

# Metodické studie

## PSYCHOMETRICKÉ CHARAKTERISTIKY ČESKÉ VERZE SELF-COMPASSION SCALE (SCS-CZ)

JAN BENDA, ANNA REICHOVÁ

*Katedra psychologie FF UK, Praha*

### ABSTRACT

Psychometric characteristics of the Czech version of the Self-Compassion Scale (SCS-CZ)

*J. Benda, A. Reichová*

*Objectives.* The purpose of the study was to develop and validate a Czech version of the Self-Compassion Scale (SCS-CZ) and to examine its psychometric properties.

*Sample and setting.* Three separate Czech samples were used. In Survey 1, the SCS was translated into Czech with a back-translation procedure and then administered through an on-line survey. 5368 participants (sample 1) completed the SCS-CZ, two subscales of the FFMQ, the RSES, the SWLS and a scale measuring the intensity of non-clinical narcissism. In Survey 2, 415 participants (sample 2) completed the SCS-CZ, the BDI-II, the STAI X-2 and the UP-SRS. In Survey 3, 58 participants (sample 3) completed the SCS-CZ two times with the time interval of three weeks.

*Statistical analysis.* Using IBM SPSS Statistics-22 and Amos-23, calculations of descriptive statistics, Cronbach's alpha, Pearson correlation coefficients, test-retest analysis and confirmatory factor analysis were performed.

*Results.* The confirmatory factor analysis (sample 1) confirmed the six-factor structure of SCS-CZ after elimination of six items (SRMR=0.045, RMSEA=0.059, CFI=0.929, GFI=0.942, TLI=0.913). A single higher-

order factor model was then also confirmed. The Cronbach's alpha coefficients for total SCS-CZ and subscales were as follows: SCS-CZ ( $\alpha=0,89$ ), self-kindness ( $\alpha=0,86$ ), self-judgment ( $\alpha=0,67$ ), common humanity ( $\alpha=0,75$ ), isolation ( $\alpha=0,78$ ), mindfulness ( $\alpha=0,65$ ) and over-identification ( $\alpha=0,69$ ). As expected, in Survey 1 and 2, the SCS-CZ exhibited a significant positive correlation to measures of mindfulness, self-esteem, life satisfaction and self-acceptance and a significant negative correlation to measures of non-clinical narcissism, depression and trait anxiety. In Survey 3, the SCS-CZ showed a test-retest reliability of 0.90.

*Study limitation.* This study relied exclusively on self-report measures in order to assess validity. The authors recommend the use of interviews as well as clinical or meditator samples in future studies.

### *key words:*

self-compassion,  
psychometric properties,  
mindfulness,  
narcissism,  
self-acceptance

### *klíčová slova:*

soucit se sebou,  
psychometrické vlastnosti,  
všímavost,  
narcismus,  
sebeřijetí

*Došlo:* 20. 7. 2015; J. B., Katedra psychologie FF UK, nám. J. Palacha 2, 116 38 Praha 1; e-mail: psychoterapeut@gmail.com

## ÚVOD

Zájem psychologů o buddhistické techniky rozvíjení mysli v uplynulých dvou dekáдах exponenciálně rostl a vedl ke vzniku celé řady nových psychotherapeutických přístupů (viz např. Brown, Creswell, Ryan, 2015). Ty zpravidla využívají jako klíčový prvek léčby změnu postoje klienta k vlastním prožitkům prostřednictvím všímavosti (angl. *mindfulness*, viz např. Benda, 2007). V posledních letech se ovšem zájem odborníků postupně obrací i k dalším prostředkům, jež jsou v Buddhově učení tradičně využívány k eliminaci lidských trápení a strastí, jmenovitě k rozvíjení moudrosti a soucitu (Germer, Siegel, 2012). Soucit je přitom spojován nejenom s empatickým porozuměním a laskavým a neodsuzujícím postojem vůči druhým, ale také vůči sobě samému (angl. *self-compassion*, viz Desmond, 2015; Germer, 2009; Gilbert, Choden, 2014; Neff, 2003a).

Podle Neffové (2003a,b) představuje soucit se sebou emočně pozitivní postoj k sobě ve chvílích, kdy zažíváme nějaké trápení, selhání nebo si uvědomujeme nějaký svůj nedostatek. Namísto nemilosrdného odsuzování se a kritiky umožňuje soucit se sebou člověku, aby smířlivě přijal vlastní chyby a potíže a věnoval si v daný okamžik péči, jakou potřebuje. Pokud jde o emoce, považuje Neffová soucit se sebou za specifickou strategii regulace emocí. Díky soucitu k sobě se podle ní člověk bolestivým či znepokojivým pocitům ani nevyhýbá, ani na nich neulpívá (ruminace), ale uvědomuje si je a prožívá je s porozuměním a laskavostí a s vědomím, že podobné zkušenosti patří k lidskému životu a někdy je zažívají všichni lidé. V důsledku zaujetí takového postoje dochází dle Neffové v mysli ke změně a negativní emoce je vystřídána pozitivnějším stavem mysli, který pak již umožňuje jasnější a moudřejší uvážení dané situace a také její zvládnutí přiměřeným a efektivním způsobem (Neff, 2003b; srov. Germer, 2009). Inspirována teoretickým studiem současných buddhistických zdrojů, odlišila Neffová (2003a) ve své definici tři složky soucitu se sebou: 1) laskavost k sobě – zahrnuje vřelost k sobě a také snahu a schopnost pečovat o sebe a tišit prožívanou bolest; 2) lidskou sounáležitost<sup>1</sup> (angl. *common humanity*), jež umožňuje vnímat vlastní zkušenosti jako něco obecně lidského, co někdy prožívá každý a 3) všímavost – schopnost uvědomovat si se zájmem a otevřeností vlastní vjemy, myšlenky, pocity a nálady takové, jaké jsou, beze snahy je potlačit nebo se jim vyhnout.<sup>2</sup>

Koncept soucitu se sebou má blízko k Rogersově „bezpodmínečnému pozitivnímu přijetí“, Ellisově „bezpodmínečnému sebezpřijetí“, Maslowově „B-kognici“ i dalším pojmům, které v psychologii popisují zdravý postoj k sobě samému (Neff, 2003a). Je však třeba jej odlišit od „sebeúcty“ (též sebevědomí, sebedůvěra, sebehodnocení, např. Rosenberg, 1965). Přestože sebeúcta popisovaná také jako „globální vztah k sobě“ či „vědomí vlastní hodnoty“ byla po celé dekády spojována s duševním zdravím, mnohé novější studie tento vztah problematizují (srov. Barnard, Curry, 2011; Neff, Vonk, 2009). Vědomí vlastní hodnoty se totiž nezdá opírat o nejrůznější jedincem dosažené výsledky a sociální srovnávání, a tak v závislosti na nich je i velmi křehké. Vysoká sebeúcta bývá navíc spojena se sebe-povyšováním a ponižováním druhých a také s narcismem. Soucit se sebou naproti tomu nijak nesouvisí s porovnáváním se s druhými z hlediska jakýchkoli výsledků či standardů a umožňuje tak mít k sobě dobrý vztah nezávisle na takovém srovnání. Ukazuje se také, že soucit se sebou lze snáze rozvíjet v nejrůznějších terapeutických programech (srov. např. Germer, 2009;

<sup>1</sup> Tento aspekt soucitu se sebou vychází z pochopení nevyhnutelnosti frustrací a zklamání v lidském životě a je jakýmsi protipólem sebestřednosti a pocitů negativní výlučnosti, odcizení a izolace.

<sup>2</sup> Definice soucitu se sebou a definice všímavosti se v tomto bodě překrývají. V budoucnu bude pravděpodobně užitečné oba pojmy od sebe jasněji odlišit (srov. např. Van Dam et al., 2011).

Gilbert, Choden, 2014). Protože soucit se sebou i globální sebeúcta představují pozitivní postoj k sobě samému, není překvapivé, že výzkumy mezi nimi nacházejí pozitivní korelaci (např.  $r = 0,56$ , Leary et al., 2007;  $r = 0,68$ , Neff, Vonk, 2009). Soucit se sebou se nicméně ukazuje být lepším prediktorem duševního zdraví než sebeúcta. Řada výzkumů z posledních let naznačuje, že vyšší míra soucitu se sebou je spojena s vyšší subjektivní pohodou, životní spokojeností, sociální propojeností, schopností regulace emocí a emoční inteligencí. Naopak záporně vycházejí korelace s neuroticismem, úzkostností, depresivitou, perfekcionismem, narcismem, strachem ze selhání či např. vyhořením (např. Barnard, Curry, 2011; Leary et al., 2007; MacBeth, Gumley, 2012; Neely et al., 2009; Neff, Kirkpatrick, Rude, 2007; Neff, Rude, Kirkpatrick, 2007; Neff, Vonk, 2009; Raes, 2010; Van Dam et al., 2011).

K měření soucitu se sebou využívá zatím většina výzkumů Škálu soucitu se sebou (Self-Compassion Scale – SCS, Neff, 2003b). Jde o 26položkový dotazník, kde respondenti u jednotlivých položek pomocí pětibodové Likertovy stupnice hodnotí, jak často se chovají daným způsobem. Položky přitom tematizují pozitivní a negativní aspekty laskavosti k sobě, lidské sounáležitosti a všímavosti. Protože konfirmační faktorová analýza (KFA) ukázala, že pozitivně a negativně formulovaná tvrzení tvoří samostatné faktory, rozdělila autorka škálu na šest vzájemně korelujících subškál (TLI = 0,90; CFI = 0,91). Konfirmační faktorová analýza (KFA) následně potvrdila, že vzájemné korelace mezi faktory lze vysvětlit přítomností společného faktoru vyššího řádu – soucitu se sebou (TLI = 0,88; CFI = 0,90)<sup>3</sup>. Položky subškál „laskavost k sobě“ ( $\alpha = 0,78$ ), „lidská sounáležitost“ ( $\alpha = 0,80$ ) a „všímavost“ ( $\alpha = 0,75$ ) jsou skórovány od 1 = téměř nikdy po 5 = téměř vždy. Položky subškál „sebeodsuzování“ ( $\alpha = 0,77$ ), „izolace“ ( $\alpha = 0,79$ ) a „přílišné ztotožnění“ ( $\alpha = 0,81$ ) mají reverzní skórování. Celková míra soucitu se sebou je vyjádřena součtem průměrných výsledků v jednotlivých subškálách.<sup>4</sup> Dotazník má dobrou celkovou vnitřní konzistenci ( $\alpha = 0,92$ ) i test-retest reliabilitu ( $r_u = 0,93$ , viz Neff, 2003b). Konstruktovou i kriteriální validitu dotazníku potvrdila i řada dalších studií (srov. Barnard, Curry, 2011; MacBeth, Gumley, 2012; Van Dam et al., 2011). Dodejme, že Škálu soucitu se sebou je dnes možné administrovat v celé řadě jazykových verzí. Byla přeložena např. do turečtiny (Deniz, Kesici, Sumer, 2008), čínštiny (Huoliang et al, 2014; Chen, Yan, Zhou, 2011), němčiny (Hupfeld, Ruffieux, 2011), portugalštiny (Castilho, Gouveia, 2011), řečtiny (Mantzios, Wilson, Giannou, 2013), maďarštiny (Sági, Köteles, Komlósi, 2013), itaštiny (Petrocchi, Ottaviani, Couyoumdjian, 2013), perštiny (Azizi et al., 2013), španělštiny (Garcia-Campayo et al., 2014), japonštiny (Arimitsu, 2014) i slovenštiny (Horniaková, 2015). Vytvořena byla také zkrácená, 12položková verze SCS-SF (Raes et al., 2011).

## Cíle a hypotézy

Cílem této studie bylo vytvořit českou verzi Škály soucitu se sebou (SCS-CZ), přezkoumat její faktorovou strukturu a ověřit její reliabilitu a validitu. Předpokládali jsme, že škála bude mít stejnou faktorovou strukturu jako originální verze. V souladu s teoretickými předpoklady i výzkumným zjištěním autorky škály (Neff, 2003b) jsme dále předpokládali, že výsledky SCS-CZ budou pozitivně korelovat s dotazníky všímavosti, sebezpřijetí, sebeúcty a životní spokojenosti a negativně s dotazníky neklincického narcismu, deprese a úzkostnosti.

<sup>3</sup> Srov. Williams et al., 2014.

<sup>4</sup> Tento neobvyklý způsob výpočtu hrubého skóru jsme v naší studii nahradili obvyklejším postupem, při němž je celková míra soucitu se sebou vyjádřena prostým součtem dosažených bodů.

## METODA

### Soubory a procedura

Studie byla realizována prostřednictvím tří samostatných šetření na třech nezávislých souborech. Cílem prvních dvou šetření bylo ověření základních parametrů faktorové, konstruktové a kritériální validity. Cílem třetího šetření bylo ověření stability výsledků české verze Škály soucitu se sebou v čase. V prvním šetření byla SCS nejprve s využitím postupu zpětného překladu (srov. Hambleton, Merenda, Spielberger, 2004) přeložena do češtiny a následně byla administrována prostřednictvím webového rozhraní spolu se dvěma subškálami DPAV, škálami RSES, SWLS a Škálou k měření intenzity neklinického narcismu (vice o škálách viz dále). Šetření bylo inzerováno na sociální síti Facebook. Výběrový soubor 1 tvořilo 5368 respondentů (30 % mužů, 70 % žen), ve věku od 14 do 81 let (průměrný věk = 33,8 let, SD = 11,6). Ve druhém šetření vyplnilo 415 respondentů (soubor 2) prostřednictvím webového rozhraní SCS-CZ spolu s dotazníky BDI-II, STAI X-2 a UPSRS. I v tomto případě byli respondenti získáváni prostřednictvím inzerce na sociální síti Facebook. Výběrový soubor 2 tvořilo 30 % mužů a 70 % žen ve věku od 15 do 72 let (průměrný věk = 28 let, SD = 10,2). Ve třetím šetření vyplnilo SCS-CZ ve verzi tužka-papír 58 studentů psychologie na FF MU v Brně (soubor 3) dvakrát v rozmezí tří týdnů.

K analýze dat jsme využili programy IBM SPSS Statistics-22 a Amos-23. K posouzení shody dat s původním šestifaktorovým modelem a hierarchickým šestifaktorovým modelem (Neff, 2003b) jsme využili indexy SRMR, RMSEA, CFI, GFI a TLI (NNFI).<sup>5</sup> Za akceptovatelné byly u indexů SRMR a RMSEA považovány hodnoty  $\leq 0,08$  a u indexů GFI, CFI a TLI hodnoty  $\geq 0,9$  (srov. Marsh, Hau, Wen, 2004; Schermelleh-Engel, Moosbrugger, Müller, 2003). Vliv věku a pohlaví na vybrané modely jsme dále ověřovali pomocí MIMIC (Multiple Indicators, Multiple Causes) modelování. K posouzení vnitřní konzistence SCS-CZ i jednotlivých subškál jsme využili Cronbachův koeficient alfa a kritéria:  $\alpha \geq 0,9$  = vynikající,  $\geq 0,8$  = dobré,  $\geq 0,7$  = akceptovatelné,  $\geq 0,6$  = diskutabilní,  $\geq 0,5$  = slabé a  $\leq 0,5$  = neakceptovatelné (podle George, Mallery, 2013). Test-retestovou reliabilitu škály i jednotlivých subškál jsme odhadli vypočtením Pearsonova korelačního koeficientu mezi dvěma měřeními uskutečněnými v rámci třetího šetření. Pomocí téhož koeficientu jsme ověřili i vzájemnou korelaci subškál SCS-CZ. Dále byla provedena položková analýza jednotlivých subškál. U každé položky jsme zjišťovali její průměr, standardní odchylku, diskriminační sílu, faktorový náboj i Cronbachův koeficient subškály v případě, že by byla daná položka ze subškály vyloučena. K posouzení konstruktové a kritériální validity SCS-CZ jsme nakonec vypočítali Pearsonovy korelační koeficienty mezi výsledky SCS-CZ a výsledky dalších použitých dotazníků, u nichž jsme teoreticky předpokládali, že budou s SCS-CZ korelovat. Absolutní hodnoty korelací byly interpretovány podle klíče:  $r \geq 0,5$  = vysoká,  $\geq 0,3$  = střední,  $\geq 0,1$  = nízká,  $\geq 0$  = zanedbatelná (podle Cohen, 1988).

### Nástroje

Kromě přeložené Škály soucitu se sebou (SCS-CZ)<sup>6</sup> bylo pro účely validizace v 1. a 2. šetření administrováno sedm dalších dotazníků měřících další psychologické konstrukty.

<sup>5</sup> S ohledem na velikost souboru ( $N_1 = 5368$ ) jsme nepoužili chí kvadrát (ani  $\chi^2/df$ ), neboť tento index je u takto velkých souborů přecitlivělý (viz Thompson, 2004).

<sup>6</sup> V šetření 2 byla použita 20položková verze SCS-CZ (bez původních položek č. 3, 9, 15, 21, 22 a 23, bližší vysvětlení v textu).

*Všímavost.* K měření všímavosti jsme využili subškály „nehodnocení prožitků“ a „vědomé jednání“ původně 39 položkového Dotazníku pěti aspektů všímavosti (Five Facet Mindfulness Questionnaire – FFMQ, Baer, 2006, česká adaptace Žitník, 2010). Obě subškály sestávají z celkem 16 tvrzení hodnocených respondenty na pětibodové Likertově stupnici (od 1 = téměř nikdy po 5 = téměř vždy). Celková míra všímavosti je vyjádřena součtem dosažených bodů. Cronbachův koeficient alfa pro obě vybrané subškály dohromady byl 0,91 v námi hodnoceném souboru 1.

*Sebeúcta.* Jako jednodimenzionální míru sebeúcty, resp. globálního vztahu k sobě jsme využili Rosenbergovu škálu sebehodnocení (Rosenberg Self-Esteem Scale – RSES, Rosenberg, 1965, česká adaptace Blatný, Osecká, 1994). Škála obsahuje 10 položek. 5 je formulováno pozitivně a 5 negativně. Míru ne/souhlasu vyjadřovali respondenti na čtyřbodové Likertově stupnici (1 = nesouhlasím, 2 = částečně nesouhlasím, 3 = částečně souhlasím, 4 = souhlasím). Celková míra sebehodnocení je vyjádřena součtem dosažených bodů. Cronbachův koeficient alfa byl 0,87 v námi hodnoceném souboru 1.

*Narcismus.* Škála k měření intenzity neklinického narcismu, kterou jsme využili v naší studii, je nový, 17položkový dotazník vytvořený českým autorem Bartošem (2010). Na rozdíl od ve světě nejčastěji používaného dotazníku NPI (Narcissistic personality inventory, Raskin, Terry, 1988), který vychází z definice narcismu formulované Americkou psychiatrickou asociací v DSM-III, vychází Bartošův dotazník z novějšího vydání DSM-IV-TR. Zatímco u NPI dosáhla variance vyčerpaná společným faktorem všech položek 35 % (Raskin, Terry, 1988), v Bartošově reprezentativním výzkumu dosáhla 47 % (Bartoš, 2010). Metoda využívá formu tvrzení, která jsou respondenty hodnocena na sedmibodové Likertově stupnici (od 1 = rozhodně nesouhlasím po 7 = rozhodně souhlasím). Celková míra neklinického narcismu je vyjádřena součtem dosažených bodů. Cronbachův koeficient alfa byl v námi hodnoceném souboru 1 0,84.

*Životní spokojenost.* K měření životní spokojenosti jsme využili Škálu spokojenosti se životem (Satisfaction With Life Scale – SWLS, Diener, a kol., 1985; česká adaptace Lewis et al., 1999). Škála sestává z 5 položek hodnocených na sedmibodové Likertově stupnici (od 1 = rozhodně nesouhlasím po 7 = rozhodně souhlasím). Celková míra životní spokojenosti je vyjádřena součtem dosažených bodů. Cronbachův koeficient alfa je v námi hodnoceném souboru 1 0,87.

*Úzkostnost.* K měření úzkostnosti jsme využili dotazník STAI X-2 (State-Trait Anxiety Inventory, Spielberger, Gorsuch, Lushene, 1970, česko-slovenská readaptace Heretik et al., 2009). Dotazník sestává z 20 položek, u nichž respondenti na čtyřbodové Likertově stupnici hodnotí, jak často se cítí daným způsobem (od 1 = téměř nikdy po 4 = téměř vždy). Celková míra úzkostnosti je vyjádřena součtem dosažených bodů. Cronbachův koeficient alfa byl v námi hodnoceném souboru 2 0,91.

*Příznaky deprese.* K posouzení aktuální míry deprese nám posloužila Beckova sebezposuzovací škála depresivity pro dospělé (Beck Depression Inventory-II – BDI-II, Beck, Steer, Brown, 1996, česká adaptace Preiss, Vacíř, 1999). Dotazník má celkem 21 položek. Skór každé jednotlivé položky nabývá podle varianty zvolené respondentem hodnoty vždy od 0 do 3. Celková aktuální míra deprese je vyjádřena součtem dosažených bodů. Cronbachův koeficient alfa byl v námi hodnoceném souboru 2 0,90.

*Sebepřijetí.* K měření sebepřijetí jsme využili Škálu bezpodmínečného pozitivního sebepřijetí (Unconditional Positive Self-Regard Scale – UPSRS, Patterson, Joseph, 2006, česká adaptace Rolederová, 2014). Škála obsahuje 12 položek hodnocených na pětibodové Likertově stupnici (od 1 = rozhodně nesouhlasím po 5 = rozhodně souhlasím). Celková míra sebepřijetí je vyjádřena součtem dosažených bodů. Cronbachův koeficient alfa byl v námi hodnoceném souboru 2 0,82.

## VÝSLEDKY

### Faktorová struktura SCS-CZ

Konfirmační faktorová analýza metodou maximální věrohodnosti (soubor 1) nepotvrdila předpokládanou šestifaktorovou strukturu škály SCS-CZ ani hierarchický model s jedním společným faktorem druhého řádu (modely 1 a 2, tab. 1). S ohledem na vysoké interkorelace mezi jednotlivými subškálami (viz tab. 2) jsme následně testovali i jednofaktorový a třífaktorový model (modely 3 a 4)<sup>7</sup>. Ani tyto modely však nebyly potvrzeny (tab. 1, srov. Williams et al., 2014). Modifikační indexy a reziduální korelační koeficienty u modelů 1 a 2 nicméně naznačovaly, že řada položek, jež jsou přiřazeny různým faktorům, spolu koreluje mnohem více, než implikuje model (obsahově si tyto položky byly mnohdy blízké).<sup>8</sup> S ohledem na budoucí využití SCS-CZ i jejich jednotlivých subškál jsme se proto rozhodli pokusit se identifikovat a případně odstranit problematické položky.

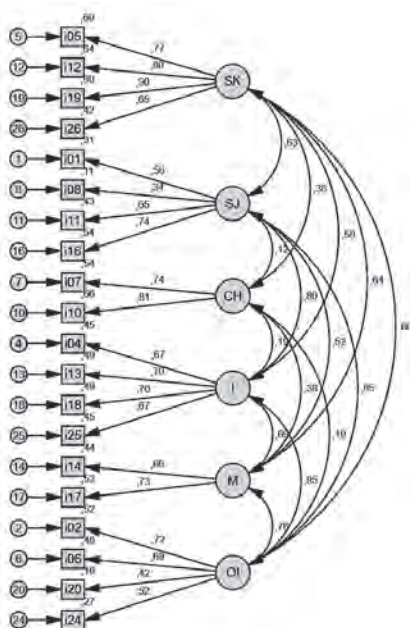
Tab. 1 Indexy shody modelů s daty

	soubor	SRMR	RMSEA	CFI	GFI	TLI
Model 1 (šestifaktorový, 26 položek)	1	0,066	0,078	0,834	0,857	0,810
Model 2 (šestifaktorový hierarchický, 26 položek)	1	0,078	0,085	0,796	0,836	0,774
Model 3 (jednofaktorový, 26 položek)	1	0,081	0,102	0,702	0,736	0,676
Model 4 (třífaktorový, 26 položek)	1	0,078	0,095	0,745	0,769	0,720
Model 5 (šestifaktorový, 20 položek)	1	0,045	0,059	0,929	0,942	0,913
Model 5P (MIMIC, kovarianční proměnná pohlaví)	1	0,044	0,058	0,927	0,947	0,910
Model 5V (MIMIC, kovarianční proměnná věk)	1	0,044	0,059	0,925	0,941	0,907
Model 5 (šestifaktorový, 20 položek)	2	0,056	0,065	0,916	0,907	0,897
Model 5P (MIMIC, kovarianční proměnná pohlaví)	2	0,054	0,063	0,916	0,908	0,896
Model 5V (MIMIC, kovarianční proměnná věk)	2	0,056	0,064	0,914	0,905	0,893
Model 6 (šestifaktorový hierarchický, 20 položek)	1	0,061	0,066	0,905	0,928	0,890
Model 6P (MIMIC, kovarianční proměnná pohlaví)	1	0,057	0,064	0,905	0,930	0,888
Model 6V (MIMIC, kovarianční proměnná věk)	1	0,058	0,065	0,902	0,928	0,885
Model 6 (šestifaktorový hierarchický, 20 položek)	2	0,080	0,073	0,890	0,893	0,872
Model 6P (MIMIC, kovarianční proměnná pohlaví)	2	0,076	0,070	0,891	0,895	0,872
Model 6V (MIMIC, kovarianční proměnná věk)	2	0,075	0,070	0,891	0,894	0,872
Model 7 (jednofaktorový, 20 položek)	1	0,081	0,113	0,717	0,776	0,683
Model 8 (třífaktorový, 20 položek)	1	0,083	0,099	0,784	0,824	0,755

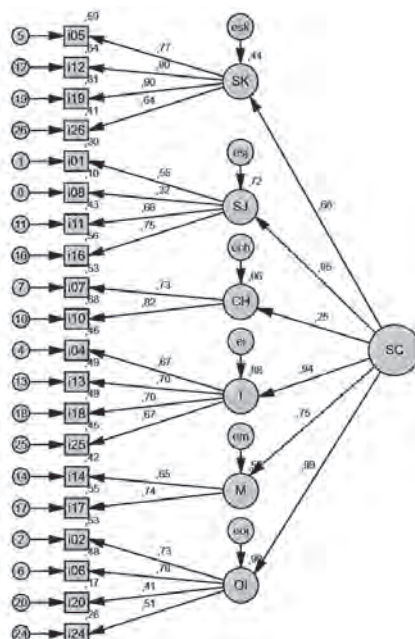
<sup>7</sup> Jednofaktorový model, v němž všechny položky škály sytí jediný společný faktor – soucit se sebou, byl potvrzen u turecké verze škály SCS (Deniz Kesici, Sumer, 2008, srov. též Williams et al., 2014). Třífaktorový model by odpovídal třem složkám soucitu se sebou, které původně navrhla Neffová (2003b, viz též úvod tohoto článku).

<sup>8</sup> Např. položka 9. „Když mě něco rozruší, snažím se udržet své emoce v rovnováze“ (subškála M) a položka 20. „Když mě něco naštve, nechávám se unést vlastními pocity“ (skórována reverzně, subškála OI).

Protože položková analýza (viz tab. 3) neidentifikovala žádné položky s vysloveně špatnými psychometrickými vlastnostmi<sup>9</sup>, využili jsme metodu postupného vynechávání položek (jackknifing) a současně pečlivě zvažovali význam jednotlivých položek, jejich jedinečnost či podobnost s jinými položkami SCS-CZ a jejich vztah k teoreticky vymezeným významům subskál. Tímto postupem jsme postupně eliminovali položky 3, 9, 15, 21, 22 a 23 a vytvořili tak 20 položkovou verzi SCS-CZ. Konfirmační faktorová analýza metodou maximální věrohodnosti následně potvrdila šestifaktorovou strukturu 20 položkové verze SCS-CZ (model 5) i model s jedním společným faktorem vyššího řádu (model 6), a to u souborů 1 i 2 (viz tab. 1). Standardizované regresní koeficienty se u modelu 5 pohybovaly v intervalu 0,34–0,90 (soubor 1, viz obr. 1), resp. 0,28–0,91 (soubor 2). Všechny byly statisticky významné,  $p < 0,001$ . U modelu 6 se standardizované regresní koeficienty pohybovaly v intervalu 0,25–0,99 (soubor 1, viz obr. 2), resp. 0,22–1,02 (soubor 2) a byly rovněž všechny statisticky významné,  $p < 0,001$ .



Obr. 1 Úsekový diagram modelu 5 (šestifaktorový, 20 položek, soubor 1,  $N_1 = 5368$ )



Obr. 2 Úsekový diagram modelu 6 (šestifaktorový hierarchický, 20 položek, soubor 1,  $N_1 = 5368$ )

Přestože indexy shody byly u modelu 6 u obou souborů akceptovatelné (u souboru 2 byly hodnoty většiny indexů ovšem pouze hraniční), konstatovali jsme, že model 6 působí poněkud problematicky mj. kvůli nízkým hodnotám standardizovaného regresního koeficientu a vysoké chybové varianci (resp. nízkému  $R^2$ ) faktoru CH (lidská sounáležitost, viz obr. 2).  $R^2$  faktoru CH v modelu 6 má hodnotu pouhých 0,063 (soubor 1), resp. 0,048 (soubor 2). Chybová variance této proměnné je tedy 93,7 %, resp. 95,2 %. Zároveň má faktor CH v modelu 6 nejnižší standardizovaný regresní koeficient 0,25 (soubor 1), resp. 0,22 (soubor 2) a má tedy jen poměrně malý vliv na faktor

<sup>9</sup> Podrobnější komentář k některým položkám viz deskriptivní statistika.

druhého řádu – soucit se sebou (SC). Nízká vysvětlená variance proměnné CH může být způsobena skutečností, že je definována pouze dvěma indikátory (položkami). Nízká regresní váha však zároveň vyvolává pochyby o vztahu subškály lidské sounáležitosti k soucitu se sebou. Vysvětlením by snad mohla být kulturní odlišnost českých respondentů v chápání položek subškály CH. Nemáme ovšem k dispozici údaje ze zahraničí, které by nám příslušné hodnoty umožnily porovnat (výše zmíněné zdroje je neuvádějí).

Vzhledem k tomu, že 1) 20položková verze SCS-CZ má na rozdíl od 26položkové verze strukturu více odpovídající originální verzi škály (včetně společného faktoru druhého řádu); 2) korelace celkových hrubých skóre 20položkové a 26položkové verze SCS-CZ je extrémně vysoká ( $r_{20,26} = 0,99$ , soubor 1,  $p < 0,01$ ); 3) interkorelace jednotlivých subškál je u 20položkové verze o něco nižší (tab. 2) a 4) ostatní důležité vlastnosti jsou u obou verzí škály SCS-CZ srovnatelné (viz tab. 3 a 5), rozhodli jsme se dále pracovat s 20položkovou verzí SCS-CZ (viz též poznámka 6).

Tab. 2 Interkorelace subškál SCS-CZ (soubor 1,  $N_1 = 5368$ )

	SK	SJ	CH	I	M	OI
Laskavost k sobě (SK)	1					
Sebeodsuzování (SJ)	0,628**/0,515**	1				
Lidská sounáležitost (CH)	0,514**/0,315**	0,270**/0,074**	1			
Izolace (I)	0,524**/0,497**	0,556**/0,549**	0,355**/0,152**	1		
Všímanost (M)	0,589**/0,501**	0,316**/0,302**	0,495**/0,261**	0,495**/0,486**	1	
Přílišné ztotožnění (OI)	0,494**/0,463**	0,506**/0,527**	0,325**/0,129**	0,680**/0,680**	0,556**/0,532**	1

Poznámka: Hodnota před lomítkem odpovídá 26položkové verzi SCS-CZ a hodnota za lomítkem 20položkové verzi SCS-CZ; \*\* $p < 0,01$ .

## Deskriptivní statistika

Deskriptivní statistické údaje a některé další psychometrické charakteristiky SCS-CZ<sup>10</sup> získané v prvním šetření shrnují tab. 2, 3 a 4. Jak ukazuje tab. 3, všechny sledované charakteristiky jednotlivých položek byly i u původní 26položkové verze SCS-CZ akceptovatelné. U položek 3, 8, 9, 21, 22, 23 a 26 byla nicméně zjištěna hraniční hodnota Cronbachova koeficientu subškály v případě, že by byla daná položka ze subškály vyloučena a také diskriminační síla položek 3, 8, 9, 21 a 22 byla relativně nízká, resp.  $< 0,4$  (viz tab. 3). Protože pět z těchto „hraničních“ položek (plus jednu další) jsme eliminovali na základě KFA (viz výše), můžeme konstatovat, že charakteristiky zbylých 20 položek SCS-CZ jsou dobré.

<sup>10</sup> Není-li uvedeno jinak, popisujeme dále vždy 20položkovou verzi SCS-CZ.

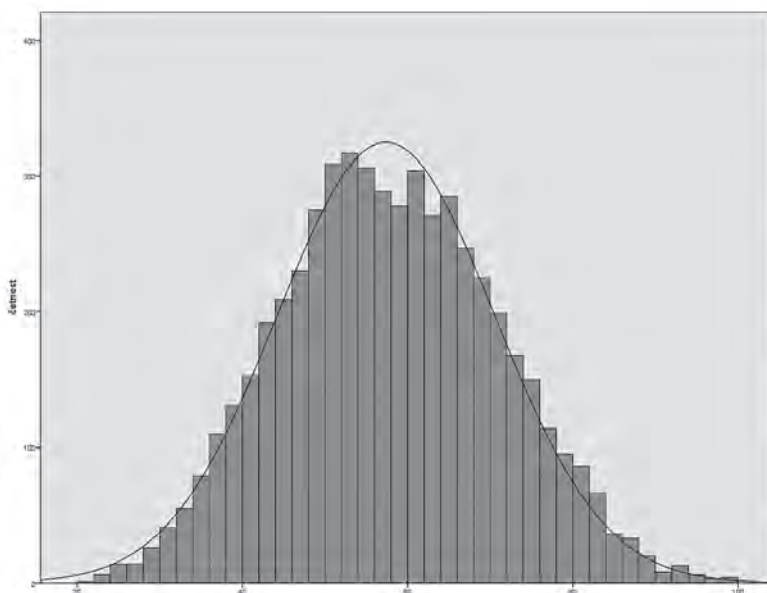


Tab. 3 Deskriptivní charakteristiky položek SCS-CZ (soubor 1,  $N_1 = 5368$ )

č.	položka	M	SD	L	CITC	aid
Laskavost k sobě ( $\alpha = 0,86/0,86$ )						
05.	Když prožívám emoční bolest, snažím se být k sobě laskavý/á.	3,00	1,19	0,81/0,84	0,68/0,70	0,83/0,82
12.	Když procházím nějakým velmi těžkým obdobím, poskytuji si takovou péči a láskyplnost, jakou potřebuji.	2,86	1,17	0,82/0,85	0,70/0,72	0,82/0,81
19.	Když prožívám nějaké trápení, jsem k sobě laskavý/á.	2,91	1,11	0,88/0,91	0,79/0,81	0,80/0,77
23.	Jsem tolerantní vůči svým chybám a nedostatkům.	2,97	1,11	0,71	0,57	0,86
26.	Snažím se přistupovat s porozuměním a trpělivostí vůči těm stránkám své osobnosti, které nemám rád/a.	3,00	1,06	0,77/0,74	0,65/0,58	0,84/0,86
Sebeodsuzování ( $\alpha = 0,68/0,67$ )						
01.	Odmítám a odsuzuji své chyby a nedostatky.	2,46	0,97	0,70/0,74	0,47/0,49	0,62/0,58
08.	Když přijdou opravdu těžké časy, mám tendenci být na sebe tvrdý/á.	2,79	1,12	0,60/0,58	0,38/0,33	0,66/0,68
11.	Jsem netolerantní a netrpělivý/á vůči těm stránkám své osobnosti, které nemám rád/a.	3,03	1,18	0,76/0,78	0,53/0,54	0,59/0,54
16.	Když si uvědomím některé své vlastnosti, které se mi nelíbí, sklíčuje mě to.	3,00	1,19	0,71/0,73	0,47/0,46	0,62/0,59
21.	Dokážu být k sobě citově docela chladný/á, když mě něco trápí.	3,26	1,14	0,56	0,35	0,67
Lidská souměřitelnost ( $\alpha = 0,70/0,75$ )						
03.	Když se mi nedaří, vnímám potíže jako běžnou součást života, s níž se potýká každý.	3,45	1,07	0,62	0,39	0,69
07.	Když jsem na dně a „mimo hru“, připomínám si, že na světě je spousta lidí, kteří se cítí stejně jako já.	2,68	1,23	0,78/0,89	0,53/0,60	0,60/-
10.	Když se cítím nějakým způsobem nedostatečný/á, snažím se připomínat si, že pocity nedostatečnosti zažívá většina lidí.	2,46	1,16	0,79/0,89	0,56/0,60	0,59/-
15.	Snažím se vnímat svá selhání jako součást lidské přirozenosti.	3,24	1,17	0,69	0,46	0,65
Izolace ( $\alpha = 0,78$ )						
04.	Když přemýšlím o svých nedostacích, mívám pocit, že jsem oddělený/á a odříznutý/á od zbytku světa.	3,23	1,30	0,76	0,57	0,73
13.	Když je mi na nic, mívám pocit, že ostatní lidé jsou jistě šťastnější než já.	3,01	1,31	0,80	0,61	0,71
18.	Když se s něčím opravdu potýkám, mívám pocit, že druzí lidé to určitě zvládají lépe.	2,98	1,16	0,78	0,59	0,73
25.	Když selžu v něčem, co je pro mě důležité, mívám pocit, že jsem v tom zcela sám/sama.	2,65	1,18	0,77	0,57	0,73
Všímavost ( $\alpha = 0,68/0,65$ )						
09.	Když mě něco rozruší, snažím se udržet své emoce v rovnováze.	3,48	1,13	0,61	0,36	0,68
14.	Když mě něco zraní, snažím se na situaci dívat nezaujatým pohledem.	3,16	1,14	0,80/0,86	0,57/0,48	0,54/-
17.	Když selžu v něčem, co je pro mne důležité, snažím se celou záležitost vnímat realisticky.	3,45	1,06	0,79/0,86	0,55/0,48	0,56/-
22.	Když se cítím deprimovaný/á, snažím se ke svým pocitům přistupovat se zájmem a otevřeností.	3,17	1,11	0,66	0,39	0,66
Přílišné ztotožnění ( $\alpha = 0,69$ )						
02.	Když jsem na dně, mám sklon se nutkavě zaměřovat na vše špatné.	2,69	1,15	0,80	0,56	0,56
06.	Když selžu v něčem, co je pro mě důležité, zahltnu mě pocity vlastní nedostatečnosti.	2,34	1,12	0,71	0,46	0,63
20.	Když mě něco naštve, nechávám se unést vlastními pocity.	2,57	1,06	0,64	0,40	0,67
24.	Když se stane něco bolestného, mám sklon danou situaci zveličovat.	3,12	1,16	0,72	0,47	0,62

Poznámka: Jsou-li v tabulce uvedeny dvě hodnoty oddělené lomítkem, hodnota před lomítkem odpovídá 26položkové verzi SCS-CZ a hodnota za lomítkem 20položkové verzi SCS-CZ; M – průměr; SD – směrodatná odchylka; L – faktorový náboj; CITC – diskriminační síla položky (korigovaná korelace položky s celkovým skórem subsškály); aid – Cronbachův koeficient subsškály v případě, že by byla položka ze subsškály vyloučena.

Průměrné hrubé skóry, směrodatné odchylky, šikmost a špičatost SCS-CZ a jejích subškál vypočtené na základě výsledků prvního šetření zobrazuje tab. 4. Podle výsledků Kolmogorovova–Smirnovova testu neměl celkový hrubý skór SCS-CZ v šetření 1 normální rozložení ( $D_1 = 0,33$ ,  $p_1 = 0,000$ ), a to ani u podskupiny mužů ( $D_{1m} = 0,026$ ,  $p_{1m} = 0,012$ ), ani u podskupiny žen ( $D_{1z} = 0,036$ ,  $p_{1z} = 0,000$ ). Histogramy (srov. obr. 3) jakož i rozložení dat v Q-Q grafech však naznačují, že odchylka od normálního rozložení není velká (platí to také jednotlivě pro muže i ženy), a tak přesto můžeme konstatovat, že data mají přibližně normální rozložení. V šetření 2 a v obou měřeních šetření 3 i Kolmogorov–Smirnovův test potvrdil normální rozložení celkového hrubého skóru SCS-CZ (šetření 2:  $D_2 = 0,031$ ,  $p_2 = 0,2$ , šetření 3a:  $D_{3a} = 0,087$ ,  $p_{3a} = 0,2$ ; šetření 3b:  $D_{3b} = 0,089$ ,  $p_{3b} = 0,2$ ). Vzhledem k uvedeným výsledkům jsme pro další testování rozdílu mezi muži a ženami ve skórech SCS-CZ (šetření 1) použili t-test pro dva nezávislé výběry. Pro výpočet korelací byl použit Pearsonův korelační koeficient.



Obr. 3 Histogram celkových hrubých skórů dosažených respondenty v SCS-CZ (soubor 1,  $N_1 = 5368$ )

### Rozdíly podle pohlaví a věku

T-testem pro dva nezávislé výběry jsme zjistili v šetření 1 mezi muži a ženami statisticky významný rozdíl v celkové míře soucitu se sebou ( $t = 2,474$ ,  $df = 3101$ ,  $p = 0,013$ ) i ve výsledcích všech subškál (srov. též tab. 4). Muži dosahovali statisticky významně vyšších výsledků než ženy kromě celkového skóru také v subškálách sebeodsuzování ( $t = 2,714$ ,  $df = 5366$ ,  $p = 0,007$ ), izolace ( $t = 3,715$ ,  $df = 2847$ ,  $p < 0,001$ ), všímavost ( $t = 7,057$ ,  $df = 5366$ ,  $p < 0,001$ ) a přílišné ztotožnění ( $t = 11,126$ ,  $df = 2722$ ,  $p < 0,001$ ), ženy skórovaly statisticky významně výše v subškálách laskavost k sobě ( $t = -5,541$ ,  $df = 3106$ ,  $p < 0,001$ ) a lidská souznělost ( $t = -9,856$ ,  $df = 5366$ ,  $p < 0,001$ ). Hodnoty Cohena  $d$  ovšem ukázaly, že tyto rozdíly mají jen velmi malý praktický význam (SCS-CZ:  $d = 0,08$ ; SK:  $d = 0,20$ ; SJ:  $d = 0,07$ ; CH:  $d = 0,27$ ; I:  $d = 0,14$ ; M:  $d = 0,19$ ; OI:  $d = 0,43$ ). Mezi věkem respondentů a soucitem se sebou jsme zjistili nízkou pozitivní korelaci ( $r_v = 0,223$ , soubor 1,  $p < 0,01$ ).

Tab. 4 Deskriptivní statistika pro celkový skór a skóry jednotlivých subškál SCS-CZ (soubor 1,  $N_1 = 5368$ )

	SCS-CZ celkem						Muži		Ženy	
	Min.	Max.	M	SD	Šikmost <sup>1</sup>	Špičatost <sup>2</sup>	M	SD	M	SD
Laskavost k sobě (SK)	4	20	11,76	3,79	0,20	-0,57	11,33	3,65	11,94	3,83
Sebeodsuzování (SJ)	4	20	11,28	3,16	0,20	-0,26	11,46	3,11	11,21	3,18
Lidská sounáležitost (CH)	2	10	5,14	2,13	0,28	-0,72	4,70	2,13	5,33	2,11
Izolace (I)	4	20	11,86	3,85	0,07	-0,72	12,17	3,97	11,73	3,79
Všímavost (M)	2	10	6,61	1,90	-0,14	-0,61	6,89	1,92	6,49	1,87
Přílišné ztotožnění (OI)	4	20	10,71	3,22	0,29	-0,25	11,49	3,41	10,39	3,08
SCS-CZ celkem	21	99	57,37	13,17	0,11	-0,33	58,05	12,74	57,09	13,35

Poznámka: M – průměr; SD – směrodatná odchylka; <sup>1</sup> - standardní chyba = 0,033; <sup>2</sup> – standardní chyba = 0,067; Muži:  $N_m = 1585$ ; Ženy:  $N_z = 3783$ .

Abychom prověřili vliv pohlaví a věku respondentů na modely 5 a 6, testovali jsme příslušné MIMIC modely 5P, 5V, 6P a 6V s pohlavím, resp. věkem jako kovariančními proměnnými (viz tab. 1). Indexy modelů 5P, 5V, 6P i 6V měly akceptovatelné hodnoty jak u souboru 1, tak u souboru 2. Struktura modelů 5 a 6 se tedy začleněním pohlaví ani věku nijak významně nezměnila. S výjimkou modelů 5P a 6P u souboru 2 (viz tab. 5) byly regresní koeficienty faktorů SK, SJ, CH, I, M, i OI statisticky významné a mohli jsme tedy konstatovat, že pohlaví i věk respondentů statisticky významně ovlivňují skóry těchto faktorů. U modelů 5 i 6 ukazoval směr regresních koeficientů, že muži (kódování: muži = 0, ženy = 1) skórovali výše ve faktorech SJ, I, M a OI, ženy naopak ve faktorech SK a CH (výsledky jsou obdobné jako u t-testů). Starší respondenti skórovali statisticky významně výše ve všech sledovaných faktorech (konkrétní hodnoty regresních koeficientů viz tab. 5). Protože ale chybová variance všech sledovaných faktorů byla u modelů 5P i 5V vyšší než 90 % ( $R^2 < 0,1$  s výjimkou CH u modelu 5V u souboru 2), je interpretace výsledků u těchto modelů problematická. Vliv pohlaví i věku můžeme tedy konstatovat pouze u hierarchických modelů 6P a 6V, kde byly všechny hodnoty  $R^2 > 0,1$ .

Tab. 5 MIMIC modely: standardizované regresní váhy

	model 5P		model 5V		model 6P		model 6V	
	soubor 1	soubor 2	soubor 1	soubor 2	soubor 1	soubor 2	soubor 1	soubor 2
SK ← prediktor	0,083*	0,011	0,182*	0,185*	0,084*	0,010	0,181*	0,183*
SJ ← prediktor	-0,057*	-0,091	0,122*	0,035	-0,058*	-0,092	0,123*	0,036
CH ← prediktor	0,151*	0,085	0,240*	0,363*	0,153*	0,083	0,241*	0,361*
I ← prediktor	-0,063*	-0,107	0,217*	0,281*	-0,063*	-0,107	0,217*	0,282*
M ← prediktor	-0,122*	-0,039	0,186*	0,212*	-0,122*	-0,035	0,186*	0,223*
OI ← prediktor	-0,172*	-0,259*	0,201*	0,236*	-0,172*	-0,259*	0,202*	0,237*

Poznámka: \* $p < 0,001$ .

## Reliabilita

Porovnáním výsledků dosažených respondenty ( $N_3 = 58$ ) v dotazníku SCS-CZ v třítydenním intervalu (šetření 3) jsme zjistili celkovou test-retestovou korelaci škály 0,90 (Pearsonův korelační koeficient). U jednotlivých subškál byly korelace následující: laskavost k sobě 0,86; sebeodsuzování 0,72; lidská sounáležitost 0,62; izolace 0,78; všímavost 0,77; přílišné ztotožnění 0,77.<sup>11</sup> Všechny korelace byly signifikantní na hladině  $p > 0,01$  a lze je akceptovat jako indikátory přijatelné stability testu v čase.

Vnitřní konzistence měřená Cronbachovým koeficientem alfa byla u celého dotazníku SCS-CZ dobrá ( $\alpha = 0,89$ ). U jednotlivých subškál dosáhla hodnot: laskavost k sobě  $\alpha = 0,86$ ; sebeodsuzování  $\alpha = 0,67$ ; lidská sounáležitost  $\alpha = 0,75$ ; izolace  $\alpha = 0,78$ ; všímavost  $\alpha = 0,65$ ; přílišné ztotožnění  $\alpha = 0,69$  (viz též tab. 3). U subškál SJ, M a OI byly tedy zjištěny „diskutabilní“ hodnoty  $\alpha$ . To bohužel limituje klinickou použitelnost těchto subškál.

## Validita

Výsledky šetření 1 a 2 vztahující se ke konstruktové a kritériální validitě SCS-CZ jsou uvedeny v tab. 6. Všechny zjištěné korelace SCS-CZ (i všech jejích subškál) s ostatními dotazníky vyšly v předpokládaném směru (Pearsonův korelační koeficient). Ve shodě s očekáváním byly zjištěny vysoce pozitivní korelace SCS-CZ s dotazníky všímavosti, sebeúcty a sebepřijetí (konvergentní validita). Mezi SCS-CZ a Škálou k měření intenzity neklinického narcismu byla zjištěna středně silná negativní korelace (diskriminační validita). Pokud jde o kritériální validitu, můžeme na základě výsledků konstatovat, že SCS-CZ je dobrým prediktorem duševního zdraví. V šetření 2 byly zjištěny vysoce negativní korelace SCS-CZ s Beckovou sebeposuzovací škálou depresivity pro dospělé a Spielbergerovou škálou úzkostnosti (STAI X-2), v šetření 1 pak vysoce pozitivní korelace se Škálou spokojenosti se životem. Výsledky šetření 1 i 2 odpovídají předchozím zjištěním jiných výzkumníků a můžeme tedy konstatovat, že česká verze SCS-CZ vykazuje z hlediska zjištěných korelací srovnatelné (ne-li lepší) vlastnosti s originální americkou verzí (Neff, 2003b).

Dodejme, že při studiu korelací vybraných dotazníků a jednotlivých subškál SCS-CZ jsme zaznamenali dvě pozoruhodnosti. 1) Subškála lidské sounáležitosti (CH) koreluje se všemi sedmi ostatními dotazníky použitými v prvním i druhém šetření výrazně níže než subškála izolace (I), jež má být teoreticky součástí téhož aspektu soucitu se sebou (viz tab. 6). Vzhledem k tomu, že podobnou, i když o něco méně výraznou diskrepanci lze nalézt také u italské, německé a portugalské verze SCS<sup>12</sup>, nabízí se otázka, zda by bylo možné v budoucnu přeformulovat jednotlivé položky subškály lidské sounáležitosti. 2) Korelace mezi subškálou všímavosti (M) a dvěma použitými subškálami DPAV (MQ) je pouze středně vysoká (0,398;  $p < 0,01$ ) a korelace mezi subškálou všímavosti (M) a subškálou DPAV „vědomé jednání“ (v tab. 6 není samostatně uvedena) je dokonce nízká (0,280;  $p < 0,01$ )<sup>13</sup>. Také tato skutečnost nás vede k myšlence, že by bylo vhodné v budoucí revizi škály SCS-CZ některé položky nahradit. V případě subškály všímavosti položkami, jejichž korelace s DPAV by byla vyšší.

<sup>11</sup> U 26položkové verze SCS-CZ měla test-retestová korelace celé škály hodnotu 0,91. Hodnoty subškál byly: laskavost k sobě 0,86, sebeodsuzování 0,78, lidská sounáležitost 0,73, všímavost 0,81. Všechny korelace byly signifikantní na hladině  $p > 0,01$ .

<sup>12</sup> U španělské verze není mezi oběma subškálami žádný významný rozdíl (Garcia-Campayo et al., 2014). Ostatní výše uvedené jazykové verze SCS korelace jednotlivých subškál SCS s jinými dotazníky neuvádějí.

<sup>13</sup> U 26položkové verze SCS-CZ měla tato korelace hodnotu 0,304 ( $p < 0,01$ ).

Tab. 6 Korelace SCS-CZ a jednotlivých subškál s vybranými dotazníky (psychologickými konstrukty)

	Všímavost (MQ) <sup>1</sup>	Sebeúcta (RSES) <sup>1</sup>	Narcismus (ŠINN) <sup>1</sup>	Životní spokojenost (SWLS) <sup>1</sup>	Úzkostnost (STAI X-2) <sup>2</sup>	Deprese (BDI-II) <sup>2</sup>	Sebeříjetí (UP-SRS) <sup>2</sup>
Laskavost k sobě (SK)	0,458**/0,437**	0,606**/0,584**	-0,183**/-0,176**	0,456**/0,452**	-0,377**	-0,407**	0,443**
Sebeodsuzování (SJ)	0,505**/0,490**	0,523**/0,505**	-0,229**/-0,200**	0,345**/0,323**	-0,449**	-0,421**	0,461**
Lidská sounáležitost (CH)	0,243**/0,073**	0,405**/0,202**	-0,187**/-0,123**	0,282**/0,131**	-0,110*	-0,206**	0,143**
Izolace (I)	0,618**	0,694**	-0,312**	0,508**	-0,678**	-0,609**	0,553**
Všímavost (M)	0,417**/0,398**	0,520**/0,486**	-0,223**/-0,205**	0,367**/0,338**	-0,364**	-0,305**	0,182**
Přílišná identifikace (OI)	0,581**	0,572**	-0,309**	0,380**	-0,646**	-0,560**	0,450**
SCS-CZ celkem	0,622**/0,635**	0,735**/0,734**	-0,313**/-0,315**	0,519**/0,518**	-0,680**	-0,646**	0,589**

Poznámka: Jsou-li v tabulce uvedeny dvě hodnoty oddělené lomítkem, hodnota před lomítkem odpovídá 26položkové verzi SCS-CZ a hodnota za lomítkem 20položkové verzi SCS-CZ; <sup>1</sup> soubor 1 (N<sub>1</sub> = 5368); <sup>2</sup> soubor 2 (N<sub>2</sub> = 415); \*\*p < 0,01; \*p < 0,05.

## DISKUSE

Soucit se sebou je v západní psychologii relativně novou proměnnou a škála SCS je zatím prakticky jediným dostupným nástrojem, který tuto proměnnou umožňuje postihnout. Jako u každé sebeposuzovací metody je přitom i v případě SCS výsledek na této škále vždy ovlivněn řadou subjektivních činitelů, např. obecnou schopností sebereflexe a sebehodnocení respondenta, jeho zkušenostmi s obsahem jednotlivých položek, jeho všímavostí vůči vlastnímu prožívání, upřímností apod. (srov. např. Grossman, 2008). To je třeba mít při interpretaci výsledků škály vždy na paměti. Skutečnost, že naše studie využila k odhadu validity výlučně srovnání s dalšími sebeposuzovacími dotazníky, její validitu omezuje. Pro další ověření validity SCS může být v budoucnu žádoucí např. hledat behaviorální kritéria soucitu se sebou, jeho neurologické koreláty (např. Lutz et al., 2004) či využít k posouzení soucitu se sebou rozhovory respondentů s experty. Stejně tak žádoucí může být porovnat výsledky SCS u skupin, kde je teoreticky předpokládán rozdíl, tedy např. u vybraných klinických vzorků či u vzorku meditujících (viz Williams et al., 2014).

Pokud jde o další významné limity interní i externí validity naší studie, připomeňme především, že jsme nepracovali s reprezentativním vzorkem populace. Sběr dat uskutečněný v případě souborů 1 a 2 prostřednictvím webového rozhraní neumožňuje přesnou definici zkoumaných souborů. U souboru 3 mohlo pak dojít ke zkreslení výsledků vlivem zaměření respondentů (studenti psychologie). K dalšímu zkreslení mohlo dojít i díky exploračnímu použití KFA (např. v případě nesprávně navrženého základního modelu).

Vzhledem k výsledkům konfirmační faktorové analýzy jsme v naší studii zredukovali počet položek SCS-CZ z původních 26 na 20. Protože také výsledky položkové analýzy a výsledky korelací jednotlivých subškál s jinými dotazníky nás upozorňovaly na některé z těchto odstraněných položek, jsme přesvědčeni, že tato redukce české verze škály prospěla (viz též argumenty v textu výše). V budoucnu doporučujeme

vytvořit revidovanou verzi škály a i ostatní položky subškál všímavost (M) a lidská sounáležitost (CH) nahradit a doplnit zcela novými. Při operacionalizaci a vytváření nových položek zároveň psychologům doporučujeme spolupracovat s buddhistickými mnichy a dlouhodobě meditujícími<sup>14</sup>, kteří mají s rozvíjením soucitu se sebou rozsáhlejší praktickou zkušenost. Zatím s ohledem na to, že subškály všímavost a lidská sounáležitost jsou ve výsledné 20položkové verzi SCS-CZ syceny každá jen dvěma položkami, doporučujeme interpretovat samostatné výsledky těchto subškál jen opatrně. V případě všímavosti lze doplnit SCS-CZ např. některými položkami (subškálou) Dotazníku pěti aspektů všímavosti, který je již také k dispozici v českém jazyce (Žitník, 2010).

Domníváme se, že zájem o koncept soucitu se sebou bude v České republice v následujících letech narůstat, a věříme, že ověřený překlad SCS-CZ u nás má výzkumný potenciál. Konstrukt je relevantní nejen v rámci klinické psychologie a psychoterapie, ale i v rámci obecné a pozitivní psychologie, především v souvislosti s mechanismy regulace emocí, udržování duševní pohody a duševního zdraví. K perspektivním tématům patří také výzkum vztahu soucitu se sebou a rané citové vazby dítěte a pečující osoby (srov. např. MacBeth, Gumley, 2012), jakož i výzkum metod, které umožňují soucit se sebou v dospělém věku rozvíjet (srov. např. Desmond, 2015; Germer, 2009; Gilbert, Choden, 2014). Doporučujeme přitom samozřejmě i nadále ověřovat psychometrické charakteristiky SCS-CZ při dalším výzkumu a konfrontovat je s našimi zjištěními. Dodejme, že v teoretické rovině pokládáme za důležité v budoucnu i nadále diskutovat a vyjasňovat podobnosti a rozdíly soucitu se sebou s příbuznými psychologickými koncepty, jakými jsou např. všímavost či sebezpřijetí (např. Dryden, 2013). Zároveň ale doporučujeme věnovat pozornost i dalším třem „ušlechtilým postojům“ (v páli *brahma-vihāra*), jež jsou tradičně rozvíjeny v rámci buddhistického meditačního tréninku, totiž laskavosti (*mettā*), spoluradosti (*muditā*) a vyrovnanosti (*upekkhā*). Také tyto postoje mohou být dle našeho názoru relevantní pro eliminaci psychopatologie, rozvíjení lidského potenciálu a udržování zdraví (srov. Desbordes et al., 2014; Kraus, Sears, 2009).

## ZÁVĚR

Škála soucitu se sebou (SCS-CZ) má přijatelné psychometrické vlastnosti. V naší studii prokázala SCS-CZ dobrou faktorovou, konstruktovou i kriteriální validitu, přijatelnou míru vnitřní konzistence a přijatelnou test-retestovou stabilitu. SCS-CZ lze doporučit k výzkumnému využití v českém jazyce.

## LITERATURA

- Arimitsu, K. (2014): Development and validation of the Japanese version of the Self-Compassion Scale. *Japanese Journal of Psychology*, 85, 1, 50-59.
- Azizi, A., Mohammadkhani, P., Lotfi, S., Bahramkhani, M. (2013): The validity and reliability of the Iranian version of the Self-Compassion Scale. *Iranian Journal of Clinical Psychology*, 2, 3, 17-23.
- Baer, R. A., Smith, G. T., Hopkins, J., Krietemeyer, J., Toney, L. (2006): Using self-report assessment methods to explore facets of mindfulness. *Assessment*, 13, 1, 27-45.
- Bartoš, F. (2010): Škála měřící intenzitu ne-klinického narcismu: konstrukce a zjištění. *Sociologický časopis*, 46, 1, 101-124.
- Barnard, L. K., Curry, J. F. (2011): Self-compassion: Conceptualizations, correlates, & interventions. *Review of General Psychology*, 15, 4, 289.
- Beck, A. T., Steer, R. A., Brown, G. K. (1996): *Manual for the Beck Depression Inventory-II*. San Antonio, Psychological Corporation.

<sup>14</sup> Máme na mysli meditující věnující se relevantním formám meditace označovaným v theravádové tradici buddhismu *vipassaná*, *mettā* nebo *karuṇā*.

- Benda, J. (2007): Všímavost v psychologickém výzkumu a v klinické praxi. *Československá psychologie*, 51, 129-140.
- Blatný, M., Osecká, L. (1994): Rosenbergova škála sebehodnocení: struktura globálního vztahu k sobě. *Československá psychologie*, 38, 481-488.
- Brown, K. W., Creswell, J. D., Ryan, R. M. (Eds.) (2015): *Handbook of mindfulness: Theory, research, and practice*. New York, Guilford Press.
- Castilho, P., Gouveia, J. P. (2011): Auto-Compaixão: Estudo da validação da versão portuguesa da Escala da Auto-Compaixão e da sua relação com as experiências adversas na infância, a comparação social e a psicopatologia. *Psychologica*, 54, 203-230.
- Cohen, J. (1988): *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, Erlbaum.
- Deniz, M. E., Kesici, S., Sumer, A. S. (2008): The validity and reliability of the Turkish version of the Self-Compassion Scale. *Social Behavior and Personality*, 36, 1151-1160.
- Desbordes, G., Gard, T., Hoge, E. A., Hözel, B. K., Kerr, C., Lazar, S. W. et al. (2014): Moving beyond mindfulness: Defining equanimity as an outcome measure in meditation and contemplative research. *Mindfulness*, 6, 2, 1-17.
- Desmond, T. (2015): *Self-compassion in psychotherapy: Mindfulness-based practices for healing and transformation*. New York, W. W. Norton & Company.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., Griffin, S. (1985): The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 1, 71-75.
- Dryden, W. (2013): Unconditional self-acceptance and self-compassion. In: Bernard, M. E., Bernard, M. E. (Eds.), *The strength of self-acceptance: Theory, practice and research*. New York, Springer.
- García-Campayo, J., Navarro-Gil, M., Andrés, E., Montero-Marin, J., López-Artal, L., Demarzo, M. M. P. (2014): Validation of the Spanish versions of the long (26 items) and short (12 items) forms of the Self-Compassion Scale (SCS). *Health and Quality of Life Outcomes*, 12, 4.
- George, D., Mallery, M. (2013): *SPSS for Windows Step by Step: A Simple Guide and Reference 21.0*. New York, Pearson.
- Germer, Ch. K. (2009): *The mindful path to self-compassion: Freeing yourself from destructive thoughts and emotions*. New York, Guilford Press.
- Germer, Ch. K., Siegel, R. D. (Eds.) (2012): *Wisdom and compassion in psychotherapy: Deepening mindfulness in clinical practice*. New York, Guilford Press.
- Gilbert, P., Choden (2014): *Mindful compassion: How the science of compassion can help you understand your emotions, live in the present, and connect deeply with others*. Oakland, New Harbinger Publications.
- Grossman, P. (2008): On measuring mindfulness in psychosomatic and psychological research. *Journal of Psychosomatic Research*, 64, 4, 405-408.
- Hambleton, R. K., Merenda, P., Spielberger, C. (2004): *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment*. Hillsdale, Erlbaum.
- Heretik, A., Jr., Ritomský, A., Novotný, V., Heretik, A., Sr., Pečeňák, J. (2009): Restandardizace State-Trait Anxiety Inventory X-2 – úzkostnost jako rys. *Československá Psychologie*, 53, 6, 587-599.
- Horniaková, K. (2015): *Preklad a predbežná psychometrická analýza škály Self-Compassion Scale*. Bakalárska práca. Bratislava, Univerzita Komenského v Bratislave.
- Huoliang, G., Huili, J., Tianman, G., Lulu, Z. (2014): The revision of Self-compassion Scale and its reliability and validity in adolescents. *Psychological Research*, 1. [Vyhledáno na [http://en.cnki.com.cn/Article\\_en/CJFDTotal-OXLY201401006.htm](http://en.cnki.com.cn/Article_en/CJFDTotal-OXLY201401006.htm)].
- Hupfeld, J., Ruffieux, N. (2011): Validierung einer deutschen Version der Self-Compassion Scale (SCS-D). *Zeitschrift für klinische Psychologie und Psychotherapie*, 40, 2, 115-123.
- Chen, J., Yan, L., Zhou, L. (2011): Reliability and validity of Chinese version of Self-Compassion Scale. *Chinese Journal of Clinical Psychology*, 19, 6, 734-736.
- Kraus, S., Sears, S. (2009): Measuring the immeasurables: Development and initial validation of the Self-Other Four Immeasurables (SOFI) scale based on Buddhist teachings on loving kindness, compassion, joy, and equanimity. *Social Indicators Research*, 92, 1, 169-181.
- Leary, M. R., Tate, E. B., Adams, C. E., Batts Allen, A., Hancock, J. (2007): Self-compassion and reactions to unpleasant self-relevant events: the implications of treating oneself kindly. *Journal of Personality and Social Psychology*, 92, 5, 887-904.
- Lewis, C. A., Shevlin, M. E., Smékal, V., Dorahy, M. J. (1999): Factor structure and reliability of a Czech translation of the Satisfaction With Life Scale among Czech university students. *Studia psychologica*, 41, 3, 239-244.
- Lutz, A., Greischar, L. L., Rawlings, N. B., Ricard, M., Davidson, R. J.

- (2004): Long-term meditators self-induce high-amplitude gamma synchrony during mental practice. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 101, 46, 16369-16373.
- MacBeth, A., Gumley, A. (2012): Exploring compassion: A meta-analysis of the association between self-compassion and psychopathology. *Clinical Psychology Review*, 32, 6, 545-552.
- Mantzios, M., Wilson, J. C., Gianou, K. (2013): Psychometric properties of the Greek versions of the self-compassion and mindful attention and awareness scales. *Mindfulness*, 6, 1, 123-132.
- Marsh, H. W., Hau, K. T., Wen, Z. (2004): In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling*, 11, 3, 320-341.
- Neely, M. E., Schallert, D. L., Mohammed, S. S., Roberts, R. M., Chen, Y. J. (2009): Self-kindness when facing stress: The role of self-compassion, goal regulation, and support in college students' well-being. *Motivation and Emotion*, 33, 88-97.
- Neff, K. D. (2003a): Self-compassion: An alternative conceptualization of a healthy attitude toward oneself. *Self and Identity*, 2, 2, 85-101.
- Neff, K. D. (2003b): The development and validation of a scale to measure self-compassion. *Self and Identity*, 2, 3, 223-250.
- Neff, K. D., Kirkpatrick, K. L., Rude, S. S. (2007): Self-compassion and adaptive psychological functioning. *Journal of Research in Personality*, 41, 1, 139-154.
- Neff, K. D., Rude, S. S., Kirkpatrick, K. (2007): An examination of self-compassion in relation to positive psychological functioning and personality traits. *Journal of Research in Personality*, 41, 4, 908-916.
- Neff, K., Vonk, R. (2009): Self-compassion versus global self-esteem: Two different ways of relating to oneself. *Journal of Personality*, 77, 23-50.
- Patterson, T. G., Joseph, S. (2006): Development of a measure of unconditional positive selfregard. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, 79, 557-570.
- Petrocchi, N., Ottaviani, C., Couyoumdjian, A. (2013): Dimensionality of self-compassion: translation and construct validation of the self-compassion scale in an Italian sample. *Journal of Mental Health*, 23, 2, 72-77.
- Preiss, M., Vacíř, K. (1999): Beckova se-beposuzovací škála depresivity pro dospělé: BDI-II. Brno, Psychodiagnostika.
- Raes, F. (2010): Rumination and worry as mediators of the relationship between self-compassion and depression and anxiety. *Personality and Individual Differences*, 48, 757-761.
- Raes, F., Pommier, E., Neff, K. D., Van Gucht, D. (2011): Construction and factorial validation of a short form of the self-compassion scale. *Clinical Psychology & Psychotherapy* 18, 3, 250-255.
- Raskin, R., Terry, H. (1988): A principal-components analysis of the Narcissistic Personality Inventory and further evidence of its construct validity. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54, 5, 890.
- Rosenberg, M. (1965): *Society and the adolescent self-image*. Princeton, Princeton University Press.
- Rolederová, I. (2014): *Sebepřijetí a jeho role v partnerských vztazích*. Diplomová práce. Praha, Katedra psychologie FF UK v Praze.
- Sági, A., Köteles, F., Komlósi, A. V. (2013): Az Önmagunk Iránt Erzett Együttérzés (Önegyüttérzés) skála magyar változatának pszichometriai jellemzői. [Psychometric characteristics of the Hungarian version of the Self-Compassion Scale.] *Pszichológia*, 33, 4, 293-312.
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., Müller, H. (2003): Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research*, 8, 23-74.
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., Lushene, R. E. (1970): *STAI: Manual for the State-Trait Anxiety Inventory*. Palo Alto, Consulting Psychologists Press.
- Thompson, B. (2004): *Exploratory and confirmatory factor analysis: Understanding concepts and applications*. Washington, American Psychological Association.
- Van Dam, N. T., Sheppard, S. C., Forsyth, J. P., Earleywine, M. (2011): Self-compassion is a better predictor than mindfulness of symptom severity and quality of life in mixed anxiety and depression. *Journal of Anxiety Disorders*, 25, 1, 123-130.
- Williams, M. J., Dalgleish, T., Karl, A., Kuyken, W. (2014): Examining the factor structures of the Five Facet Mindfulness Questionnaire and the Self-Compassion Scale. *Psychological Assessment*, 26, 2, 407.
- Žitník, J. (2010): *Všimavost a její využití v klinické praxi*. Diplomová práce. Praha, Filozofická fakulta Univerzity Karlovy.



## SOUHRN

*Cíle.* Cílem této studie bylo vytvořit a validizovat českou verzi Škály soucitu se sebou (SCS-CZ) a prověřit její psychometrické vlastnosti.

*Soubor a procedura.* Autoři vyšetřili tři samostatné soubory respondentů. V prvním šetření byla SCS nejprve s využitím postupu zpětného překladu přeložena do češtiny a následně byla administrována prostřednictvím webového rozhraní. 5368 respondentů (soubor 1) vyplnilo SCS-CZ, dvě subškály DPAV, RSES, SWLS a Škálu k měření intenzity neklinického narcismu. Ve druhém šetření vyplnilo 415 respondentů (soubor 2) SCS-CZ, BDI-II, STAI X-2 a UP-SRS. Ve třetím šetření vyplnilo 58 respondentů (soubor 3) SCS-CZ dvakrát v rozmezí tří týdnů.

*Statistická analýza.* S využitím programů IBM SPSS Statistics-22 a Amos-23 byly provedeny výpočty deskriptivní statistiky, Cronbachových koeficientů alfa, Pearsonových korelačních koeficientů, test-retestové reliability a konfirmační faktorové analýzy.

*Výsledky.* Po vyřazení šesti položek potvrdila konfirmační faktorová analýza (soubor 1) šesti-

faktorovou strukturu SCS-CZ (SRMR = 0,045, RMSEA = 0,059, CFI = 0,929, GFI = 0,942, TLI = 0,913). Potvrzen byl následně i model s jedním společným faktorem vyššího řádu. Hodnoty Cronbachových koeficientů alfa byly u SCS-CZ a jednotlivých subškál následující: SCS-CZ ( $\alpha = 0,89$ ), laskavost k sobě ( $\alpha = 0,86$ ), sebeodsuzování ( $\alpha = 0,67$ ), lidská sounáležitost ( $\alpha = 0,75$ ), izolace ( $\alpha = 0,78$ ), všímavost ( $\alpha = 0,65$ ), přílišné ztotožnění ( $\alpha = 0,69$ ). Podle očekávání byly v šetření 1 a 2 zjištěny významné pozitivní korelace SCS-CZ s dotazníky všímavosti, sebeúcty, životní spokojenosti a sebedůvěry a významné negativní korelace s dotazníky neklinického narcismu, deprese a úzkostnosti. Třetí šetření ukázalo test-retestovou reliabilitu SCS-CZ 0,90.

*Omezení studie.* Tato studie využila k odhadu validity výlučně sebeposuzovací dotazníky. Autoři doporučují v budoucích studiích využít také rozhovory, jakož i klinické soubory nebo soubory meditujících.

### **Jak citovat tento článek:**

Benda, J.; Reichová, A. (2016). Psychometrické charakteristiky české verze Self-Compassion Scale (SCS-CZ). *Československá psychologie*, 60 (2), 120-136. Staženo z <https://www.jan-benda.com/>