2011): Spiritual well-being as a component of health-related quality of life: The Functional Assessment of Chronic Illness Therapy-Spiritual Well-being Scale (FACIT-Sp). *Religions* 2, 77-94.
- Brintz, C. E., Birnbaum-Weitzman, O., Merz, E. L., Penedo, F. J., Daviglus, M. L., Fortmann, A. L. et al. (2016): Validation of the functional assessment of chronic illness therapy-spiritual well-being-expanded (FACIT-Sp-Ex) across english and spanish-speaking hispanics/latinos: Result from the hispanic community health study/study of latinos sociocultural ancillary study. *Psychology of Religion and Spirituality*, 9, 337-347.
- Büssing, A., Hirdes, A. T., Baumann, K., Hvidt, N. Ch., Heusser, P. (2013): Aspects of spirituality in medical doctors and their relation to specific views of illness and dealing with their patients' individual situation. *Evidence-Based Complementary and Alternative Medicine*, Article, ID 734392.
- Büssing, A., Surzykiewicz, J. (2015): Interpretation of illness in patients with chronic diseases from Poland and their associations with spirituality, life satisfaction, and escape from illness – results from a cross sectional. *Religions*, 6, 763-780.
- Canada, A. L., Murphy, P. E., Fitchett, G., Peterman A. H., Schover, L. R. (2008): A 3-factor model for the FACIT-Sp. *Psycho-Oncology*, 17, 908-916.
- Canada, A. L., Murphy, P. E., Fitchett, G. (2016): Re-examining the contributions of faith, meaning, and peace to quality of life: A report from the American Cancer Society's Studies of Cancer Survivors-II (SCS-II). *Annals of Behavioral Medicine*, 50, 79-88.
- Canada, A. L., Murphy, P. E., Fitchett, G., Peterman A. H., Schover, L. R. (2008): A 3-factor model for the FACIT-Sp. *Psycho-Oncology*, 17, 908-916.
- Carmody, J., Reed, G., Kristeller, J., Merriam, P. (2008): Mindfulness, spirituality, and health-related symptoms. *Journal of Psychosomatic Research*, 64, 393-403.

¹ Nástroj je pro nekomerční použití k dispozici zdarma, podmínkou je dodržení podmínek copyrightu dle <http://www.facit.org/FACITOrg/AboutUs/Copyright>. Pro použití české verze je nutný souhlas OUSHI: oushi.upol.cz.

Originální dvanáctipoložková škála i výsledná devítipoložková škála jsou součástí online přílohy článku, která je pod položkou Nástroje k dispozici ke stažení na adrese: oushi.upol.cz/publikace_vse.

- Cella, D. F., Tulskey, D. S., Gray, G., Sarafian, B., Linn, E., Bonomi, A. et al. (1993): The functional assessment of cancer therapy scale: Development and validation of the general measure. *Journal of Clinical Oncology*, 11, 570-579.
- Costantini, M., Rabitti, E., Beccaro, M., Fusco, F., Peruselli, C., La Ciura, P. et al. (2016): Validity, reliability and responsiveness to change of the Italian palliative care outcome scale: a multicenter study of advanced cancer patients. *BMC Palliative Care*, 15, 23.
- Cragun, D., Cragun, R. T., Nathan, B., Sumerau, J. E., Nowakowski, A. C. H. (2016): Do religiosity and spirituality really matter for social, mental, and physical health?: A tale of two samples. *Sociological Spectrum*, 36, 359-377.
- Crawford, J. R., Garthwaite, P. H., Slick, D. J. (2009): On percentile norms in neuropsychology: Proposed reporting standards and methods for quantifying the uncertainty over the percentile ranks of test scores. *The Clinical Neuropsychologist*, 23, 1173-1195.
- Elkins, D. N., Hedstrom, L. J., Hughes, L. L., Leaf, J. A., Saunders, C. (1988): Toward a humanistic phenomenological spirituality. *Journal of Humanistic Psychology*, 28, 4, 5-18.
- Eurostat (2015): Quality of life in Europe – facts and views – overall life satisfaction. [Vyhledáno na: http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Quality_of_life_in_Europe_-_facts_and_views_-_overall_life_satisfaction].
- Firebaugh, G., Harley, B. (1991): Trends in U.S. church attendance: Secularization and revival, or merely lifecycle effects? *Journal for the Scientific Study of Religion*, 30, 487.
- Fitchett, G., Canada, A. L. (2010): The role of religion/spirituality in coping with cancer: Evidence, assessment, and intervention. In: Holland, J. C. et al. (Eds.), *Psycho-Oncology*, New York, Oxford, 440-446.
- Fradelos, E. C., Tzavella, F., Koukia, E., Tsaras, K., Papatheanasiou, I. V., Aroni, A. et al. (2016): The translation, validation and cultural adaptation of Functional assessment of chronic illness therapy-spiritual well-being 12 (FAIT-SP12) scale in Greek language. *Materia Socio Medica* 28, 229-234.
- Gouveia, V. V., Vione, K. C., Milfont, T. L., Fischer, R. (2015): Patterns of value change during the life span. Some evidence from a functional approach to values. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 41, 1276-1290.
- Gardner, H. (1999): *Dimenze myšlení. Teorie rozmanitých inteligencí*. Praha, Portál.
- Hamberg, E. M. (1991). Stability and change in religious beliefs, practice, and attitudes: A Swedish panel study. *Journal for the Scientific Study of Religion*, 30, 63.
- Haugan, G. (2015): The FACIT-Sp Spiritual well-being scale: An investigation of the dimensionality, reliability and construct validity in a cognitively intact nursing home population. *Scandinavian Journal of Caring Sciences*, 29, 152-164.
- Highfield, M. F., Cason, C. (1983): Spiritual needs of patients: are they recognized? *Cancer Nursing*, 6, 187-192.
- Hungelmann, J., Kenkel-Rossi, E., Klassen, L., Stollenwerk, R. M. (1985): Spiritual well-being in older adults: harmonious interconnectedness. *Journal of Religion and Health*, 24, 147-153.
- Jafari, N., Zamani, A., Lazenby, M., Farajzadegan, Z., Emami, H., Loghmani, A. (2013): Translation and validation of the Persian version of the Functional Assessment of Chronic Illness Therapy-Spiritual well-being scale (FACIT-Sp) among Muslim Iranians in treatment for cancer. *Palliative and Supportive Care*, 11, 29-35.
- Janů, A., Maliňáková, K., Furstová, J., Tavel, P. (2018): Psychometrická analýza Škály náboženských a duchovních zápasů (RSS) v českém prostředí. *Československá psychologie* 62, Suppl. 1, 2-18.
- Johnson, M. E., Piderman, K. M., Sloan, J. A., Huschka, M., Atherton, P. J., Hanson et al. (2007): Measuring spiritual quality of life in patients with cancer. *The Journal of Supportive Oncology*, 5, 437-442.
- Kalkstein, S., Tower, R. B. (2009): The Daily Spiritual Experiences Scale and well-being: Demographic comparisons and scale validation with older Jewish adults and a diverse Internet sample. *Journal of Religion and Health*, 49, 402-417.
- Kish, A., Lenhoff, S., Zdravkovic, S., Bolmsjö, I. (2012): Factors associated with changes in quality of life in patients undergoing allogeneic haematopoietic stem cell transplantation. *European Journal of Cancer Care*, 21, 735-746.
- Koenig, H. G. (2012): Religion, spirituality, and health: The research and clinical implications. *ISRN Psychiatry*, ID278730.
- Lazenby, M., Khatib, J., Al-Khair, F., Neamat, M. (2013): Psychometric properties of the Functional Assessment of Chronic Illness Therapy-Spiritual Well-being (FACIT-Sp) in an Arabic-speaking, predominantly Muslim population. *Psycho-Oncology*, 22, 220-227.
- Lindwall, M., Barkoukis, V., Grano, C., Lucidi, F., Raudsepp, L., Liuk-

- konon, J., Thøgersen-Ntoumani, C. (2012): Method effects: the problem with negatively versus positively keyed items. *Journal of Personality Assessment*, 94, 2, 196-204
- Lucchetti, G., Granero Lucchetti, A. L., Vallada, H. P. (2013): Measuring spirituality and religiosity in clinical research: a systematic review of instruments available in the Portuguese language. *Sao Paulo Medical Journal*, 131, 112-122.
- Malinakova, K., Kopcakova, J., Kolarcik, P., Madarasova Geckova, A., Polackova Solcova, I., Husek, V. et al. (2017): The Spiritual Well-Being Scale: Psychometric evaluation of the shortened version in Czech adolescents. *Journal of Religion and Health*, 56, 697-705.
- Maliňáková, K., Trnka, R., Šarníková, G., Smékal, V., Fürstová, J., Tavel, P. (2018): Psychometrická analýza Škály každodenní spirituální zkušenosti (DSES) v českém prostředí. *Československá psychologie*, 62, Suppl. 1, 100-113.
- McCullough, M. E., Enders, C. K., Brion, S. L., Jain, A. R. (2005): The varieties of religious development in adulthood: A longitudinal investigation of religion and rational choice. *Journal of Personality and Social Psychology*, 89, 78-89.
- Moberg, D. O. (2010): Spirituality research: Measuring the immeasurable. *Perspectives on Science and Christian Faith*, 62, 99-114.
- Monod, S., Brennan, M., Rochat, E., Martin, E., Rochat, S., Büla, Ch. J. (2011): Instruments measuring spirituality in clinical research: A systematic review. *The Journal of General Internal Medicine*, 26, 1345-1357.
- Monod, S., Léclureux, E., Rochat, E., Spencer, B., Seematter-Bagnoud, L., Martin-Durussel, A.-S. et al. (2015): Validity of the FACIT-Sp to assess spiritual well-being in elderly patients. *Psychology*, 6, 1311-1322.
- Munoz, A. R., Salsman, J. M., Stein, K. D., Cella, D. (2015): Reference values of the Functional assessment of chronic illness therapy-Spiritual well-being: a report from the American cancer society's studies of cancer survivors. *Cancer*, 121, 1838-1844.
- Murphy, P. E., Canada, A. L., Fitchett, G., Stein, K., Portier, K., Crammer, C. et al. (2010): An examination of the 3-factor model and structural invariance across racial/ethnic groups for the FACIT-Sp: a report from the American Cancer Society's Study of Cancer Survivors-II (SCS-II). *Psycho-Oncology*, 19, 264-272.
- Nielsen, M. M., Christensen, S., Mehlisen, M. Y., Pedersen, C. G., Jensen, A. B., Zachariae, R. (2006): Validation of the functional assessment of chronic illness therapy-spiritual well-being scale (FACIT-Sp) in a Danish sample of cancer patients. *International Journal of Behavioral Medicine*, 13, Suppl., 242.
- Olver, I. N. (2013): Investigating prayer. Impact on health and quality of life. New York, Springer.
- Pew Research Center (2016): The gender gap in religion around the world women are generally more religious than men, particularly among christians. [Vyhledáno na: <http://www.pewforum.org/2016/03/22/the-gender-gap-in-religion-around-the-world>].
- Peterman, A. H., Fitchett, G., Brady, M. J., Hernandez, L., Cella, D. (2002): Measuring spiritual well-being in people with cancer: The Functional assessment of chronic illness therapy-Spiritual well-being scale (FACIT-Sp). *Annals of Behavioral Medicine*, 24, 49-58.
- Peterman, A. H., Reeve, Ch. L., Winford, E. C., Salsman, J. M., Tsevat, J., Cotton, S. et al. (2014): Measuring meaning and peace with the FACIT-Spiritual Well-Being Scale: Distinction without a difference? *Psychological Assessment*, 26, 127-137.
- Roszkowski, M. J., Soven, M. (2010): Shifting gears: Consequences of including two negatively worded items in the middle of a positively worded questionnaire. *Assessment and Evaluation in Higher Education*, 35, 117-134.
- Saisunantarom, W., Cheawchanwatana, A., Kanjanabuch, T., Buranapatana, M., Chanthapasa, K. (2015): Associations among spirituality, health-related quality of life, and depression in pre-dialysis chronic kidney disease patients: An exploratory analysis in Thai Buddhist patients. *Religions*, 6, 1249-1262.
- Tavel, P. (2009): Psychologické problémy v starobe I. Pusté Úľany, Schola Philosophica.
- Thiamwong, L., Stewart, A. L., Warahut, J. (2009): Development, reliability and validity of the Thai healthy aging survey. *Walailak Journal of Science and Technology*, 6, 167-188.
- Thomas, T., Blumling, A., Delaney, A. (2015): The influence of religiosity and spirituality on rural parents' health decision making and human papillomavirus vaccine choices. *Advances in Nursing Science*, 38, 4, E1-E12.
- Tinsley, A., Macklin, E. A., Korczenik, J. R., Sands, B. E. (2011): Validation of the

- Functional assessment of chronic illness therapy-Fatigue (FACIT-F) in patients with inflammatory bowel disease. *Alimentary Pharmacology and Therapeutics*, 34, 1328-1336.
- Trzebiatowska, M., Bruce, S. (2012): Why are women more religious than men? New York, Oxford University Press.
- Van Sonderen, E., Sanderman, R., Coyn, J. C. (2013): Ineffectiveness of reverse wording of questionnaire items: Let's learn from cows in the rain. *PLOS One*, 8, 7, 1-7.
- Vojtíšek, Z., Dušek, P., Motl, J. (2012): Spiritualita v pomáhajících profesích. Praha, Portál.
- Webster, K., Cella, D., Yost, K. (2003): The Functional assessment of chronic illness therapy (FACIT) measurement system: properties, applications, and interpretation. *Health Qual Life Outcomes*, 1, 79.
- Whitford, H. S., Olver, I. N., Peterson, M. J. (2008): Spirituality as a core domain in the assessment of quality of life in oncology. *Psycho-Oncology*, 17, 1121-1128.
- Zhang, X., Noor, R., Savalei, V. (2016): Examining the effect of reverse worded items on the factor structure of the need for cognition scale. *PLOS One*, 11, 6, 1-15.

SOUHRN

Cíle. Spiritualita je spojena s mnoha oblastmi lidského života včetně psychického, fyzického i sociálního zdraví. Proto také narůstá potřeba používání vhodných validních nástrojů pro měření spirituality, které by umožnily porovnání jednotlivých studií. Cílem této studie byla psychometrická analýza české verze Škály funkčního posouzení terapie chronických nemocí – Spirituální osobní pohoda (FACIT – Sp).

Metoda. Výzkum byl proveden terénním šetřením metodou rozhovoru na vzorku 1000 respon-

dentů z České republiky. Soubor je reprezentativním vzorkem obyvatel ČR z hlediska věku nad 15 let (s průměrným věkem 46,0; SD 17,28), pohlaví (48,6 % mužů) a regionální příslušnosti. Součástí dotazníku byly otázky na spiritualitu, religiozitu a základní sociodemografické údaje.

Výsledky. Výsledky ukázaly rozdíly v spiritualitě mezi různými sociodemografickými skupinami. Ženy a respondenti ve věkové skupině nad 60 let dosahují statisticky významně vyšších hodnot v subškále Víra. Hodnoty skóru v subškále Smysl/Vnitřní klid klesají s přibývajícím věkem a jsou také nižší ve skupině respondentů žijících o samotě a respondentů s nižším dokončeným vzděláním. S použitím EFA byl ověřen počet faktorů pomocí Kaiserova kritéria, sutinového grafu, paralelní analýzy (PA) a testu Minimum average partial (MAP). Tři položky škály byly vyřazeny, protože snižovaly reliabilitu škály. EFA umožňuje extrakci dvou nebo tří faktorů, přičemž obě řešení jsou přípustná. V třífaktorovém řešení se faktor Smysl/Vnitřní klid rozdělil na dva faktory. Konfirmační faktorová analýza (CFA) podporuje dvou- i třífaktorové řešení, lepší shodu s daty však vykazuje třífaktorový model s $\chi^2(24) = 147,1$; $p < 0,001$; SRMR = 0,054; CFI = 0,998; TLI = 0,997; RMSEA = 0,072 (90% CI = 0,061–0,083). Originální i zkrácená verze škály vykazují přijatelnou vnitřní konzistenci: pro dvanáctipoložkovou verzi je hodnota Cronbachova alfa = 0,7 a McDonaldův koeficient omega (ω) = 0,87, pro devítipoložkovou verzi je $\alpha = 0,78$ a $\omega_t = 0,89$.

Omezení. Limitací studie je metoda sběru dat standardizovaným řízeným rozhovorem tváří v tvář, a tedy možné ovlivnění sociální žádoucnosti.