

## ČESKÁ ADAPTACE DOTAZNÍKU CORE-OM: VYBRANÉ PSYCHOMETRICKÉ CHARAKTERISTIKY

DANA JUHOVÁ<sup>1</sup>, TOMÁŠ ŘIHÁČEK<sup>1</sup>, HYNEK CÍGLER<sup>1</sup>, EVA DUBOVSKÁ<sup>2</sup>, MARTIN SAIC<sup>3</sup>, MARTIN ČERNÝ<sup>4</sup>, JAN DUFEK<sup>5</sup>, CHRIS EVANS<sup>6</sup>

<sup>1</sup>Katedra psychologie, FSS MU, Brno

<sup>2</sup>Pražská vysoká škola psychosociálních studií, Praha

<sup>3</sup>Denní sanatorium Horní Palata v Praze

<sup>4</sup>Psychiatrická klinika Karlov VFN v Praze a 1. LF UK

<sup>5</sup>Psychiatrická klinika Fakultní nemocnice Brno

<sup>6</sup>Nottinghamshire Healthcare NHS Trust, Nottingham, UK

### ABSTRACT

Czech adaptation of the CORE-OM:  
Selected psychometric properties

*D. Juhová, T. Řiháček, H. Cíglér, E. Dubovská,  
M. Saic, M. Černý, J. Dufek, C. Evans*

**Objectives.** The aim of the study was to adapt the CORE-OM measure to the Czech context and evaluate its psychometric properties.

**Sample and setting.** CORE-OM, RSES, and SCL-90 were administered to 375 patients from four psychotherapy clinics (a clinical sample). Further, the first two measures were administered to 233 respondents from the general population (a non-clinical sample).

**Statistical analysis.** The questionnaire structure was explored through an exploratory factor analysis, concurrent validity assessed using correlation with SCL-90 and RSES, and internal consistency using Cronbach's alpha. The difference between the clinical and the non-clinical samples was determined by the Mann-Whitney test and sensitivity to change was assessed by the Wilcoxon signed-rank test.

**Results.** The factor analysis revealed a two-factor structure. However, the factor solution for the clinical and the non-clinical samples dif-

fered. In the clinical sample, the internal consistency of the Total Score was  $\alpha = 0,933$ , the Total Score correlated  $r_s = 0,80$  with GSI SCL-90 and  $r = -0,51$  with RSES. The measure successfully differentiated between the clinical and the non-clinical samples. Using the Total Score, the clinical cutoff score had a value of  $c = 1,349$  and the Reliable Change Index had a value of  $RCI = 0,445$ . The sensitivity to psychotherapy change was adequate ( $r \sim -0,35$  to  $-0,50$  for individual clinics).

**Study limitation.** The data was obtained through casual sampling and did not include outpatients or respondents with a psychotic disorder. Evaluation of sensitivity to change was based solely on self-report measures.

*key words:*

CORE-OM,  
adaptation,  
psychometric properties

*klíčová slova:*

CORE-OM,  
adaptace,  
psychometrické vlastnosti

V současné době se zvyšuje zájem ze strany zdravotních pojišťoven i poskytovatelů psychoterapie o důkazy efektivity psychotherapeutické léčby (Knaup et al., 2009). V českém prostředí se aktuálně k měření efektu psychoterapie využívají nástroje, které jsou primárně určeny pro psychologickou diagnostiku či skrínig (např. Symptom Checklist-90, Dotazník životní spokojenosti apod.). Doposud zde však chyběl nástroj, který by byl primárně určen k měření efektu psychotherapeutických či poradenských intervencí a rutinnímu monitorování pokroku v léčbě. Jedním ze světově nejrozšíře-

*Došlo:* 30. 12. 2016; D. J., Katedra psychologie, Fakulta sociálních studií MU, Joštova 10, 602 00 Brno; e-mail: juhova@fss.muni.cz

Studie vznikla za podpory specifického vysokoškolského výzkumu, projekt MUNI/A/1007/2015, kterou poskytl MŠMT, a grantové podpory GAČR 14-35577S.

nějších nástrojů vytvořených za tímto účelem je dotazník *Clinical Outcomes in Routine Evaluation-Outcome Measure* (CORE-OM, Barkham et al., 2001; Evans et al., 2002).

### **Původní britská verze dotazníku CORE-OM**

CORE-OM je sebeposuzovací dotazník mapující psychologický distres (Barkham et al., 2001). Je určen pro dospělou populaci a je možné jej využívat bez ohledu na druh poskytované psychoterapie, klinické prostředí či specifické problémy klientů (Barkham et al., 1998). Dotazník byl zatím přeložen do 22 jazyků (Evans, 2012) a standardizován v mnoha evropských i mimoevropských zemích, mimo jiné i na Slovensku (Gampe et al., 2007).

Dotazník obsahuje 34 položek rozdělených do čtyř teoretických subškál: Duševní pohoda, Problémy, Fungování a Riziko. Subškála Duševní pohoda (4 položky) zachycuje spokojenost člověka se sebou samým. Subškála Problémy (12 položek) měří symptomy běžné pro depresi, úzkost, důsledky traumatických událostí a tělesné symptomy. Subškála Fungování (12 položek) se zaměřuje na blízké vztahy, celkové fungování člověka a další sociální aspekty. Subškála Riziko (6 položek) mapuje rizikové chování ve vztahu k druhým lidem nebo k sobě (např. Barkham et al., 2001). Konkrétní znění položek a jejich rozdělení do výše uvedených teoretických subškál ukazuje tab. 2.

Subškály Duševní pohoda, Problémy a Fungování vychází z třífázového modelu psychoterapie (Howard et al., 1993), podle něhož nejdříve dochází ke zlepšení duševní pohody (fáze tzv. remoralizace), poté postupně mizí symptomy (fáze tzv. nápravy) a nakonec dochází ke zlepšení celkového životního fungování (fáze tzv. rehabilitace). Subškála Riziko byla přidána kvůli své klinické relevantnosti (CORE IMS, n.d.-b). Každá subškála zahrnuje položky s vysokou i nízkou mírou závažnosti, přičemž osm z nich je formulováno pozitivně (Barkham et al., 2001). Klienti vybírají vždy jednu možnost na pětibodové škále od „vůbec ne“ po „většinou nebo stále“. Z položek lze vypočítat skór pro všechny výše zmíněné subškály, celkový skór pro celý dotazník a celkový skór dotazníku bez subškály Riziko. Používá se průměrový skór, který nabývá hodnot 0 až 4. Vyšší skór znamená vyšší míru patologie. Doba administrace se pohybuje mezi 5 až 10 minutami (CORE IMS, n.d.-a).

Psychometrické vlastnosti dotazníku byly několikrát ověřovány na britské populaci, nejaktuálnější studie pochází z roku 2002 (Evans et al.). V této studii byl dotazník ověřován na výběru neklinické ( $N = 1106$ ) a klinické populace ( $N = 890$ ). Faktorová struktura u obou výběrů byla zjišťována prostřednictvím analýzy hlavních komponent s šikmou rotací. Autoři identifikovali u obou výběrů tři komponenty: negativně a pozitivně formulované položky a položky ze subškály Riziko. První komponenta představující negativně formulované položky vysvětlovala u neklinického výběru před rotací 38 % rozptylu. Výsledky na úrovni položek se u klinického a neklinického výběru lišily. Interkorelace mezi jednotlivými subškálami (až na subškálu Riziko u neklinického výběru) byly vysoké. Z výše zmíněných důvodů někteří autoři (např. Tarescavage, Ben-Porath, 2014) doporučují interpretovat pouze celkový skór. Výše zmíněná faktorová struktura byla následně nalezena i v rámci některých zahraničních adaptací (např. Viliūnienė et al., 2012). Např. ve studii Bedforda et al. (2010) se ale tyto výsledky stejnou metodou nepodařilo replikovat.

Vnitřní konzistence nástroje je dobrá: u britského klinického výběru Cronbachovo alfa dosahovalo hodnot 0,94 pro celkové skóry a 0,79 pro subškálu Riziko (Evans et al., 2002), u slovenského klinického výběru pak 0,92 až 0,93 pro celkové skóry a 0,85 pro subškálu Riziko (Gampe et al., 2007). Korelace celkového skóru s referenčními

nástroji naznačují dobrou souběžnou validitu. Např. u britského klinického výběru dosahovala korelace s SCL-90-R hodnoty  $r_s = 0,88$  (Evans et al., 2002). U slovenského vzorku dosahovala korelace celkového skóru s SCL-90 hodnoty  $r_s = 0,83$  a s Rosenbergovou škálou sebeúcty hodnoty  $r_s = -0,74$  (Gampe et al., 2007).

U britského (Evans et al., 2002) i slovenského (Gampe et al., 2007) souboru dotazník dobře rozlišoval mezi klinickým a neklinickým výběrem. Citlivost celkového skóru k terapeutické změně byla v řadě studií dostatečná (např. Barkham et al., 2001; Barkham et al., 2006; Stiles et al., 2008). U britského klinického výběru byly zjištěny rozdíly mezi muži a ženami u subškál Duševní pohoda a Riziko, velikost účinku ale byla nízká ( $d \sim 0,10 - 0,20$ ). U subškál Riziko ( $r_s = -0,15, p < 0,001$ ) a Fungování ( $r_s = -0,10, p < 0,05$ ) byla zjištěna malá souvislost s věkem (Evans et al., 2002). U slovenského klinického souboru nebyly rozdíly mezi muži a ženami zjištěny a souvislost s demografickými charakteristikami nebyla testována (Gampe et al., 2007).

### Využití dotazníku CORE-OM k posouzení individuální změny

K posouzení toho, zda v případě konkrétního klienta došlo ke změně, se často využívají koncepty statisticky spolehlivé a klinicky signifikantní změny (Jacobson, Truax, 1991). Klinicky významnou změnu (*clinically significant change*) lze definovat jako přesun klienta z dysfunkční (klinické) do zdravé (neklinické) populace, který je operacionalizován jako překročení určité hraniční hodnoty (tzv. hraničního skóru). Koncept statisticky spolehlivé změny pak požaduje, aby velikost naměřené změny přesáhla náhodné fluktuační skóru dané nepřesností měřicího nástroje. Tato minimální velikost změny je označována jako index spolehlivé změny (*Reliable Change Index, RCI*).

### Cíl studie

Cílem prezentované studie byla adaptace zahraniční metody CORE-OM (Barkham et al., 2001) do českého prostředí a zjištění její faktorové struktury, vnitřní konzistence, souběžné validity a citlivosti ke změně. Dále bylo cílem vypočítat kritérium klinicky signifikantní změny (hraniční skór) a statisticky spolehlivé změny (RCI).

### METODA

#### Výzkumný soubor a procedury sběru dat

Dotazník byl ověřen na souborech osob pocházejících z klinické a neklinické populace. Klinický soubor zahrnoval  $N = 375$  osob starších 18 let, které byly léčeny na některém ze čtyř klinických pracovišť, v jejichž rámci probíhal sběr dat: Psychiatrická klinika Fakultní nemocnice Brno ( $n = 57$ ; 15,2 %, dále jen FN Brno), Denní sanatorium Horní Palata v Praze ( $n = 124$ ; 33,1 %, dále jen Horní Palata), Psychiatrická klinika Karlov Všeobecné fakultní nemocnice v Praze a 1. lékařské fakulty Univerzity Karlovy ( $n = 74$ ; 19,7 %, dále jen Karlov) a Psychoterapeutická a psychosomatická klinika ESET v Praze ( $n = 120$ ; 32,0 %, dále jen ESET). Sociodemografické charakteristiky a zastoupení jednotlivých diagnostických okruhů podle 10. revize Mezinárodní klasifikace nemocí (Světová zdravotnická organizace, 2014) jsou uvedeny v tab. 1. V rámci klinického souboru 251 (66,9 %) respondentů v minulosti absolvovalo psychoterapii (osm respondentů na tuto položku neodpovědělo) a 126 (33,6 %) respondentů bylo již dříve léčeno na psychiatrii (u šesti respondentů tento údaj chyběl). Kvůli zachování homogenity vzorku z něj byli vyloučeni respondenti s diagnózou z okruhu psychotických poruch ( $n = 51$ ; 9,4 %) a respondenti, u nichž nám pracoviště neposkytlo diagnózu. Z celkového počtu oslovených ( $n = 541$ ) se jich 48 (8,9 %) odmítlo zúčastnit a 67 (12,4 %) jich bylo vyřazeno kvůli chybějícím datům.

Sběr dat u všech respondentů v rámci klinického souboru probíhal na začátku léčby. Respondenti z Horní Palaty, Karlova a ESETu ( $n = 255$ ) se navíc účastnili měření i na konci terapie. Na Horní Palatě se po dobu šesti týdnů účastnilo léčebného programu 100 respondentů (39,2 %) s těmito okruhy diagnóz F0 ( $n = 1$ ; 1,0 %), F3 ( $n = 17$ ; 17,0 %), F4 ( $n = 69$ ; 69,0 %) a F6 ( $n = 13$ ; 13,0 %). Na Karlově bylo léčeno 40 respondentů (15,7 %) s diagnózami F0 ( $n = 3$ ; 7,5 %), F3 ( $n = 7$ ; 17,5 %), F4 ( $n = 12$ ; 30,0 %) a F6 ( $n = 18$ ; 45,0 %). Délka léčby se u jednotlivých klientů lišila ( $Mdn = 53$  dnů). V ESETu se po dobu tří měsíců léčebného programu účastnilo 115 respondentů (45,1 %). Všichni respondenti měli smíšenou diagnózu F3 a F4.

Podmínkou zařazení respondenta do výzkumu byl věk nad 18 let, vyplnění více než 90 % položek u jednotlivých nástrojů a v případě klinické populace zařazení do léčebného programu na oddělení pro dospělé klinického pracoviště. Do neklinického výběru byli dále zařazeni respondenti, kteří v době vyplnění dotazníku neměli žádné závažné psychické potíže ani během života nezískali psychiatrickou diagnózu.

Neklinický soubor zahrnoval  $N = 233$  respondentů. Podmínkou zařazení do tohoto vzorku byl věk nad 18 let, absence závažných psychických potíží v době vyplnění dotazníku a absence psychiatrické diagnózy kdykoli v průběhu života. Z celkového počtu ( $n = 290$ ) bylo 7 (2,4 %) respondentů vyřazeno kvůli chybějícím datům a 50 (17,2 %) kvůli závažným psychickým potížím v době vyplnění dotazníku nebo kvůli psychiatrické diagnóze. Vzhledem k příležitostnému sběru dat nebylo možné registrovat, kolik lidí se odmítlo výzkumu zúčastnit. Sociodemografické charakteristiky klinického a neklinického výběru jsou uvedeny v tab. 1.

## Metody

*Klinické výsledky v rutinním hodnocení – nástroj měření výsledku (CORE-OM, Barkham et al., 2001).* Česká verze dotazníku vznikla překladem anglického originálu. Na překladu pracovalo nezávisle celkem osm překladatelů (z toho tři jsou autoři tohoto článku). Šest z nich vytvořilo své vlastní alternativní překlady instrukcí a položek, nad kterými se dále diskutovalo ve skupině s profesionály a laiky. Tři překladatelé pracovali na překladu odborných termínů. Diskuse se účastnil i zástupce CORE System Group, se kterým byly překlady po lingvistické i věcné stránce konzultovány. Překlad, který vznikl z této diskuse, byl pilotně ověřen u šesti terapeutů, osmi lidí z běžné populace a dvou klientů absolvujících léčbu ve stacionáři. Na závěr profesionální překladatel provedl zpětný překlad, který zástupce CORE System Group porovnal s původním anglickým originálem. Překlad se výrazně nelišil od původní britské verze. Česká verze dotazníku je volně dostupná na stránkách CORE System Trust (2015) a její využívání je bezplatné.

*Rosenbergova škála sebehodnocení (RSES, Rosenberg, 1965).* Krátká škála Likertova typu mapuje celkovou úroveň globálního vztahu k sobě. Původně byla určena pro adolescenty, ale využívá se i u jiných populací. Dosavadní výzkum podporuje spíše jednodimenzionalitu škály (Sinclair et al., 2010), i když se objevují výzkumy, které naznačují její vícedimenzionalitu (např. Blatný, Osecká, 1994). Z 10 položek je pět formulováno kladně a pět s opačnou valencí. Respondenti se vyjadřují k uvedeným výroky na čtyřbodové škále od „rozhodně souhlasím“ po „rozhodně nesouhlasím“ v rozmezí hodnot 0–3 (čím vyšší skóre, tím vyšší míra sebehodnocení). Pozitivně formulované položky jsou vyhodnocovány inverzně (Blatný, Osecká, 1994). Ve studii jsme využili překlad Blatného a Osecké (tamtéž). Škála se mimo jiné využívá i k měření efektu psychoterapie (Kubany et al., 2004). Reliabilita ve smyslu vnitřní konzistence celkového skóru u výběru klinické populace nabývala hodnoty  $\alpha = 0,843$ .

Tab. 1 Sociodemografické charakteristiky výběrů klinické a neklinické populace

Sociodemografické charakteristiky	Kategorie	Klinický výběr		Neklinický výběr	
		N = 375		N = 233	
Pohlaví	žena	257	(68,5 %)	173	(74,2 %)
	muž	115	(30,7 %)	59	(25,3 %)
	<i>chybějící data</i>	3	(0,8 %)	1	(0,4 %)
Věk	rozpětí	18 – 70		18 – 72	
	<i>M (SD)</i>	38,1 (12,0)		37,2 (11,9)	
	<i>chybějící data</i>	3	(0,8 %)	4	(1,7 %)
Národnost	česká	357	(95,2 %)	224	(96,1 %)
	slovenská	11	(2,9 %)	7	(3,0 %)
	<i>chybějící data</i>	7	(1,9 %)	2	(0,9 %)
Nejvyšší dosažené vzdělání	základní škola	21	(5,6 %)	10	(4,3 %)
	střední škola	216	(57,6 %)	141	(60,5 %)
	vysoká (vyšší odborná) škola	131	(34,9 %)	81	(34,8 %)
	<i>chybějící data</i>	7	(1,9 %)	1	(0,4 %)
Zaměstnání	student	48	(12,8 %)	36	(15,5 %)
	zaměstnanec/podnikatel	174	(46,4 %)	166	(71,3 %)
	mateřská/rodičovská dovolená	6	(1,6 %)	13	(5,6 %)
	nezaměstnaný	90	(24,0 %)	8	(3,4 %)
	starobní/invalidní důchodce	44	(11,7 %)	8	(3,4 %)
	<i>chybějící data</i>	13	(3,4 %)	2	(0,8 %)
Rodinný stav	svobodný	138	(36,8 %)	51	(21,9 %)
	ženatý/žijící s partnerem	161	(42,9 %)	147	(63,1 %)
	rozvedený	57	(15,2 %)	30	(12,9 %)
	ovdovělý	9	(2,4 %)	4	(1,7 %)
	<i>chybějící data</i>	10	(2,7 %)	1	(0,8 %)
Diagnostické okruhy	F0	8	(2,1 %)	–	
	F1	1	(0,3 %)	–	
	F3	34	(9,1 %)	–	
	F4	132	(35,2 %)	–	
	smíšené okruhy F3 a F4	120	(32,0 %)	–	
	F5	20	(5,3 %)	–	
	F6	60	(16,0 %)	–	



*Symptom Checklist-90* (SCL-90, Derogatis, Cleary, 1977). Podle autorů inventář měří úroveň devíti primárních symptomatických okruhů prožívaných v průběhu posledního týdne. Lze z něj vypočítat tři globální skóry (Globální index závažnosti, Index pozitivních distresových symptomů měřících intenzitu a Součet pozitivních symptomů). U každého výroku respondenti uvádí míru, do které je uvedené příznaky obtěžují, nebo se u nich vyskytují, a to na ordinální škále od „vůbec ne“ po „velmi silně“ v rozmezí hodnot 0 až 4. Čím vyšší skór, tím vyšší míra závažnosti nebo výskytu symptomů (Groth-Marnat, 2009). Dotazník patří mezi nejvíce využívané nástroje k měření efektu psychoterapie (Timulák, 2010). Někteří kritici upozorňují, že skóry devíti primárních symptomů nejsou na sobě nezávislé (Groth-Marnat, 2009). Z tohoto důvodu v naší studii pracujeme pouze s Globálním indexem závažnosti (*Global Severity Index*, GSI), který se počítá jako průměr ze všech 90 položek. Český překlad doposud nebyl standardizován. Reliabilita ve smyslu vnitřní konzistence Globálního indexu závažnosti na výběru klinické populace nabývala hodnoty  $\alpha = 0,967$ .

*Demografický dotazník.* Pro účely této studie jsme vytvořili 10položkový dotazník zjišťující základní demografické údaje. Dotazník byl až na poslední tři položky pro oba soubory shodný. U neklinického souboru jsme se respondentů ptali na jejich dušení zdraví (např. zdali v posledním roce nevyhledali odbornou pomoc kvůli psychickým obtížím). U klinického souboru jsme zjišťovali informace týkající se jejich předchozí léčby.

Všichni respondenti vyplnili CORE-OM, RSES a demografický dotazník. Baterie pro klinický soubor navíc zahrnovala SCL-90. U klinického souboru byla baterie dotazníků administrována formou tužka – papír. Část respondentů z neklinického souboru vyplnila dotazníkovou baterii v papírové formě, část v elektronické podobě. Sběr dat probíhal od června 2014 do prosince 2015.

## Metody analýzy dat

Do souboru jsme zařadili data pouze od těch respondentů, kteří vyplnili více než 90 % položek u každého z nástrojů (CORE-OM, RSES a SCL-90). Navíc u dotazníku CORE-OM byla podmínka, že respondenti musí mít vyplněno více než 90 % položek subškál Riziko a celkový skór bez subškály Riziko. V případě nevyplněných položek jsme celkové skóry u jednotlivých nástrojů počítali jako průměr z vyplněných položek, což je v souladu se zavedenou praxí (CORE IMS, n.d.-b). Velikost souboru, kterou uvádíme výše, zahrnuje pouze respondenty, kteří splňovali tyto podmínky. Výjimkou byly faktorové analýzy, u nichž jsme pracovali pouze s kompletními daty ( $n = 342$  u klinického výběru a  $n = 220$  u neklinického výběru).

Úvodem jsme ověřili původní dvou a čtyřfaktorový teoretický model prostřednictvím konfirmační faktorové analýzy na obou výzkumných souborech zvlášť. Protože žádný z modelů nepopsal data adekvátně, rozhodli jsme se dále prozkoumat strukturu dotazníku exploračně. Podrobné výsledky konfirmační faktorové analýzy jsou obsaženy v tab. 6.

Na rozdíl od předchozích studií (např. Evans et al., 2002; Viliūnienė et al., 2012), které pro zjišťování struktury dotazníku využívaly analýzu hlavních komponent, jsme použili explorační faktorovou analýzu, která je v tomto případě vhodnější (Dunteman, 1989). Vzhledem k ordinální povaze položek dotazníku CORE-OM jsme provedli ordinální explorační faktorovou analýzu s využitím matice polychorických korelací – z tohoto důvodu jsme použili jako metodu extrakce generalizované nejmenší čtverce (dále jen GLS) s Kaiserovou normalizací a šikmou rotací Geomin.

Na základě analýzy optimálních souřadnic (OC; Raiche, Riopel, Blais, 2006), Hornovy paralelní analýzy (PA; Horn, 1965), akceleračního faktoru (AF; Raiche et al.,

2006), Comparison Data Analysis (CD; Ruscio, Roche, 2012), Kaiserova pravidla a Cattelova sutinového grafu (Basto, Pereira, 2012) jsme zvažovali počet faktorů pro extrakci ve faktorové analýze.

Kromě šikmé rotace Geomin jsme u neklinického výběru využili rotaci Target. Jejím účelem je rotace faktorového řešení tak, aby bylo co nejpodobnější jiné již rotované matici faktorových nábojů (která je označována jako cílová matice, „target matrix“). V tomto případě jsme jako cílovou matici použili vzorovou matici klinického souboru. Pro zjištění míry shody faktorových řešení obou souborů jsme využili Tuckerův koeficient kongruence ( $r_c$ , viz např. Lorenzo-Seva, ten Berge, 2006). Pro odhad reliability ve smyslu vnitřní konzistence jsme pro jednotlivé subškály použili nestandardizované Cronbachovo alfa a, vzhledem k charakteru dat, též ordinální Cronbachovo alfa (Zumbo, Gadermann, Zeisser, 2007), pro celkový skóre pak stratifikované Cronbachovo alfa, při jehož výpočtu se pracuje se součtovými škálami (Feldt, Brennan, 1989).

Při testování rozdílů a odhadu souběžné validity jsme kvůli extrémnímu zešikmení zprava subškály Riziko používali neparametrické metody. Pro vyjádření velikosti účinku jsme využili koeficient  $r$  (Rosenthal, 1991). Hodnoty nad 0,1 jsou považovány za malé, nad 0,3 za středně vysoké a nad 0,5 za vysoké (Cohen, 1992).

Hraniční skóre jsme stanovili metodou „ $c$ “ podle Jacobsona a Truaxové (1991). RCI jsme vypočetli podle postupu popsaného týmiž autory, jako odhad reliability nástroje jsme však namísto test-retestové reliability použili koeficient vnitřní konzistence, jak doporučují např. Evans, Margison a Barkham (1998). S daty neklinického výběru jsme pracovali jen u faktorových analýz, při testování schopnosti dotazníku rozlišovat mezi klinickým a neklinickým výběrem a při výpočtu hraničního skóre. Pro analýzy byly použity MS Excel a IBM SPSS Statistics 23 s pluginem rFactor v2.4 (Basto, Pereira, 2012).

## VÝSLEDKY

### Faktorová analýza

Výsledky analýz odhadujících počet faktorů k extrakci se značně lišily. U klinického výběru lze na základě Kaiserova pravidla extrahovat sedm faktorů s vlastní hodnotou větší než jedna. Na základě vizuální kontroly Cattelova sutinového grafu lze stanovit 2 až 3 faktory. Pro výpočet OC a PA jsme využili matici polychorických korelací. Obě tyto analýzy naznačují pět faktorů. AF naznačuje existenci jednoho celkového faktoru. V grafu byly vidět dva dominantní faktory, další tři měly vlastní hodnotu o něco větší než náhodnou. Nakonec jsme provedli i Comparison Data Analysis využívající Spearmanovy pořadové korelace, která naznačuje 6 nebo 8 faktorů ( $p < 0,05$ ).

U neklinického výběru lze na základě Kaiserova pravidla extrahovat osm faktorů a na základě sutinového grafu čtyři nebo devět faktorů. Další analýzy u neklinického vzorku nemohly být provedeny z důvodu malého rozptylu některých položek.

Vzhledem k výsledkům zahraničních studií a k původní teoretické struktuře jsme zvažovali i dvou, tří a čtyřfaktorové řešení. Pěti a více faktorová řešení zahrnovala faktory, které obsahovaly jen několik málo položek (navíc obsahově velmi podobných), a jejich extrakce neměla žádný přínos k interpretaci dotazníku. Tři ani čtyřfaktorové řešení neodpovídalo původní teoretické struktuře. Vzhledem k interpretačnímu hledisku a způsobu, s jakým se v zahraničí pracuje s tímto dotazníkem, jsme nakonec zvolili dvoufaktorové řešení.

Analýzovali jsme matici polychorických korelací metodou extrakce GLS s Kaiserovou normalizací a šikmou rotací Geomin. U obou výběrů data splňovala pod-

mínky pro faktorovou analýzu. U klinického výběru  $KMO = 0,828$  a Bartlettův test sféricity  $\chi^2(561) = 7875,7, p < 0,001$ . Dva faktory po rotaci vysvětlily 43 % rozptylu. Dvoufaktorový model uspokojivě popisoval data,  $GFI = 0,904$ ,  $RMSR = 0,072$ ,  $RMSP = 0,130$ ; 42 % reziduí bylo větších než 0,05. U neklinického výběru  $KMO = 0,852$ , Bartlettův test sféricity  $\chi^2(561) = 18045,0, p < 0,001$ . Dvoufaktorový model po rotaci vysvětlil 48 % rozptylu. Výsledky byly podle očekávání méně uspokojivé  $GFI = 0,888$ ,  $RMSR = 0,087$ ,  $RMSP = 0,170$ ; 48 % reziduí bylo větších než 0,05. U klinického výběru nebyla faktorová struktura zcela čistá (položky 19 a 8 nebyly přiměřeně syceny žádným faktorem, zatímco položky 9 a 25 byly syceny oběma faktory), ale lze říci, že první faktor přibližně odpovídal celkovému skóru bez subškály Riziko a druhý faktor subškále Riziko. U neklinického výběru první faktor zahrnoval většinu stejných položek jako první faktor u klinického výběru. Druhý faktor byl ale zcela odlišný a tvořily jej pozitivně formulované položky.

Dále jsme u faktorové matice neklinického výběru využili rotaci Target. Tab. 2 obsahuje znění položek, vzorovou matici a interkorelace faktorů u obou výběrů.

Korelace mezi faktory u rotace Geomin klinického výběru byla středně vysoká, rotace Geomin i Target u neklinického výběru dosahovaly nízkých hodnot. Shodnost faktorových řešení jsme ověřili prostřednictvím koeficientu kongruence. Obě rotace (Geomin i Target) u neklinického souboru dospěly k prakticky identickému řešení, kvůli vyšší shodě s klinickou populací jsme však dále pracovali jen s výsledkem rotace Target. Shoda prvních faktorů (přibližně odpovídajících celkovému skóru bez subškály Riziko) klinického a neklinického výběru byla uspokojivá ( $r_c = 0,87$ ), extrahované faktory si byly obsahově velmi podobné. Druhé faktory však měřily odlišné konstrukty: zatímco u klinického vzorku druhý faktor odpovídal subškále Riziko, u neklinického vzorku zachycoval pozitivně formulované položky. Tomu pak odpovídala nízká negativní korelace mezi oběma druhými faktory ( $r_c = -0,25$ ).

V dalších analýzách jsme pracovali s původním teoretickým rozdělením položek do subškál Riziko (položky 6, 9, 16, 22, 24, 34) a celkový skór bez Rizika (zbývající položky). Vzhledem k vysoké korelaci mezi oběma subškálami ( $r_s = 0,579$ ) jsme pracovali také s celkovým skórem, který byl počítán jako průměr skóru všech položek.

### Rozložení skóru u klinického a neklinického výběru

Popisné statistiky (sub)škál jednotlivých nástrojů jsou pro oba výběry uvedeny v tab. 3. Rozdíly mezi klinickým a neklinickým výběrem u celkových skóru jsme testovali Mann-Whitneyovým testem. Rozdíl byl významný u obou z nich, pro celkový skór CORE-OM  $z = -15,389, p < 0,001, r = -0,62$  a pro celkový skór bez subškály Riziko CORE-OM  $z = -15,503, p < 0,001, r = -0,63$ . Velikost účinku byla vysoká, nástroj tedy dobře rozlišoval mezi klinickým a neklinickým souborem. Rozdíl u subškály Riziko jsme nezjišťovali, neboť faktorová analýza ukázala, že u obou populací měří tato subškála jiný konstrukt.

Rozdíly mezi muži ( $n = 115$ ) a ženami ( $n = 257$ ) u celkových skóru a subškály Riziko u klinického výběru jsme zjišťovali pomocí Mann-Whitneyova testu. Rozdíl nebyl signifikantní pro celkový skór ( $z = -1,689, p = 0,091$ ), pro celkový skór bez subškály Riziko ( $z = -1,894, p = 0,058$ ), ani pro subškálu Riziko ( $z = -0,390, p = 0,697$ ), efekty byly navíc velmi malé ( $r_1 = -0,09, r_2 = -0,10, r_3 = -0,02$ ). Medián všech tří (sub)škál pro muže (označeno indexem M) i ženy (označeno indexem Ž) dosahoval následujících hodnot: celkový skór ( $Mdn_M = 1,79, Mdn_Ž = 1,94$ ), celkový skór bez subškály Riziko ( $Mdn_M = 2,11, Mdn_Ž = 2,23$ ) a subškála Riziko ( $Mdn_M = 0,17, Mdn_Ž = 0,33$ ). Tři respondenti pohlaví neuvědli.



Tab. 2 Výsledky faktorové analýzy

Č. p.	T. s.	Znění položek	Klinický výběr <sup>a</sup>		Neklinický výběr <sup>b</sup>	
			rotace Geomin	rotace Target	rotace Geomin	rotace Target
17	D	Měl/a jsem pocit, že nezvládám řešit své problémy.	F1 <b>0,832</b>	F2 0,051	F1 <b>0,789</b>	F2 0,001
27	P	Cítil/a jsem se nešťastný/á.	<b>0,824</b>	0,109	<b>0,868</b>	0,027
12	F	Byl/a jsem spokojen/a s tím, co jsem udělal/a.	<b>0,793</b>	-0,288	0,044	<b>0,855</b>
23	P	Cítil/a jsem zoufalství nebo beznaděj.	<b>0,760</b>	0,211	<b>0,839</b>	0,136
5	P	Úplně mi chyběla energie a nadšení.	<b>0,753</b>	-0,168	<b>0,625</b>	0,063
11	P	Napětí a úzkost mi bránily dělat důležité věci.	<b>0,721</b>	0,014	<b>0,744</b>	0,107
31	D	Svou budoucnost jsem viděl/a optimisticky.	<b>0,718</b>	-0,207	0,040	<b>0,879</b>
4	D	Byl/a jsem se sebou spokojený/á.	<b>0,710</b>	-0,228	-0,067	<b>0,810</b>
20	P	Musel/a jsem stále myslet na své starosti.	<b>0,681</b>	0,026	<b>0,622</b>	-0,012
32	F	Dosáhl/a jsem toho, čeho jsem chtěl/a.	<b>0,680</b>	-0,186	0,074	<b>0,829</b>
7	F	Měl/a jsem pocit, že zvládnou i těžké chvíle, kdyby měly přijít.	<b>0,670</b>	-0,199	-0,045	<b>0,666</b>
2	P	Měl/a jsem pocity napětí, strachu či nervozity.	<b>0,645</b>	0,148	<b>0,618</b>	0,082
21	F	Zvládl/a jsem většinu věcí, které jsem potřeboval/a udělat.	<b>0,633</b>	-0,218	0,044	<b>0,851</b>
28	P	Trápily mě nepřijemné představy a vzpomínky.	<b>0,598</b>	0,267	<b>0,769</b>	-0,051
1	F	Cítil/a jsem se velmi osamělý/á a opuštěný/á.	<b>0,565</b>	0,172	<b>0,605</b>	0,168
15	P	Cítil/a jsem paniku, zděšení nebo hrůzu.	<b>0,554</b>	0,225	<b>0,763</b>	0,059
14	D	Chtělo se mi brečet.	<b>0,536</b>	0,170	<b>0,703</b>	0,038
30	P	Připadalo mi, že za své problémy a potíže si můžu sám/sama.	<b>0,526</b>	-0,016	<b>0,622</b>	-0,044
24	R	Napadlo mě, že by bylo lepší, kdybych byl/a mrtvý/á.	<b>0,521</b>	<b>0,360</b>	<b>0,804</b>	-0,042

Č. p.	T. s.	Znění položek	Klinický výběr <sup>a</sup>		Neklinický výběr <sup>b</sup>			
			rotace Geomin	rotace Geomin	rotace Geomin	rotace Target		
13	P	Obtěžovaly mě nechtěné myšlenky a pocity.	F1 <b>0,510</b>	F2 0,209	F1 <b>0,765</b>	F2 -0,089	F1 <b>0,751</b>	F2 -0,052
10	F	Mluvit s lidmi bylo pro mě příliš těžké.	<b>0,454</b>	0,148	<b>0,616</b>	0,136	<b>0,656</b>	0,173
18	P	Měl/a jsem potíže usnout nebo jsem se předčasně budil/a.	<b>0,398</b>	0,236	<b>0,492</b>	0,052	<b>0,510</b>	0,079
29	F	V přítomnosti jiných lidí jsem byl/a podrážděný/á.	<b>0,381</b>	<b>0,334</b>	<b>0,457</b>	0,138	<b>0,495</b>	0,165
3	F	Cítil/a jsem, že mám někoho, na koho se mohu v případě potřeby obrátit.	<b>0,362</b>	0,056	-0,056	<b>0,829</b>	0,145	<b>0,852</b>
26	F	Připadalo mi, že nemám žádné přátele.	<b>0,301</b>	0,240	<b>0,641</b>	0,106	<b>0,674</b>	0,142
19	F	Cítil/a jsem k někomu opravdové přátelství nebo lásku (včetně rodiny).	0,252	0,012	0,013	<b>0,880</b>	0,228	<b>0,908</b>
8	P	Trápily mě bolesti nebo jiné tělesné potíže.	0,181	0,169	<b>0,352</b>	0,016	<b>0,360</b>	0,034
22	R	Vyhrožoval/a jsem někomu nebo jsem někoho zastrásoval/a.	-0,054	<b>0,752</b>	<b>0,387</b>	-0,077	<b>0,372</b>	-0,060
34	R	Fyzicky jsem si ublížil/a nebo hazardoval/a se svým zdravím.	0,103	<b>0,696</b>	<b>0,462</b>	-0,171	<b>0,425</b>	-0,153
6	R	Byl/a jsem vůči někomu fyzicky agresivní.	-0,016	<b>0,685</b>	<b>0,300</b>	-0,148	0,267	-0,137
16	R	Plánoval/a jsem, že ukončím svůj život.	0,286	<b>0,586</b>	<b>0,798</b>	-0,123	<b>0,778</b>	-0,086
33	F	Cítil/a jsem se poníženy/á či zahanbený/á jinými lidmi.	0,284	<b>0,487</b>	<b>0,498</b>	0,007	<b>0,505</b>	0,033
9	R	Napadlo mě, že bych si ublížil/a.	<b>0,415</b>	<b>0,453</b>	<b>0,620</b>	-0,121	<b>0,598</b>	-0,093
25	F	Měl/a jsem pocit, že mě druzí kritizují.	<b>0,328</b>	<b>0,384</b>	<b>0,509</b>	0,049	<b>0,527</b>	0,076
Korelace mezi faktory (Phi)			0,395		0,042		-0,244	

*Poznámka:* Faktorové náboje větší než 0,3 jsou zvyrazněny tučně. Extrakce matice polychorických korelací byla provedena metodou GLS s Kaiserovou normalizací a šikmou rotací Geomin u klinického i neklinického výběru a rotací Target u neklinického výběru.

Č. p. = číslo položky v dotazníku, T. s. = teoreticky definované subskály, F1 = 1. faktor, F2 = 2. faktor, D = duševní pohoda, P = Problémy, F = Fun-

gování, R = Riziko.

<sup>a</sup>N = 342

<sup>b</sup>N = 220

Tab. 3 Popisné statistiky (sub)škál dotazníků CORE-OM, RSES a SCL-90 u obou výběrů

Výběr	Dotazník	(Sub)škála	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>Mdn</i>	Šikmost	Špičatost
Klimický	CORE-OM	CS	1,86	0,62	1,88	-0,33	-0,21
		CS-R	2,15	0,67	2,21	-0,50	-0,07
		R	0,49	0,61	0,33	1,77	3,79
	RSES	celkový skór	1,43	0,53	1,40	0,20	-0,07
	SCL-90	GSI	1,44	0,61	1,41	0,22	-0,54
Neklimický	CORE-OM	CS	0,97	0,46	1,03	0,16	-0,31
		CS-R	1,15	0,53	1,21	0,01	-0,66
	RSES	celkový skór	2,24	0,47	2,20	-0,31	-0,50

Poznámka: CS = celkový skór, CS-R = celkový skór bez subškály Riziko, R = subškála Riziko, GSI = Globální index závažnosti

Korelace věku s celkovými skóry a subškálou Riziko byly malé, pohybovaly se v rozmezí  $r_s$  (-0,137, -0,021). Nejsilnější korelace byla se subškálou Riziko ( $r_s = -0,137, p < 0,01$ ).

### Reliabilita a souběžná validita

K posouzení odhadu reliability bylo spočítáno nestandardizované Cronbachovo alfa, Cronbachovo alfa pro ordinální data a stratifikované Cronbachovo alfa. Interkorelace mezi (sub)škálami dotazníku CORE-OM a souběžná validita s referenčními nástroji (RSES a SCL-90) byla odhadnuta prostřednictvím Spearmanova korelačního koeficientu. Hodnoty ukazuje tab. 4. Interkorelace mezi (sub)škálami jsou ovšem nadhodnoceny, neboť nebyl splněn předpoklad nezávislosti proměnných.

Tab. 4 Vnitřní konzistence (sub)škál, interkorelace a souběžná validita u klinického vzorku

	Vnitřní konzistence		Interkorelace (sub)škál			Souběžná validita	
	$\alpha$	$\alpha_{or}$	CS-R	R	CS	RSES	GSI
CS-R	0,925	0,937	–	–	–	-0,51**	0,79**
R	0,771	0,845	0,58**	–	–	-0,31**	0,56**
CS	0,933 <sup>a</sup>	0,944	0,99**	0,68**	–	-0,51**	0,80**

Poznámka:  $\alpha$  = nestandardizované Cronbachovo alfa,  $\alpha_{or}$  = Cronbachovo alfa pro ordinální data, CS = celkový skór CORE-OM, CS-R = celkový skór CORE-OM bez subškály Riziko, R = subškála Riziko CORE-OM, GSI = Globální index závažnosti SCL-90

<sup>a</sup> stratifikované Cronbachovo alfa

\* $p < 0,05$ , \*\* $p < 0,01$

Reliabilita celého dotazníku dosahovala hodnoty 0,933. Až na subškálu Riziko koeficienty korelace s referenčními nástroji dosahovaly vysokých hodnot.

### Výpočet kritérií statisticky spolehlivé a klinicky signifikantní změny

U celkového skóru nabýval index spolehlivé změny hodnoty  $RCI = 0,445$ , u celkového skóru bez subškály Riziko  $RCI = 0,509$  a u subškály Riziko  $RCI = 0,809$ . Hraniční skór „c“ nabýval u celkového skóru bez subškály Riziko hodnoty  $c = 1,592$  a u celkového skóru hodnoty  $c = 1,349$ . Hraniční skór pro subškálu Riziko neuvádíme, neboť faktorová analýza ukázala, že u obou populací měří subškála Riziko jiný konstrukt.

## Citlivost k terapeutické změně

U všech nástrojů jsme našli významné rozdíly mezi skóry zjištěnými na začátku a na konci terapie, zvláště pro jednotlivá pracoviště i pro celý klinický vzorek dohromady. Středně vysokou až vysokou míru efektu jsme zjistili u celkových skóre dotazníku CORE-OM a u GSI SCL-90. U subškály Riziko dotazníku CORE-OM a u RSES jsme zjistili malou až středně vysokou míru efektu. Výsledky se lišily v závislosti na pracovišti. Podrobnější informace jsou uvedeny v tab. 5.

Tab. 5 Porovnání skóre na začátku a na konci terapie

Pracoviště	Měření na začátku terapie <i>Mdn</i>	Měření na konci terapie <i>Mdn</i>	<i>z</i>	<i>r</i>
<i>Všechna dohromady (n = 255)</i>				
CORE-OM (CS)	1,85	1,27	-10,097**	-0,45
CORE-OM (CS-R)	2,18	1,54	-10,110**	-0,45
CORE-OM (R)	0,17	0,00	-6,849**	-0,30
RSES	1,40	1,60	-7,245**	-0,32
SCL-90 (GSI)	1,42	0,84	-11,349**	-0,50
<i>ESET (n = 115)</i>				
CORE-OM (CS)	1,97	1,09	-7,589**	-0,50
CORE-OM (CS-R)	2,25	1,32	-7,524**	-0,50
CORE-OM (R)	0,33	0,00	-6,281**	-0,41
RSES	1,40	1,60	-5,646**	-0,37
SCL-90 (GSI)	1,44	0,71	-7,347**	-0,48
<i>Horní Palata (n = 100)</i>				
CORE-OM (CS)	1,71	1,43	-4,924**	-0,35
CORE-OM (CS-R)	2,02	1,65	-5,008**	-0,35
CORE-OM (R)	0,17	0,00	-2,126*	-0,15
RSES	1,40	1,60	-3,690**	-0,26
SCL-90 (GSI)	1,37	0,86	-7,537**	-0,53
<i>Karlovy (n = 40)</i>				
CORE-OM (CS)	1,85	1,32	-4,286**	-0,48
CORE-OM (CS-R)	2,22	1,61	-4,456**	-0,50
CORE-OM (R)	0,33	0,00	-2,499*	-0,28
RSES	1,26	1,45	-2,987**	-0,33
SCL-90 (GSI)	1,43	1,00	-4,301**	-0,48

Poznámka: K analýze jsme využili Wilcoxonův znaménkový test.

CORE-OM (CS) = celkový skóre dotazníku CORE-OM, CORE-OM (CS-R) = celkový skóre bez subškály Riziko dotazníku CORE-OM, CORE-OM (R) = subškála Riziko dotazníku CORE-OM, GSI = Globální index závažnosti SCL-90

\*\* $p < 0,01$ , \* $p < 0,05$

## KONFIRMAČNÍ FAKTOROVÁ ANALÝZA TEORETICKÉHO MODELU DOTAZNÍKU CORE-OM

Pro ověření teoretického faktorového modelu jsme provedli ordinální konfirmační faktorovou analýzu na obou souborech zvlášť a rovněž zvlášť pro dvoufaktorový a čtyřfaktorový model. Model byl odhadnut na základě matice polychorických korelací robustním estimátorem vážených nejmenších čtverců (WLSMV) v prostředí R s použitím knihovny lavaan (Rosseel, 2012), rozptyly latentních proměnných byly standardizovány na 1.

Ve čtyřfaktorovém modelu byl v obou souborech odhad korelace faktorů Fungování a Duševní pohoda vyšší než jedna. Z toho důvodu byla kovariance (a tedy i korelace v modelu se standardizovaným rozptylem latentních proměnných) omezena na maximální hodnotu 1. Dále pak faktory Problémy a Duševní pohoda byly prakticky neoddělitelné,  $r = 0,955$  (v neklinickém vzorku byla korelace nižší,  $r = 0,729$ ). V případě neklinického souboru byl navíc odhad reziduálního rozptylu položky 16 nižší než 0 a faktorový model nebylo možné adekvátně interpretovat. Tato položka měla záporný rozptyl i ve dvoufaktorovém řešení. Indexy shody konfirmačních faktorových modelů s daty jsou obsaženy v tab. 6.

Tab. 6 Shoda dat s modelem v konfirmační faktorové analýze

Model	Vzorek	$\chi^2(df)$	TLI	RMSEA [95% CI]	SRMR
Čtyřfaktorový <sup>a</sup>	Klinický <sup>c</sup>	$\chi^2(521) = 1398,79^{***}$	0,913	0,070 [0,066; 0,075]	0,082
	Neklinický <sup>d</sup>	$\chi^2(521) = 2315,88^{***}$	0,737	0,125 [0,120; 0,131]	0,208
Dvoufaktorový <sup>b</sup>	Klinický <sup>c</sup>	$\chi^2(526) = 1461,76^{***}$	0,908	0,072 [0,068; 0,077]	0,083
	Neklinický <sup>d</sup>	$\chi^2(526) = 2762,40^{***}$	0,676	0,139 [0,134; 0,144]	0,236

Poznámka: <sup>a</sup> Čtyřfaktorový model zahrnuje faktory Duševní pohoda, Problémy, Fungování a Riziko.

<sup>b</sup> Dvoufaktorový model obsahuje faktory celkový skóre a celkový skóre bez subsškály Riziko.

<sup>c</sup>  $N = 342$

<sup>d</sup>  $N = 220$

\*\*\* $p < 0,001$

Vzhledem k výsledkům se nezdá hypotéza o čtyřfaktorovém modelu dotazníku udržitelná – řešení je reálně třífaktorové (faktory Duševní pohoda a Fungování byly v obou vzorcích shodné), jakkoliv se model s daty shoduje akceptovatelně. Zároveň je evidentní, že dvoufaktorový model data popisuje velmi špatně. V obou případech by navíc bylo nutné provést další úpravy v případě neklinického vzorku z důvodu negativních reziduálních rozptylů. Závěrem nutno též dodat, že v případě intervalového odhadu nad maticí Pearsonových korelací (kongenerický model) byla shoda s daty ještě nižší. Výsledky zde již neprezentujeme.

## DISKUSE

Cílem této studie bylo ověřit psychometrické charakteristiky české verze dotazníku CORE-OM. Pro klinický i neklinický výběr se jako interpretačně nejsmysluplnější jevílo dvoufaktorové řešení, kdy u klinického výběru první faktor přibližně odpovídal celkovému skóre bez subsškály Riziko a druhý faktor sytil položky ze subsškály Riziko. U neklinického výběru byl první faktor do uspokojivé míry shodný (ne však zcela totožný) s prvním faktorem klinického výběru. Druhý faktor byl však zcela odlišný, tvořily ho pozitivně formulované položky. Ani jedno z faktorových řešení u obou výběrů nenaznačovalo rozdělení položek do faktorů reprezentujících původní teoretické rozdělení na čtyři subsškály (Duševní pohoda, Problémy, Fungování a Riziko). Toto te-



oretické rozdělení se doposud nepotvrdilo v žádné z předchozích studií (viz Bedford et al., 2010; Lyne, Barrett, Evans, Barkham, 2006). Naše analýza však nepodpořila ani strukturu uváděnou v původní britské studii (Evans et al., 2002).

Z naší analýzy vyplývá, že nelze doporučit samostatnou interpretaci teoretických subškál Duševní pohoda, Problémy, Fungování a Riziko, původně zamýšlených autory dotazníku. Vzhledem k tomu, že pouze celkový skóre bez subškály Riziko měří u obou populací stejný konstrukt, doporučujeme primárně interpretovat tento skóre, případně celkový skóre. Subškála Riziko se jeví jako validní měřítko pouze u klinické populace, doporučujeme ji tedy používat jen jako skriningový nástroj pro posouzení rizika sebepoškození či ublížení druhým lidem.

V rámci výsledků prezentujeme také hraniční skóre vyjadřující pomyslnou hranici mezi klinickou a neklinickou populací. Vzhledem k odlišnostem ve faktorové struktuře dotazníku v rámci klinického a neklinického výběru a také k relativně omezenému rozložení obou výběrů doporučujeme tento skóre využívat spíše orientačně. Dále je nutno upozornit, že naše výsledky nejsou zobecnitelné na klienty s psychotickým onemocněním, kteří nebyli součástí klinického výběru.

Naše dvoufaktorové řešení není zcela čisté, což je zřejmě způsobeno obsahově velmi podobnými položkami. Naše výsledky podporují zjištění studie Bedforda et al. (2010) a Lyneho et al. (2006), kteří zjistili, že položky dotazníku CORE-OM lze rozdělit do dvou faktorů. Většina položek sytila faktor měřící psychologický distres a čtyři až pět položek ze subškály Riziko sytilo druhý faktor. Bedford et al. (2010) také dále upozorňuje na nadpočet položek v prvním faktoru. Bylo by proto vhodné, aby se další studie zaměřila na možné zkrácení škály.

Odhady vnitřní konzistence subškál Riziko i celkového skóru bez subškály Riziko byly uspokojivé, stejně jako souběžná validita s referenčními nástroji. Až na korelaci subškály Riziko s RSES dosahovaly korelační koeficienty vysokých hodnot. Dále jsme zjistili, že dotazník je dostatečně citlivý k terapeutické změně, citlivost celkových skóre byla srovnatelná s SCL-90. Tato zjištění odpovídají výsledkům původní britské studie (Evans et al., 2002) i slovenské adaptace (Bieščad, 2007).

Naše studie má několik omezení. Data byla získána příležitostným výběrem, což omezuje reprezentativnost vzorku. Navíc byli do klinického vzorku zahrnuti pouze respondenti, kteří absolvovali psychoterapeutickou léčbu v rámci hospitalizace či léčebného programu v denním stacionáři. Soubor nezahrnoval klienty ambulantních zařízení ani respondenty s psychotickým onemocněním – na tyto populace by se mohly zaměřit budoucí studie. Dále, při testování citlivosti k terapeutické změně jsme vycházeli pouze ze sebeposuzovacích metod; výzkum by obohatila data pocházející také z dalších zdrojů (zejména od externích posuzovatelů).

## ZÁVĚR

Zjistili jsme, že české adaptaci dotazníku CORE-OM nejlépe odpovídá dvoufaktorová struktura. Celkový skóre dotazníku má vysokou vnitřní konzistenci a uspokojivou souběžnou validitu s referenčními nástroji. Dotazník dobře rozlišuje mezi klinickým a neklinickým výběrem a prokázal adekvátní citlivost k terapeutické změně. Vzhledem k slabé faktorové validitě jej lze doporučit jako nástroj pro měření psychologického distresu a pro sledování terapeutické změny pouze pro výzkumné účely. Pro využití nástroje v běžné praxi je nezbytný další vývoj škály, zejména vyjasnění faktorové struktury.

## PODĚKOVÁNÍ

Na překladu dotazníku CORE-OM a získávání respondentů ke spolupráci se podílela řada spolupracovníků. Tímto jim děkujeme za vydatnou pomoc. Byli to: Věra Žezulková, Markéta Elsnerová, Lenka Juhová, Marie Malinová, Tomáš Peřich, Hana Provazníková, Petr Šiftek, Martin Kuška, Vojtěch Procházka, Lina Nguyen, Miroslav Juha, Tomáš Bartoň, Richard Gono a Anna Bízková Doleželová.

## LITERATURA

- Barkham, M., Connell, J., Stiles, W. B., Miles, J. N., Margison, F., Evans, C., Mellor-Clark J. (2006). Dose-effect relations and responsive regulation of treatment duration: The good enough level. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 74*(1), 160-167.
- Barkham, M., Evans, C., Margison, F., McGrath, G., Mellor-Clark, J., Milne, D., Connell, J. (1998). The rationale for developing and implementing core outcome batteries for routine use in service settings and psychotherapy outcome research. *Journal of Mental Health, 7*, 35-47.
- Barkham, M., Mellor-Clark, J., Benson, L., Connell, J., Audin, K., Margison, F., ... Lucock, M. (2001). Service profiling and outcomes benchmarking using the CORE-OM: Toward practice-based evidence in the psychological therapies. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 69*(2), 184-196.
- Basto, M., Pereira, J. M. (2012). An SPSS R-menu for ordinal factor analysis. *Journal of Statistical Software, 46*(4), 1-29.
- Bedford, A., Watson, R., Lyne, J., Tibbles, J., Davies, F., Deary, I. J. (2010). Mokken scaling and principal components analyses of the CORE-OM in a large clinical sample. *Clinical Psychology & Psychotherapy, 17*, 51-62.
- Bieščad, M. (2007). *Aplikácia nástrojov merajúcich výsledky psychoterapie. Porovnanie citlivosti nástrojov merania v jednotlivých oblastiach terapeutickzej zmeny*. Nepublikovaná dizertačná práca. Trnava: Trnavská univerzita.
- Blatný, M., Osecká, L. (1994). Rosenbergova škála sebehodnocení: Struktura globálního vztahu k sobě. *Československá psychologie, 38*(6), 481-488.
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin, 112*(1), 115-159.
- CORE IMS (n.d.-a). *CORE measurement tools*. Vyhledáno na [http://www.coreims.co.uk/About\\_Measurement\\_CORE\\_Tools.html](http://www.coreims.co.uk/About_Measurement_CORE_Tools.html).
- CORE IMS (n.d.-b). *CORE system user manual*. Vyhledáno na <http://www.therapyinstitute.co.uk/download/core-system-user-manual-m6-69/>.
- CORE System Trust (2015). *CORE-OM Czech (MF)*. Vyhledáno na [https://www.coresystem-trust.org.uk/wpfb-file/core-om\\_czechmf-pdf/](https://www.coresystem-trust.org.uk/wpfb-file/core-om_czechmf-pdf/).
- Derogatis, L. R., Cleary, P. A. (1977). Confirmation of the dimensional structure of the SCL-90: A study in construct validation. *Journal of Clinical Psychology, 33*(4), 981-989.
- Dunteman, G. E. (1989). *Principal components analysis*. Sage university paper series on quantitative applications in the social sciences, 07-069. Newbury Park, CA: Sage.
- Evans, C. (2012). The CORE-OM (Clinical Outcomes in Routine Evaluation) and its derivatives. *Integrating Science and Practice, 2*(2), 12-15.
- Evans, C., Connell, J., Barkham, M., Margison, F., McGrath, G., Mellor-Clark, J., Audin, K. (2002). Toward a standardised brief outcome measure: Psychometric properties and utility of CORE-OM. *British Journal of Psychiatry, 180*, 56-60.
- Evans, C., Margison, F., Barkham, M. (1998). The contribution of reliable and clinically significant change methods to evidence-based mental health. *Evidence Based Mental Health, 1*, 70-72.
- Feldt, L. S., Brennan, R. L. (1989). Reliability. In R. L. Linn (Ed.), *Educational measurement* (3rd ed., 105-146). New York: Macmillan.
- Gampe, K., Bieščad, M., Balúnová-Labaničová, L., Timuľák, L., Evans, C. (2007). Slovenská adaptácia metódy CORE-OM. *Česká a slovenská psychiatrie, 103*(1), 4-13.
- Groth-Marnat, G. (2009). *Handbook of psychological assessment* (5th ed.). New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika, 30*, 179-185.
- Howard, K. I., Lueger, R. J., Maling, M. S., Martinovich, Z. (1993). A phase model of psychotherapy outcome: Causal mediation of change. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 61*(4), 678-685.
- Jacobson, N. S., Truax, P. (1991). Clinical significance: A statistical approach to de-

- fining meaningful change in psychotherapy research. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 59(1), 12-19.
- Knaup, C., Koesters, M., Schoefer, D., Becker, T., Puschner, B. (2009). Effect of feedback of treatment outcome in specialist mental healthcare: Meta-analysis. *The British Journal of Psychiatry*, 195(1), 15-22.
- Kubany, E. S., Hill, E. E., Owens, J. A., Iannce-Spencer, C., McCaig, M. A., Tremayne, K. J., Williams, P. L. (2004). Cognitive trauma therapy for battered women with PTSD (CTT-BW). *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 72(1), 3-18.
- Lorenzo-Seva, U., ten Berge, J. M. F. (2006). Tucker's congruence coefficient as a meaningful index of factor similarity. *Methodology*, 2(2), 57-64.
- Lyne, K. J., Barrett, P., Evans, C., Barkham, M. (2006). Dimensions of variation on the CORE-OM. *British Journal of Clinical Psychology*, 45, 185-203.
- Raiche, G., Riopel, M., Blais, J. G. (2006). *Non graphical solutions for the Cattell's scree test*. Montreal. Paper presented at the International Annual Meeting of the Psychometric Society. Vyhledáno na <http://www.empowerstats.com/manuals/paper/scree.pdf>.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Rosenthal, R. (1991). *Meta-analytic procedures for social research* (2nd ed.). Newbury Park, CA: Sage.
- Rosseel, Y. (2012). Lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36.
- Ruscio, J., Roche, B. (2012). Determining the number of factors to retain in an exploratory factor analysis using comparison data of a known factorial structure. *Psychological Assessment*, 24(2), 282-292.
- Sinclair, S. J., Blais, M. A., Gansler, D. A., Sandberg, E., Bistis, K., LoCicero, A. (2010). Psychometric properties of the Rosenberg Self-Esteem Scale: Overall and across demographic groups living within the United States. *Evaluation & the Health Professions*, 33(1), 56-80.
- Stiles, W. B., Barkham, M., Connell, J., Mellor-Clark, J. (2008). Responsive regulation of treatment duration in routine practice in United Kingdom primary care settings: Replication in a larger sample. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 76(2), 298-305.
- Světová zdravotnická organizace (2014). *Mezinárodní klasifikace nemocí – desátá revize*. Vyhledáno na <http://www.uzis.cz/cz/mkn/index.html>.
- Tarescavage, A. M., Ben-Porath, Y. S. (2014). Psychotherapeutic outcomes measures: A critical review for practitioners. *Journal of Clinical Psychology*, 70(9), 808-830.
- Timul'ák, L. (2010). Psychoterapie podložená výzkumem. In Z. Vybíral, J. Roubal (Eds.), *Současná psychoterapie* (544-560). Praha: Portál.
- Viliūnienė, R., Evans, C., Hilbig, J., Pakalniškienė, V., Danilevičiūtė, V., Laurinaitis, E., Navickas, A. (2012). Translating the Clinical Outcomes in Routine Evaluation Outcome Measure (CORE-OM) into Lithuanian. *Nordic Journal of Psychiatry*, 67(5), 305-311.
- Zumbo, B. D., Gadermann, A. M., Zeisser, C. (2007). Ordinal versions of coefficients alpha and theta for Likert rating scales. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 6, 21-29.

## SOUHRN

**Cíle.** Cílem této studie bylo adaptovat zahraniční dotazník CORE-OM do českého prostředí a ověřit jeho psychometrické vlastnosti.

**Soubor a metoda.** Testovou baterii zahrnující CORE-OM, RSES a SCL-90 vyplnilo 375 pacientů ze čtyř klinických pracovišť (klinický vzorek). První dva nástroje vyplnilo také 233 respondentů z běžné populace (neklinický vzorek).

**Analýza.** Struktura dotazníku byla zjišťována pomocí explorační faktorové analýzy, souběžná validita prostřednictvím korelace s nástroji SCL-90 a RSES a vnitřní konzistence pomocí Cronbachova koeficientu alfa. Rozdíl mezi klinickým a neklinickým výběrem byl testován Mann-Whitneyovým testem a citlivost ke změně pomocí Wilcoxonova znaménkového testu.

**Výsledky.** Faktorová struktura dotazníku byla tvořena dvěma faktory, faktorová řešení pro klinický a neklinický výběr se však lišila. Pro klinický výběr dosahovala vnitřní konzistence celkového skóru hodnoty  $\alpha = 0,933$ , korelace celkového skóru s GSI SCL-90 nabývala hodnoty  $r_s = 0,80$  a s RSES  $r_s = -0,51$ . Dotazník dobře rozlišoval mezi klinickým a neklinickým výběrem. U celkového skóru dosahoval hraniční skór hodnoty  $c = 1,349$  a index spolehlivé změny RCI = 0,445. Citlivost k terapeutické změně byla adekvátní ( $r \sim -0,35$  až  $-0,50$  pro různá klinická pracoviště).

**Limity studie.** Data byla získána příležitostným výběrem a nezahrnovala klienty ambulantních pracovišť ani respondenty s psychotickým onemocněním. Testování citlivosti ke změně bylo založeno pouze na sebeposuzovacích metodách.

Copyright of Ceskoslovenska Psychologie is the property of Institute of Psychology of the Academy of Sciences and its content may not be copied or emailed to multiple sites or posted to a listserv without the copyright holder's express written permission. However, users may print, download, or email articles for individual use.