

Metodické studie

FAKTOROVÁ VALIDITA A RELIABILITA SLOVENSKEJ VERZIE FACES IV U ADOLESCENTOV

GABRIELA ŠEBOKOVÁ, ERIKA JURISOVÁ, MARTA POPELKOVÁ,
JANA UHLÁRIKOVÁ, MARTA ZAŤKOVÁ

Univerzita Konštantína Filozofa, Nitra

ABSTRACT

Factorial validity and reliability of the Slovak version of the FACES IV in adolescents

G. Šeboková, E. Jurišová, M. Popelková, J. Uhláriková, M. Zaťková

Objectives. The aim of the study was to verify factor structure and reliability of the Slovak version of questionnaire Family Adaptability and Cohesion Evaluation Scale (FACES IV) in a sample of adolescents. Self-report questionnaire FACES IV is grounded in revised Circumplex theory of family functioning of D. Olson (2010, 2011) and measures two dimensions of family functioning: cohesion and adaptability on balanced level and on unbalanced level – positive (enmeshed, rigid) and negative (disengaged, chaotic).

Sample and settings. Reliability was evaluated within the sample of 1185 adolescents, with mean age 18.33. As a part of cross-validation, factor validity was tested in two samples, randomly dividing the whole sample ($n_1=842$; $M_{1\text{ age}}=18.20$; $n_2=343$; $M_{2\text{ age}}=18.65$).

Statistical analysis. The factor structure of FACES IV was examined via confirmatory factor analysis (ML). As a part of testing reliability of the scales, Cronbach's coefficients alpha and

test-retest correlation coefficient (within an interval of 4 weeks) were computed.

Results. It has been shown that 6-factor structure reported by the author and alternative 5-factor model did not fit data well. Results indicated that the modified 6-factor structure, where 4 correlated residuals in enmeshed, rigid and chaotic scale were added, represents the most plausible/appropriate factor solution in two Slovak samples of adolescents.

Study limitation. The findings of factor structure and reliability of FACES IV are limited to a non-clinical sample of adolescents.

key words:

Family Adaptability and Cohesion Evaluation Scale IV, family system, factor validity, reliability, confirmatory factor analysis

klúčové slová:

Family Adaptability and Cohesion Evaluation Scale IV, rodinný systém, faktorová validita, reliabilita, konfirmačná faktorová analýza

Vychádzajúc zo systémového prístupu bolo výskumníkmi a klinikmi v posledných 70 rokoch vytvorených viacero modelov opisujúcich prejavy a hlavné dimenzie rodinného fungovania, v návaznosti na čo bolo konštruovaných aj niekoľko dotazníkov na meranie týchto dimenzií. Medzi najznámejšie patria Family Dynamics Measure (Barnhill, 1979), The McMaster Model of Family Functioning (Epstein et al., 1983),

Došlo: 2. 2. 2015; G. Š., Univerzita Konštantína Filozofa, katedra psychologických vied, Kraskova 1, 949 74 Nitra, Slovenská republika; e-mail: gsebokova@ukf.sk

Príspevok vznikol v rámci riešenia grantovej úlohy VEGA – Rodinný systém a interakčné stratégie adolescentov z hľadiska osobnostných a psychosociálnych faktorov, projekt 1/0903/13.

Family Functioning Scale (Bloom, 1985) či Family Environment Scale (Moos, Moos, 1986). Jedným z najvýznamnejších a najpoužívanejších vo výskume aj terapeutickú praxi sa stal dotazník Family Adaptability and Cohesion Evaluation Scale (FACES) autorov Olsona a kolektívu, ktorý postupne prešiel štyrmi revíziami.

Teoretickým rámcom dotazníka FACES je kruhový model rodinného fungovania, ktorý popisuje tri kľúčové dimenzie rodinného systému: kohéziu, adaptabilitu a komunikáciu (Olson, Gorall, 2003, 2006). Kohézia je definovaná ako emočná a fyzická blízkosť, väzba medzi členmi rodiny a vypovedá o tom, ako rodina dokáže balansovať medzi odcudzením a súdržnosťou. Podľa toho, do akej miery sa to rodine darí, možno podľa Olsona (2011) rozlišovať vyváženú a nevyváženú kohéziu. Vyvážená úroveň kohézie je charakteristická primeraným stupňom autonómie, samostatnosti a súdržnosti členov. Nevyvážená rodina fungujú v dvoch extrémoch. Príliš vysoká kohézia (prepletené rodiny – *enmeshed*) znamená nezdravý konsenzus, prílišnú závislosť a emočnú blízkosť členov rodiny. Príliš nízka kohézia (odcudzené rodiny – *disengaged*) sa prejavuje nezaujmom členov o fungovanie rodiny a neschopnosťou vzájomnej podpory či riešenia problémov (Olson, Gorall, 2006).

Adaptabilita je definovaná ako kvalita a vyjadrenie vedenia a organizácie, rolí, vzťahových pravidiel a vyjednávania medzi členmi rodiny. Dimenzia opäť vypovedá o tom, ako rodina dokáže balansovať medzi zmenou a stabilitou (Olson, Gorall, 2003). V rodinách s vyváženou adaptabilitou prevažuje demokratické vedenie, kde sa pravidlá dodržiavajú, no zároveň prispôsobujú veku a roliam členov rodiny. V rigidných rodinách s príliš nízkou adaptabilitou sú roly presne definované a pravidlá nemenné. Naopak v chaotických rodinách je vedenie nevyspytateľné alebo obmedzené. Rozhodnutia sú robené impulzívne, roly a pravidlá sú nejasné (Olson, Gorall, 2006).

Komunikácia, ktorá je meraná dotazníkom Family Communication Scale, je definovaná ako pozitívne komunikačné zručnosti využívané v rodinnom systéme (Olson, Gorall, 2006). Komunikácia má facilitujúcu funkciu a umožňuje dvojiciam a rodinám upravovať mieru adaptability a kohézie vzhľadom na požiadavky prostredia či vývinu (Olson, Gorall, 2003).

Kruhový model rodinného systému Olsona je postavený na tzv. krivkovej hypotéze, ktorá predpokladá, že vyvážené – stredné hodnoty kohézie a adaptability predstavujú zdravé rodinné fungovanie a sú spojené so zdravým vývinom ich členov, zatiaľ čo extrémne – nevyvážené hodnoty kohézie a adaptability sú asociované s nezdravým rodinným fungovaním a problematickým vývinom jej členov (Olson, 2011). Väčšina výskumov s použitím prvých verzií dotazníka (FACES II a III) však krivkovú hypotézu nepotvrdila a skôr svedčili o linearite vzťahov kohézie a adaptability s prejavmi zdravého, resp. nezdravého fungovania (Kouneski, 2000). V poradí štvrtá revízia dotazníka bola preto upravená v súlade s krivkovou hypotézou – k pôvodným škálam na meranie vyvázenej kohézie a adaptability boli pridané štyri škály na zachytenie ich extrémov – prepletená a odcudzená kohézia a rigidná a chaotická adaptabilita (Olson, 2011; Olson, Gorall, 2006).

Cieľom pri tvorbe FACES IV bolo vytvoriť sebvýpovedový dotazník pre všetkých členov rodiny, postihujúci dimenzie rodinného fungovania na ich vyvázenej aj nevyvázenej úrovni, ktorý je reliabilný, validný a je využiteľný vo výskume aj klinickej praxi (Olson, 2011).

Originálna validizačná štúdia Olsona (2011) potvrdila 6-dimenzionálnu štruktúru FACES IV so šiestimi oddelenými, no skorelovanými faktormi ($\chi^2 = 2058$, $df = 804$, $p < 0,001$; $IFI = 0,97$, $CFI = 0,97$, $RMSEA = 0,058$). Standardizované regresné váhy všetkých položiek boli významné a silné (0,41–0,84). 6 faktorov v dimenziách kohézia a adaptabilita bolo navzájom skorelovaných. Korelačnú maticu všetkých fakto-

rov v Olsonovom modeli uvádzame v tab. 1. Vnútna konzistencia škál bola vysoká a pohybovala sa v rozpätí $\alpha = 0,77\text{--}0,89$.

Dotazník bol rovnako adaptovaný a overovaný v európskom prostredí – v Španielsku (Rivero et al., 2010), Grécku (Koutra et al., 2012), Taliansku (Baiocco et al., 2011), Maďarsku (Mirnics et al., 2010), Portugalsku (Pereira, Teixeira, 2013) a tiež na Slovensku (Šeboková et al., 2013). Postupy konfirmačnej faktorovej analýzy na verifikovanie faktoriálnej štruktúry však boli použité len v španielskom, portugalskom a gréckom preklade metodiky. Portugalskí autori potvrdili 6-faktorovú štruktúru FACES IV ($\chi^2 = 2088$, $df = 804$, $p < 0,001$; $\chi^2/df = 2,6$; RMSEA = 0,08). V prípade španielskej a gréckej verzie pôvodná 6-dimenzionálna štruktúra potvrdená nebola ($\chi^2 = 2681,96$, $df = 804$, $p < 0,001$; NFI = 0,85, CFI = 0,889, GFI = 0,781, resp. $\chi^2 = 7150,215$, $df = 804$, $p < 0,001$). V španielskom preklade bola metodika následne modifikovaná vylúčením troch položiek z každej subškály, pričom modifikovaný šesťfaktorový model predstavoval dobrú zhodu s dátami. V talianskom a maďarskom preklade metodiky bolo exploračnou faktorovou analýzou vyextrahovaných 5 faktorov (spoločný faktor pre kohéziu a adaptabilitu). Vnútna konzistencia škál bola v európskych adaptáciách metodiky v porovnaní s americkým originálom nižšia, v rozpätí $\alpha = 0,59\text{--}0,79$.

Autori európskych prekladov metodiky poukazujú na nižšiu validitu škál prepletenej kohézie a rigidnej adaptability, ktoré na základe prvotných štúdií nepreukazujú očakávané súvislosti s nezdravým rodinným fungovaním a naznačujú, že v európskom kontexte nie sú vnímané ako extrémne prejavy rodinného fungovania. Empiricky nižšiu silu týchto škál reflektuje aj Olson v americkom origináli (Olson, 2011). Diskutovaná je tiež silná korelácia dimenzií kohézie a adaptability, ktorá otvára otázku diskriminačnej validity škál.

Predkladaná štúdia

Predkladaná štúdia je príspevkom k procesu validizácie slovenskej verzie FACES IV a nadviazaním na pilotné overenie jeho psychometrických vlastností (Šeboková et al., 2013). Prvým cieľom štúdie je overenie reliability – vnútornej konzistencie škál a stability metodiky v čase (reliability test-retest so 4 týždňovým odstupom). Druhým cieľom je prezentovať výsledky overovania faktorovej štruktúry slovenskej verzie metodiky.

METÓDA

Participanti a procedúra

Výskumný súbor vznikol spojením siedmich čiastkových vzoriek, zbieraných v priebehu rokov 2013 a 2014 z celého Slovenska v rámci projektu VEGA, ide tak o sekundárnu analýzu dát. Celkový súbor tvorilo 1185 adolescentov (482 mužov a 703 žien) vo veku od 13 do 25 rokov ($M = 18,33$; $SD = 2,12$). Z toho bolo 56 žiakov základných škôl, 706 študentov stredných škôl a 423 študentov vysokých škôl. Na 94 respondentoch z celého súboru bola testovaná test-retestová reliabilita (dotazník opakovane vyplnili respondenti v dvoch čiastkových súboroch, v prvej 40 respondentov, v druhej 54 respondentov ($M_{\text{vek}} = 23,11$; $SD = 2,2$; 7 mužov a 87 žien).

Spojený celý súbor sme následne pre účely tzv. cross-validizácie faktorovej štruktúry náhodne rozdelili do dvoch čiastkových súborov v pomere 7:3. Prvú časť súboru tvorilo približne 70 % pôvodného súboru – 842 respondentov s priemerným vekom 18,20 ($SD = 2,13$; 492 žien a 350 mužov). Druhú časť súboru tvorilo 343 respondentov s priemerným vekom 18,65 ($SD = 2,04$; žien – 211, mužov – 132).

Metodiky

Škála rodinnej adaptability a kohézie – FACES IV (Olson, 2010). Dotazník obsahuje 42 položiek, hodnotených na 5–bodovej Likertovej škále (1 – úplne nesúhlasím, 5 – úplne súhlasím). Metodika pozostáva zo šiestich škál obsahujúcich sedem položiek: *vyvážená kohézia*, *vyvážená adaptabilita*, *prepletená kohézia*, *odcudzená kohézia*, *rigidná adaptabilita*, *chaotická adaptabilita*. Žiadna z položiek nie je invertne skórovaná. Spätný preklad dotazníka bol realizovaný v spolupráci s autorom D. Olsonom. Práva na používanie dotazníka sme získali z organizácie Life Innovations, Inc.

Metódy štatistického spracovania dát

Výsledky sme spracovávali prostredníctvom štatistického programu SPSS 21.0 a Amos 21.0. Vnútorňú konzistenciu nástroja – jeho jednotlivých subškál – sme zisťovali na celom súbore pomocou Cronbachovho koeficientu alfa. Test-retestová reliabilita bola vypočítaná prostredníctvom Pearsonovho korelačného koeficientu (4-týždňový odstup meraní).

Na testovanie faktorovej štruktúry FACES IV sme použili konfirmačnú faktorovú analýzu. Zhodu modelu s dátami získanými na dvoch rozdelených súboroch slovenských adolescentov sme hodnotili a analyzovali na základe kovariačnej matice s použitím kritéria maximálnej vierohodnosti (ML), prostredníctvom chí-kvadrát štatistiky a pomocou vybraných indexov. Pre hodnotenie zhody modelov s dátami sme zvolili nasledovné celkové indexy: chí-kvadrát, relatívny chí-kvadrát, RMSEA (root mean square error of approximation), IFI (inkrementálny index zhody), CFI (komparatívny index zhody), GFI (index dobrej zhody), RMR (odmocnina priemeru štvorca reziduí), SRMR (štandardizované RMR), AIC (Akaiikovo informačné kritérium), pclose a čiastkové indexy: štatistická významnosť parametrov modelu. Uvedené indexy sme volili v súlade s viacerými validizačnými štúdiami FACES IV (Koutra et al., 2012; Olson, 2011; Rivero et al., 2010), čo nám umožnilo ich medzinárodné a medzikultúrne porovnanie, a zároveň v súlade s odporúčaniami väčšiny autorov (Kline, 2011; Urbánek, 2000) uvádzať okrem chí-kvadrátovej štatistiky, ktorá je citlivá na veľkosť vzorky a počet posudzovaných parametrov, aj indexy z kategórií absolútnych (napr. GFI), inkrementálnych (napr. IFI), porovnávacích (napr. AIC) a posudzujúcich úspornosť modelu (napr. RMSEA).

Hodnoty CFI a IFI sa pohybujú v rozpätí 0 až 1, pričom hodnoty bližšie k 1 indikujú dobrú zhodu s dátami (Sollár, 2014). Za akceptovateľné možno považovať hodnoty väčšie ako 0,80 (Byrne, 2009), podľa prísnejších kritérií nad 0,90. Akceptovateľné hodnoty relatívneho chí-kvadrátu sú do 5, s dobrými hodnotami pod 2 (Urbánek, 2000). Hodnoty RMSEA by mali byť nižšie než 0,08; rovnako SRMR, GFI vyššie ako 0,85; podľa prísnejších kritérií nad 0,90; a pclose > 0,05 (Urbánek, 2000; Byrne, 2009). Indexy AIC a RMR sú vhodné na porovnanie zhody viacerých modelov, nižšie hodnoty indikujúce lepšiu zhodu. V rámci čiastkových indexov tie parametre, ktoré sú štatisticky významné, sú prijateľné (Sollár, 2014).

Testované modely

V rámci štúdie boli testované tri modely faktorovej štruktúry FACES IV.

Model A (Olson, 2011) – pôvodný autormi navrhovaný 6-faktorový model tvorený navzájom skorelovanými faktormi 1. *vyvážená kohézia* (položky č. 1, 7, 13, 19, 25, 31, 37), 2. *vyvážená adaptabilita* (položky č. 2, 8, 14, 20, 26, 32, 38). 3. *odcudzená kohézia* (položky č. 3, 9, 15, 21, 27, 33, 39), 4. *prepletená kohézia* (položky č. 4, 10, 16, 22, 28, 34, 40), 5. *rigidná adaptabilita* (položky č. 5, 11, 17, 23, 29, 35, 41) a 6. *chaotická adaptabilita* (položky č. 6, 12, 18, 24, 30, 36, 42).

Model B (Baiocco et al., 2011; Mirmics et al., 2010) – alternatívny 5-faktorový model, v rámci ktorého sú ponechané štyri faktory *odcudzená kohézia*, *prepletená kohézia*, *rigidná adaptabilita*, *chaotická adaptabilita* a piaty faktor *vyvážený systém* je tvorený pôvodnými faktormi *vyvážená kohézia* a *vyvážená adaptabilita*. Všetkých 5 faktorov je vzájomne skorelovaných.

Model C – modifikovaný 6-faktorový model s uvoľnenými štyrmi parametrami – koreláciami rezíduí štyroch dvojíc položiek (5 a 11 v škále rigidná adaptabilita, 12 a 30. resp. 24 a 36 v škále chaotická adaptabilita a 16 a 28 v škále prepletená kohézia). Parametre boli uvoľnené na základe určenia oblastí nezhody modelu s dátami prostredníctvom modifikačných indexov, indikujúcich, že položky by mohli mať spoločnú variabilitu, ktorá nie je vysvetlená faktormi modelu. Posudzovaná bola výška modifikačných indexov (hodnoty uvádzame na s. 286) a ich teoretická adekvátnosť (bližšie na s. 13). 6 faktorov v testovanom modeli bolo vzájomne skorelovaných.

Všetky tri modely sme v rámci cross-validácie overovali na oboch častiach súboru. Cross-validácia na rôznych súboroch je odporúčaná pri realizovaní modifikácií testovaného modelu (Sollár, 2008; Ullman, 2006). Zhodu testovaných (tzv. nested – uhniedených) modelov sme v rámci súborov porovnávali prostredníctvom hodnôt rozdielu chí-kvadrátovej štatistiky (Sollár, 2014).

VÝSLEDKY

Skôr ako prezentujeme výsledky overovania reliability a faktorovej štruktúry, v tab. 1 uvádzame popisné štatistiky (priemerné hodnoty, smerodajné odchýlky) a korelácie škál FACES IV na slovenskom súbore a pre porovnanie aj v originálnej americkej štúdii. Vzhľadom na značnú vekovú heterogenitu súboru realizovali sme aj porovnanie priemerných hodnôt škál v troch vekových skupinách (študenti ZŠ, SŠ a VŠ) pomocou jednofaktorovej analýzy rozptylu a Tukeyho HSD post hoc metódy. Štatisticky významné rozdiely sme zaznamenali v škálach vyvážená kohézia ($F_{(2,1182)} = 3,92$; $p < 0,05$; $\eta^2 = 0,007$; VŠ > SŠ; $p < 0,05$) a rigidná adaptabilita ($F_{(2,1182)} = 4,05$; $p < 0,05$; $\eta^2 = 0,007$; ZŠ > SŠ, ZŠ > VŠ, $p < 0,05$). Z hľadiska vecnej významnosti však boli tieto rozdiely malé až zanedbateľné ($\eta^2 < 0,02$). Ďalšie analýzy sme tak realizovali na celom, vekovo nediverzifikovanom súbore.

Tab. 1 Reliabilita, deskriptívna štatistika a korelácie medzi škálami FACES IV v celom súbore (n = 1185) nad diagonálou a korelácie v americkom súbore (Olson, 2011) pod diagonálou

	C α	r_{retest}	M	SD	1.	2.	3.	4.	5.	6.
1.	0,81	0,78**	26,95	5,05	–	0,75**	-0,67**	0,03	-0,03	-0,42**
2.	0,75	0,72**	25,71	4,89	0,60**	–	-0,56**	-0,01	0,02	-0,47**
3.	0,73	0,83**	17,14	4,86	-0,80**	-0,50**	–	0,08**	0,15**	0,49**
4.	0,59	0,67**	15,62	4,05	-0,15	0,01	0,27**	–	0,46**	0,21**
5.	0,70	0,74**	17,42	4,59	-0,05	-0,10	-0,20	0,34**	–	0,04
6.	0,72	0,72**	15,48	5,28	-0,53**	-0,31**	0,60**	0,36**	0,12	–

** $p < 0,01$; 1. – vyvážená kohézia, 2. – vyvážená adaptabilita, 3. – odcudzená kohézia, 4. – prepletená kohézia, 5. – rigidná adaptabilita, 6. – chaotická adaptabilita

Reliabilita

Hodnoty Cronbachovho koeficientu alfa boli v prípade piatich škál FACES IV vyššie než akceptovateľná hladina ($\alpha > 0,70$). Najnižšiu hodnotu dosiahla škála prepletená kohézia ($\alpha \leq 0,60$). Koeficienty korelácie opakovaného merania od prvého testovania na $n = 94$ boli v rozpätí $r = 0,672$ – $0,827$, pričom všetky korelácie boli štatisticky

významné ($p < 0,001$). Hodnoty koeficientov vnútornej konzistencie a test-retestovej reliability pre všetky subškály dotazníka sú uvedené v tab. 1.

Konfirmačná faktorová analýza

Pred konfirmačnou faktorovou analýzou sme testovali univariačnú normalitu dát prostredníctvom analýzy normality distribúcie hodnôt jednotlivých položiek v oboch rozdelených súboroch. Výsledky ukázali, že miery koeficientov šikmosti a špicatosti väčšiny položiek sa pohybovali v intervale $+1/-1$, okrem položiek č.1, 9, 10, 13, 18, 19, 20, 22, 34, 42 v prvom podsúbore a položiek 1, 9, 10, 13, 18, 20, 22, 26, 34 a 42 v druhom podsúbore. Aj ich hodnoty však dosiahli najvyššiu hodnotu šikmosti resp. špicatosti $\pm 1,5$, čím nepresiahli kritickú hodnotu pre šikmosť ($>3,0$) ani špicatosť ($>10,0$) (Rimarčík, 2007).

Celková zhoda modelu

Ako vyplýva z údajov v tab. 2 a 3, testovaný pôvodný model so šiestimi skorelovanými faktormi navrhovaný Olsonom (model A) ani alternatívny 5-faktorový model (model B) sa z hľadiska chí-kvadrát štatistiky neukázali ako vhodné ani na jednom súbore ($p < 0,05$). Väčšina z posudzovaných indexov na oboch súboroch naznačila, že zhodu modelu A s dátami je možné vylepšiť (IFI a CFI $< 0,80$; SRMR $> 0,08$; pclose $< 0,05$), ďalšie indexy RMSEA ($< 0,08$), GFI (len na súbore 1: $\geq 0,85$) a relatívny chí-kvadrát ($\chi^2/df < 5$) naznačili prijateľnú zhodu modelu s dátami. Žiadny z indexov (okrem RMSEA) však nespĺnil prísnejšie kritériá posudzovania zhody.

Podobné výsledky sme zaznamenali v súvislosti s alternatívnym 5-faktorovým modelom (model B), kde väčšina indexov posudzovania zhody dosiahla nižšie než akceptovateľné hodnoty na oboch súboroch (IFI a CFI $< 0,80$; GFI $< 0,85$; SRMR $> 0,08$; pclose $< 0,05$). Akceptovateľné hodnoty dosiahol len relatívny chí-kvadrát ($\chi^2/df < 5$).

Tab. 2 Výsledky chí-kvadrát testu u troch modelov FACES IV na súboroch 1 a 2

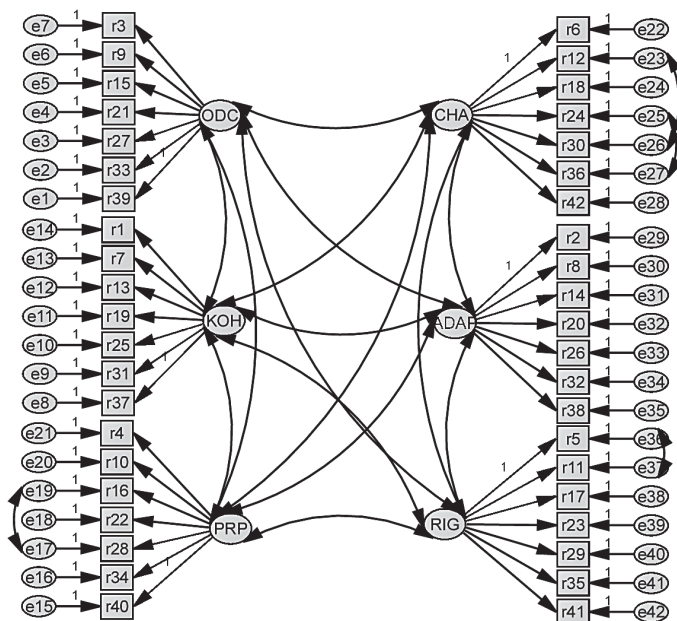
Model	Súbor 1 ($n_1 = 842$)	χ^2	df	p	χ^2/df
A	Pôvodný 6-faktorový model	2751,99	804	$< 0,001$	3,423
B	Alternatívny 5-faktorový model	2835,33	809	$< 0,001$	3,505
C	Modifikovaný 6-faktorový model	2431,69	800	$< 0,001$	3,040
	Súbor 2 ($n_2 = 343$)				
A	Pôvodný 6-faktorový model	1652,86	804	$< 0,001$	2,056
B	Alternatívny 5-faktorový model	1679,36	809	$< 0,001$	2,076
C	Modifikovaný 6-faktorový model	1554,35	800	$< 0,001$	1,943

Tab. 3 Indexy zhody pre pôvodný 6-faktorový model (model A), alternatívny 5-faktorový model (model B) a modifikovaný 6-faktorový model (model C) FACES IV na súboroch 1 a 2

model	GFI	IFI	CFI	RMSEA	RMR	SRMR	AIC	pclose
Súbor 1 ($n_1 = 842$)								
A	0,849	0,786	0,785	0,054	0,104	0,0848	2949,985	0,003
B	0,845	0,777	0,776	0,055	0,105	0,0854	3023,33	$< 0,001$
C	0,869	0,821	0,820	0,049	0,098	0,0804	2637,887	0,707
Súbor 2 ($n_2 = 343$)								
A	0,800	0,786	0,783	0,056	0,101	0,0818	1850,86	0,009
B	0,796	0,780	0,777	0,056	0,101	0,0821	1867,361	0,004
C	0,812	0,810	0,807	0,053	0,098	0,0797	1760,35	0,143

Vzhľadom na neuspokojivú zhodu testovaných modelov s dátami sme následne analyzovali oblasti nezohody pôvodného 6-faktorového modelu (model A) prostredníctvom modifikačných indexov. Najvyššie hodnoty, ktoré boli zároveň teoreticky a významovo zdôvodniteľné a vyskytovali sa zhodne v oboch súboroch, sme zaznamenali medzi položkami 5 a 11 v škále rigidná adaptabilita (súbor 1: MI = 54,87; súbor 2: MI = 16,34), medzi položkami 12 a 30 (súbor 1: MI = 99,19; súbor 2: MI = 17,07), resp. 24 a 36 (súbor 1: MI = 42,99; súbor 2: MI = 37,38) v škále chaotická adaptabilita a medzi položkami 16 a 28 v škále prepletená kohézia (súbor 1: MI = 61,19; súbor 2: MI = 16,22). Veľkosť MI naznačila, že zhoda s dátami sa zväčší, ak budú parametre daných položiek voľne odhadované. Korelácie medzi reziduálnymi položkami sme pridávali postupne na základe teoretickej adekvátnosti a veľkosti MI. Vo výsledkoch uvádzame len výsledný modifikovaný 6-faktorový model s uvoľnenými parametrami štyroch dvojíc položiek, ktorého zhoda s dátami bola testovaná na oboch súboroch (znenie položiek uvádzame na s. 13).

Výsledky chí-kvadrátovej štatistiky a hodnoty vybraných indexov modifikovaného modelu na súbore 1 a 2 uvádzame v tab. 2 a 3. Štatisticky významná hodnota χ^2 štatistiky nebola v akceptovateľnom intervale ani na jednom súbore, avšak vzhľadom na veľkosť súboru a počet odhadovaných parametrov bola očakávateľná (Urbánek, 2000) a preto pre nás nebola dôvodom k zamietnutiu modelu. Z hľadiska posudzovaných celkových indexov zhody sa model ukázal ako vhodný. Akceptovateľnú zhodu s dátami na oboch súboroch naznačujú všetky indexy zhody (IFI, CFI > 0,80; RMSEA a SRMR < 0,08; pclose > 0,05; GFI > 0,85 len na vzorke 1). V prospech faktorovej validity modelu C tiež hovorí hodnota relatívneho chí-kvadrátu, ktorá na validizačnom súbore 2 spĺňa prísnejšie kritérium ($\chi^2/df < 2$). O najlepšej zhode modelu C vypovedajú aj najnižšie hodnoty komparatívnych indexov AIC a RMR. Úsekový diagram modelu C je prezentovaný na obr. 1.



Obr. 1 Úsekový diagram modifikovaného 6-faktorového modelu slovenskej verzie FACES IV r1-r42 – položky dotazníka, KOH – vyvážená kohézia, ADAP – vyvážená adaptabilita, ODC – odcudzená kohézia, RIG – rigidná adaptabilita, CHA – chaotická adaptabilita, PRP – prepletená kohézia

Výsledok porovnania zhody s dátami testovaných modelov poukázal na štatisticky významne lepšiu zhodu s dátami modifikovaného 6-faktorového modelu v porovnaní s pôvodným 6-faktorovým modelom ($n_1: \Delta\chi^2_{(A-C)} = 320,3(4)$, $p < 0,001$; $n_2: \Delta\chi^2_{(A-C)} = 98,51(4)$, $p < 0,001$) aj alternatívnym 5-faktorovým modelom ($n_1: \Delta\chi^2_{(B-C)} = 403,64(9)$, $p < 0,001$; $n_2: \Delta\chi^2_{(B-C)} = 125,01(9)$, $p < 0,001$). Štatisticky významne lepšiu zhodu s dátami preukázal aj pôvodný 6-faktorový model v porovnaní s alternatívnym 5-faktorovým modelom ($n_1: \Delta\chi^2_{(B-A)} = 83,34(5)$, $p < 0,001$; $n_2: \Delta\chi^2_{(B-A)} = 26,5(5)$, $p < 0,001$), avšak z hľadiska väčšiny posudzovaných indexov ho nemožno považovať za akceptovateľnú faktorovú štruktúru FACES IV na slovenskej vzorke adolescentov.

Napriek tomu, že ani modifikovaný 6-faktorový model nespĺňa prísnejšie kritériá hodnotenia zhody modelu s dátami, predstavuje prijateľnejšiu spôsobilosť reprezentovať faktorovú štruktúru na slovenskom súbore, než pôvodný šesťfaktorový model aj alternatívny päťfaktorový model.

Hodnotenie parametrov modelu

Modifikovaný 6-faktorový model sme tiež analyzovali z hľadiska jeho jednotlivých parametrov. Všetky štandardizované regresné váhy sú štatisticky významné ($p < 0,001$) a nasmerované definovaným smerom (ich hodnoty sú uvedené v tab. 4). Najnižšiu hodnotu na oboch súboroch dosiahla položka č. 4 v škále prepletená kohézia.

Tab. 4 Štandardizované (λ^*) a neštandardizované (λ^{2*}) regresné váhy a korelácie reziduálov pre modifikovaný 6-faktorový model (model C) FACES IV na súbore 1 ($n_1 = 842$) a 2 ($n_2 = 343$)

	Súbor 1		Súbor 2			Súbor 1		Súbor 2	
	λ^*	λ^{2*}	λ^*	λ^{2*}		λ^*	λ^{2*}	λ^*	λ^{2*}
r39 <--- ODC	0,325	1,000	0,281	1,000	r6<--- CHA	0,539	1,000	0,594	1,000
r33 <-- ODC	0,584	1,833	0,587	1,980	r12<--- CHA	0,358	0,716	0,376	0,680
r27 <-- ODC	0,608	2,047	0,592	2,109	r18<--- CHA	0,515	0,937	0,547	0,952
r21 <--- ODC	0,594	1,963	0,550	2,113	r24<--- CHA	0,471	0,860	0,404	0,667
r15 <--- ODC	0,466	1,563	0,399	1,528	r30<--- CHA	0,356	0,670	0,270	0,458
r9 <--- ODC	0,618	1,992	0,631	2,183	r36<--- CHA	0,440	0,745	0,300	0,492
r3 <--- ODC	0,516	1,822	0,504	1,974	r42<--- CHA	0,695	1,300	0,688	1,137
r37 <--- KOH	0,404	1,000	0,378	1,000	r2<--- ADAP	0,485	1,000	0,416	1,000
r31 <--- KOH	0,621	1,639	0,666	1,821	r8<--- ADAP	0,482	1,292	0,597	1,777
r25 <--- KOH	0,655	1,776	0,647	1,830	r14<--- ADAP	0,662	1,488	0,665	1,726
r19 <--- KOH	0,664	1,791	0,709	2,087	r20<--- ADAP	0,516	0,970	0,580	1,348
r13 <--- KOH	0,684	1,693	0,668	1,800	r26<--- ADAP	0,557	1,180	0,604	1,441
r7 <--- KOH	0,709	1,926	0,680	1,982	r32<--- ADAP	0,485	0,999	0,616	1,599
r1 <--- KOH	0,617	1,503	0,519	1,399	r38<--- ADAP	0,628	1,289	0,637	1,539
r40<--- PRP	0,554	1,000	0,609	1,000	r5<--- RIG	0,480	1,000	0,461	1,000
r34<--- PRP	0,515	0,914	0,581	0,981	r11<--- RIG	0,495	1,040	0,484	1,060
r28<--- PRP	0,260	0,461	0,429	0,745	r17<--- RIG	0,577	1,178	0,580	1,159
r22<--- PRP	0,415	0,732	0,377	0,623	r23<--- RIG	0,533	1,054	0,494	0,995
r16<--- PRP	0,283	0,507	0,424	0,754	r29<--- RIG	0,305	0,649	0,402	0,868
r10<--- PRP	0,387	0,729	0,382	0,667	r35<--- RIG	0,617	1,307	0,623	1,366
r4<--- PRP	0,192	0,345	0,226	0,389	r41<--- RIG	0,411	0,857	0,461	1,066
Korelácie reziduálov									
e23 <--> e26	0,369		0,243						
e25 <--> e27	0,273		0,355						
e36 <--> e 37	0,307		0,256						
e19 <--> e17	0,359		0,269						

Všetky parametre sú signifikantné na hladine 0,001; KOH – vyvážená kohézia, ADAP – vyvážená adaptabilita, ODC – odcudzená kohézia, RIG – rigidná adaptabilita, CHA – chaotická adaptabilita, PRP – prepletená kohézia

V tab. 5 uvádzame korelácie latentných faktorov. Korelačná matica reprodukovala vzťahy, ako sú definované v teórii (Olson, 2011). Najsilnejšie korelácie medzi faktormi sa ukázali medzi kohéziou a adaptabilitou (86 % resp. 98 % spoločnej variancie), čo indikuje, že vyvážený rodinný systém je spojený s vysokými hodnotami oboch dimenzií. Konceptne dimenzia kohézie obsahuje vyváženú kohéziu a dva extrémne (extrémne vysoký – prepletená, a extrémne nízky – odcudzená). V súlade s predpokladmi sme silnú negatívnu koreláciu zaznamenali medzi vyváženou kohéziou a odcudzenou kohéziou (80 % resp. 71 % spoločnej variancie) a slabú, takmer nulovú negatívnu koreláciu s prepletenou kohéziou (3 % resp. 0,1 % spoločnej variancie). Dve extrémne škály spolu slabo pozitívne korelovali (12,2 % resp. 7,6 % spoločnej variancie), čo indikuje vzájomnú súvislosť extrémnych škál.

Dimenzia adaptability konceptne obsahuje vyváženú adaptabilitu a jej dva extrémne (extrémne nízku – rigidná a extrémne vysokú – chaotická). V súlade s predpokladmi sme zistili silnú negatívnu koreláciu medzi vyváženou adaptabilitou s chaotickou adaptabilitou (55,2 % resp. 56,9 % spoločnej variancie) a slabú, takmer nulovú koreláciu s rigidnou adaptabilitou (0,2 % resp. 2,6 % spoločnej variancie).

Silno skorelované boli aj extrémne odcudzená kohézia a chaotická adaptabilita (59,6 % resp. 66,6 % spoločnej variancie), čo v súlade s predchádzajúcimi zisteniami indikuje spoločný výskyt chaotických a odcudzených extrémov v rodine (Olson, 2011). Extrémne škály prepletená kohézia s rigidnou adaptabilitou sú relatívne nezávislé od ostatných škál, pričom spoločne silno pozitívne korelujú (43 %, resp. 60,7 % spoločnej variancie). Signifikancia korelácií latentných faktorov pomerne dobre zodpovedá signifikancii korelácií medzi hrubým skóre škál.

Tab. 5 Odhady korelácií faktorov v modifikovanom 6-faktorovom modeli C v súbore 1 (pod diagonálou) a v súbore 2 (nad diagonálou)

	KOH	ODC	PRP	ADAP	CHA	RIG
KOH	–	-0,845***	-0,015*	0,988***	-0,671***	0,097
ODC	-0,895***	–	0,275***	-0,758***	0,816***	0,131
PRP	-0,173*	0,349***	–	-0,078**	0,379***	0,779***
ADAP	0,932***	-0,752***	-0,250**	–	-0,754***	0,161*
CHA	-0,654***	0,772***	0,448***	-0,743***	–	0,032
RIG	0,024	0,173	0,656***	0,044*	0,020	–

*** $p < 0,001$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,05$; KOH – vyvážená kohézia, ADAP – vyvážená adaptabilita, ODC – odcudzená kohézia, RIG – rigidná adaptabilita, CHA – chaotická adaptabilita, PRP – prepletená kohézia

DISKUSIA

Cieľom predkladanej štúdie bolo prispieť k overení reliability a faktorovej štruktúry slovenskej verzie metodiky FACES IV, ktorá bola vytvorená na meranie dvoch dimenzií fungovania rodinného systému – kohézie a adaptability – v rámci revidovaného kruhového modelu Olsona (2010, 2011), na dvoch súboroch adolescentov.

Analýza reliability šiestich škál FACES IV potvrdila jej uspokojivé hodnoty. Úroveň Cronbachovho koeficientu alfa bola vo všetkých škálach vyššia než 0,70, okrem škály prepletená kohézia, ktorej hodnota bola nižšia než najnižšia akceptovateľná hladina ($\alpha < 0,60$). Nižšia vnútorná konzistencia prepletenej kohézie sa konštantne ukazuje vo viacerých štúdiách (Koutra et al., 2012; Pereira, Teixeira, 2013). Hodnoty vnútornej konzistencie sú síce celkovo nižšie ako v americkej originálnej verzii dotazníka (Olson, 2011), no porovnateľné s viacerými európskymi adaptáciami (Baiocco

et al., 2013; Rivero et al., 2010; Koutra et al., 2012). Výsledky korelácie test-retest po 4 týždňoch poukázali na vysokú stabilitu testu v čase ($r > 0,70$), opäť okrem škály prepletená kohézia, ktorej reliabilita opakovaného merania bola nižšia ($< 0,70$).

Testovaný pôvodný model so šiestimi skorelovanými faktormi sa na slovenských dátach neukázal ako vhodný, posudzované indexy zhody naznačili, že zhodu s dátami je možné zlepšiť. Výsledky tak nie sú v zhode s pôvodnou validizačnou štúdiou Olsona (2011), ale korešpondujú so zisteniami španielskej a gréckej verzie dotazníka (Koutra et al., 2012; Rivero et al., 2010).

Výsledky testovania oblastí nezhody modelu (MI) na dvoch slovenských súboroch adolescentov naznačili, že niektoré položky v škálach prepletená kohézia, rigidná a chaotická adaptabilita majú spoločnú variabilitu okrem variability definovanej faktormi modelu. Dve položky v škále prepletená kohézia mali spoločný reziduálny rozptyl, ktorý reflektoval emočný aspekt vzťahu – prežívanie nadmernej blízkosti resp. závislosti členov rodiny („*V našej rodine sme od seba príliš závislí*“ a „*Cítíme sa byť navzájom až príliš prepojení*“). V škále rigidná adaptabilita sme uvoľnili parameter – koreláciu reziduí dvoch položiek („*Následky porušenia pravidiel sú v našej rodine prísne*“ a „*Keď člen našej rodiny spraví niečo nesprávne, má to jasné, nekompromisné dôsledky*“), ktorých spoločná variabilita reziduálov reflektuje oblasť „trestov“ (striktných dôsledkov súvisiacich s porušením pravidiel v rodine). V škále chaotická adaptabilita bol uvoľnený parameter položiek („*Je ťažké vyznať sa v tom, kto je hlavou našej rodiny*“ a „*Naša rodina nemá vodcu*“), ktoré sa týkajú aspektu vodcovstva, a položiek („*Nie je jasné, kto je v našej rodine zodpovedný za domáce práce a iné aktivity*“ a „*Je ťažké mať prehľad o tom, kto v našej rodine vykonáva jednotlivé domáce práce*“), ktoré sa špecificky týkajú aspektu rolí členov rodiny.

Výsledky porovnávania miery zhody testovaných modelov ukázali, že modifikovaný 6-faktorový model s uvoľnenými 4 parametrami (korelácií reziduí štyroch dvojíc položiek) predstavuje signifikantné zlepšenie v porovnaní s pôvodným modelom a tiež v porovnaní s alternatívnym 5-faktorovým modelom, i keď nespĺňa prísnejšie kritériá posudzovania zhody. Reflektujeme pritom, že modifikácia modelu bola realizovaná na základe empirických ukazovateľov (tzv. data driven) a jej teoretické opodstatnenie je potrebné ďalej overovať. Je možné, že vyšší spoločný reziduálny rozptyl položiek vznikol len v dôsledku ich obsahovej alebo formálnej podobnosti. Opodstatnenosť modifikácie však potvrdilo signifikantné zlepšenie zhody modelu s dátami aj na druhom, validizačnom súbore.

Pri posudzovaní parametrov modifikovaného modelu sme zistili, že všetky štandardizované regresné váhy sú štatisticky významné. Berúc do úvahy silu štandardizovaných regresných koeficientov sa ukázalo, že položka č. 4 („*Trávime spolu až príliš veľa času*“) nie je dobrým indikátorom prepletenej kohézie ani na jednom súbore ($< 0,30$). Sila regresných váh je v celom modeli nižšia než v americkom origináli (Olson, 2011), čo však možno pripísať aj rozdielnemu súboru (výskumný súbor v USA tvorili respondenti vo veku 18-59 rokov [$M = 28$]).

Indikátory oblasti nezhody (MI) ako aj čiastkové indexy zhody (štandardizované regresné váhy), ktoré hovoria o teoretickej adekvátnosti modelu, naznačili, že hoci časť modelu funguje prijateľne, definované faktory modelu je potrebné ďalej verifikovať. Naznačená nižšia validita vysokého extrému kohézie sa konštantne ukazuje aj v európskych adaptáciách metodiky, pričom problémy s faktorovým sýtením položiek v ich rôznej kombinácii reflektujú viacerí autori (Koutra et al., 2012; Rivero et al., 2010). Európski autori aj samotný autor metodiky upozorňujú na možné kultúrne špecifiká vo vnímaní prepletenej kohézie a tiež rigidnej adaptability ako extrémov dimenzií kohézie a adaptability, čo sa ukazuje aj v našom kontexte (Šeboková et al., 2013).

Sila, smer aj štatistická významnosť korelácií šiestich faktorov FACES IV korešponduje s teoretickými predpokladmi kruhového modelu a výsledkami overovania amerického originálu. Zaznamenali sme len dve odlišnosti: silnejšiu koreláciu medzi škálami prepletená kohézia a rigidná adaptabilita a medzi vyváženými škálami kohézie a adaptability. V porovnaní s americkým originálom (Olson, 2011) aj niektorými európskymi adaptáciami sme v našich súborech zaznamenali silnejšie korelácie medzi vysokým extrémom kohézie a nízkym extrémom adaptability (0,34 v USA; 0,47 v Grécku; 0,36 v Portugalsku; 0,38 v Taliansku; 0,33 v Maďarsku), čo indikuje, že v slovenskom kontexte sú prepletené rodiny zároveň rigidné, a naopak.

Vysoká korelácia medzi kohéziou a adaptabilitou otvára otázku diskriminačnej validity týchto dvoch dimenzií rodinného fungovania. Silnejšiu koreláciu deklarujú aj v americkom origináli (Olson, 2011), európskych prekladoch (Baiocco et al., 2013; Koutra et al., 2012; Rivero et al., 2010) aj v našej pilotnej štúdií (Šeboková et al., 2013). 5-faktorový model s unitárnou dimenziou vyváženého systému sa však neukázal ako vhodné riešenie faktorovej štruktúry na slovenskom súbore adolescentov, preto nemožno považovať interpretáciu FACES IV na základe tohto modelu ako akceptovateľnú. Navyše niektoré zahraničné výskumy (McLeod et al., 2007; Sharabi et al., 2012) a prvé testovanie diskriminačnej validity v slovenských podmienkach (Šeboková, 2014), naznačuje v určitom type výskumov opodstatnenie rozlišovania dimenzií kohézie a adaptability.

LIMITY ŠTÚDIE

Hoci je dotazník FACES IV určený pre všetkých členov rodiny od 12 rokov, analyzované dáta boli získané len na neklinickom súbore adolescentov. V dôsledku toho nie je možné výskumné zistenia generalizovať aj pre iné časti populácie. Považujeme preto za potrebné skúmať faktorovú štruktúru aj na dospelaj a klinickej populácii. Ako žiaduce sa javí overenie ďalších aspektov validity škál dotazníka.

ZÁVER

Aj napriek tomu, že pôvodný, modifikovaný 6-faktorový model, ani alternatívny 5-faktorový model slovenskej verzie FACES IV na súbore adolescentov nespĺňa prísnejšie kritériá na posudzovanie zhody, modifikovaný 6-faktorový model predstavuje spomedzi testovaných modelov na dvoch slovenských súborech adolescentov signifikantne najlepšiu zhodu. Identifikované oblasti nezhody a testované parametre modelu naznačili, že faktorovú štruktúru FACES IV je potrebné ďalej verifikovať.

LITERATÚRA

- Baiocco, R., Cacioppo, M., Laghi, F., Tafa, M. (2013): Factorial and construct validity of FACES IV among Italian adolescents. *Family Functioning in Adolescence*, 22, 962-970.
- Barnhill, L. (1979): Healthy family systems. *The Family Coordinator*, 28, 94-100.
- Bloom, B. (1985): A factor analysis of self-report measures of family functioning. *Family process*, 24, 225.
- Byrne, B. (2009): *Structural equation modeling with AMOS. Basic concepts, applications and programming* (2nd edition). New York, Routledge.
- Epstein, N., Baldwin, L., Bishop, S. (1983): The McMaster Family Assessment Device. *Journal of Marital and Family Therapy*, 9, 171-180.
- Kline, R. B. (2011): *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd edition). New York, Guilford Press.
- Kouneski, E. F. (2000): The family circumplex model, FACES II, and FACES III: Overview of research and applications. Minnesota, Department of Family Social Science. [Vyhľadane na http://www.facesiv.com/pdf/faces_and_circumplex.pdf].
- Koutra, K., Triliva, S., Roumeliotaki, T., Lionis, CH., Vgontzas, A. N. (2012):

- Cross-cultural adaptation and validation of the Greek version of the family adaptability and cohesion evaluation scales IV Package. *Journal of Family Issues*, 20, 2-26.
- McLeod, B. D., Weisz, J. R., Wood, J. J. (2007): Examining the association between parenting and childhood depression: A meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, 27, 986-1003.
- Mirnic, Z., Vargha, A., Tóth, M., Bagdy, E. (2010): Cross-cultural applicability of FACES IV. *Journal of Family Psychotherapy*, 21, 17-33.
- Moos, R., Moos, B. (1986): Family environment scale manual (2nd ed.). Palo Alto, CA, Consulting Psychologists Press.
- Olson, D. (2010): FACES IV Manual. Minnesota, Life Innovations, Inc.
- Olson, D. (2011): FACES IV and the circumplex model: Validation study. *Journal of Marital and Family Therapy*, 3, 64-80.
- Olson, D. H., Gorall, D. M. (2003): Circumplex model of marital and family systems. In: Walsh, F. (Ed.), *Normal family processes*. New York, Guilford, 514-547.
- Olson, D. H., Gorall, D. M. (2006): FACES IV and the circumplex model. Minnesota, Life Innovations.
- Pereira, M. G., Teixeira, R. (2013): Portuguese validation of FACES IV in adult children caregivers facing parental cancer. *Journal of Contemporary Family Therapy*, 35, 478-490.
- Rimarčík, M. (2007): *Štatistika pre prax*. Košice, vydané nákladom vlastným.
- Rivero, N., Martinez-Pampliega, A., Olson, D. H. (2010): Spanish adaptation of the FACES IV Questionnaire: Psychometric characteristics. *The Family Journal: Counseling and Therapy for Couples and Families*, 18, 288-296.
- Sharabi, A., Levi, U., Margalit, M. (2012): Children's loneliness, sense of coherence, family climate, and hope: Developmental risk and protective factors. *The Journal of Psychology: Interdisciplinary and Applied*, 146, 1-2, 61-83.
- Sollár, T. (2008): Need for structure from theoretical and methodological perspective. *Studia psychologica*, 50, 3, 277-289.
- Sollár, T. (2014): Empirická verifikácia štruktúrálnej modelov psychodiagnostických nástrojov. Bratislava, SAP.
- Šeboková, G. (2014): Protektívne sociálne faktory ako moderátory vzťahu dispozičného sebauvedomovania a internalizujúcich problémov u adolescentov. Dizertačná práca. Nitra, UKF.
- Šeboková, G., Popelková, M., Šukolová, D. (2013): Vnútna konzistencia a validita slovenskej verzie FACES IV a FCS – pilotné overenie. *Psychológia a patopsychológia dieťaťa* 47, 241-230.
- Ullman, J. B. (2006): Structural equation modeling: reviewing the basics and moving forward. *Journal of Personality Assessment*, 87, 35-50.
- Urbánek, T. (2000): *Strukturální modelování v psychologii*. Brno, Edice.

SÚHRN

Cieľ. Cieľom predkladanej štúdie bolo overenie faktorovej štruktúry a reliability slovenskej verzie Family Adaptability and Cohesion Evaluation Scale na súbore adolescentov. Sebavýpovedňová metodika FACES IV, ktorá vychádza z revidovanej teoretickej koncepcie kruhového modelu D. Olsona (2010, 2011), meria dve dimenzie rodinného fungovania: kohéziu a adaptabilitu, na ich vyváženej (škály vyvážená kohézia a vyvážená adaptabilita) a nevyváženej úrovni (prepletená a odcudzená kohézia, rigidná a chaotická adaptabilita).

Súbor a procedúra. Reliabilita bola overovaná na súbore 1185 adolescentov, s priemerným vekom 18,33 roka. Faktorová validita bola v rámci cross-validizácie overená na dvoch náhodne rozdelených podsúboroch ($n_1 = 842$; $M_{1 \text{ vek}} = 18,20$; $n_2 = 343$; $M_{2 \text{ vek}} = 18,65$).

Štatistická analýza. Faktorová štruktúra dotazníka bola overovaná pomocou konfirmačnej faktorovej analýzy (ML), reliabilita prostredníctvom výpočtu Cronbachovho koeficientu alfa a koreláciou meraní s 4-týždňovým opakovaným odstupom.

Výsledky. Výsledky nepreukázali prijateľnú zhodu pôvodného 6-faktorového modelu ani alternatívneho 5-faktorového modelu s dátami, ako najvhodnejší sa ukázal modifikovaný 6-faktorový model, v ktorom boli pridané korelované reziduály štyroch dvojíc položiek v škálach prepletená kohézia, rigidná a chaotická adaptabilita. Reliabilita FACES IV sa ukázala ako dobrá.

Limity štúdie. Faktorová štruktúra a reliabilita bola overená len na neklinickom súbore adolescentov, zistenia je potrebné overiť na ďalších častiach populácie.

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