

## PSYCHOMETRICKÉ VLASTNOSTI SLOVENSKEJ VERZIE DOTAZNÍKA PROACTIVE COPING INVENTORY: KONŠTRUKTIVÁ VALIDITA A VNÚTORNÁ KONZISTENCIA

TOMÁŠ SOLLÁR, ANDREA SOLGAJOVÁ, MARTINA ROMANOVÁ,  
MIRIAMA HUDÁKOVÁ, IVAN SLAMĚNÍK

*Univerzita Konštantína Filozofa, Fakulta sociálnych vied a zdravotníctva, Nitra*

### ABSTRACT

Psychometric properties of Slovak version of Proactive Coping Inventory: Construct validity and internal consistency

*T. Sollár, A. Solgajová, M. Romanová,  
M. Hudáková, I. Slaměník*

**Objectives.** The aim of the study was to assess psychometric properties, validity and internal consistency of the Slovak version of the Proactive Coping Inventory (PCI). The article deals with: a) factorial structure of the PCI, b) item analysis and internal consistency of its scales, c) discriminant validity.

**Subjects and settings.** The sample consisted of employed adult people from all main regions in Slovakia, 22% were men and 78% women. Their age ranged from 20 to 60 years, with mean age 38.62 (SD=10.78).

**Statistical analysis.** Confirmatory factor analysis was used to test the models, Maximum Likelihood (ML) method, the goodness of fit indexes:  $\chi^2$  test,  $\chi^2/df$ , RMSEA, 90% CI for RMSEA, CFI, GFI, and information criteria AIC, BIC. Item analysis was conducted by descriptive characteristics and popularity index  $p$ . Internal consistency was assessed by coefficients  $\alpha$  and  $\omega$ , statistical relationships were tested using Pearson's correlation coefficient.

**Results.** None of the presented models (seven, three and one factor models) fits the data well. Modified one-factor models fit the data

well. Internal consistency is low in all scales ( $\alpha=\omega=.55-.78$ ). Item analysis identified several problematic items. There are significant relationships between the PCI scales. The results open the space for discussion, whether the problem is affected mainly by translation or if it corresponds with the original scale construction. The current studied Slovak version of the PCI does not meet required psychometric properties and several further modifications are needed: to improve the fit of multifactor models of the PCI and significantly increase the internal consistency of the PCI.

**Study limitations.** The sample is not representative due to nonprobabilistic sampling method and higher percentage of women. The exploratory character of the PCI models modifications is also considered as a study limit.

### key words:

proactive coping,  
construct validity,  
internal consistency,  
PCI

### klúčové slová:

proaktívne zvládanie,  
konštruktívna validita,  
vnútorná konzistencia,  
PCI

*Došlo:* 1. 2. 2018; T. S., Univerzita Konštantína Filozofa v Nitre, Fakulta sociálnych vied a zdravotníctva, Ústav aplikovanej psychológie, Kraskova 1, 949 01 Nitra, Slovenská republika; e-mail: tsollar@ukf.sk

Príspevok vznikol ako súčasť riešenia projektov APVV-0540-12 „Psychometrická kvalita psychodiagnostických nástrojov v kariérovom poradenstve“, VEGA 1/0438/16 „Osobnostné a situačné prediktory zvládania záťaže u pacientov s kardiovaskulárnym ochorením“ a 001UKF-2/2016 Internacionalizácia akademického prostredia.

## ÚVOD

Zvládanie záťaže zahŕňa množstvo spôsobov vyrovnávania sa s rôznorodosťou interakcie človeka a prostredia. Zvyčajne sa charakterizuje v pojmoch stratégií, taktík, odpovedí, kognície, alebo správania. Lazarus (1991) definuje zvládanie ako kognitívnu a behaviorálnu snahu zvládať špecifické vonkajšie a vnútorné požiadavky, ktoré sú hodnotené ako náročné, alebo presahujúce zdroje osoby.

Ľudia sú však často schopní rozpoznať prichádzajúce problémy a urobiť kroky, ktorými predídu problémom skôr, než nastanú. Dôležitosť časového prvku v procese zvládania zdôrazňujú Beehr a McGrath (1996). Podľa nich môže zvládanie zahŕňať aktivity zamerané na budúce, súčasné a aj minulé stresujúce udalosti.

Teória proaktívneho zvládania (Greenglass et al., 1999a; Schwarzer, Taubert, 2002) rozlišuje medzi reaktívnym, anticipačným, preventívnym a proaktívnym zvládaním. Z pohľadu časovej perspektívy smeruje reaktívne zvládanie do minulosti (podobne ako reaktívne zvládanie podľa Beehra a McGratha, 1996), kým zostávajúce tri typy zvládania (anticipačné, preventívne a proaktívne) sú nasmerované do budúcnosti. Proaktívnemu zvládaniu nepredchádzajú negatívne hodnotenia, akými sú napríklad zranenie, strata alebo hrozba. Je sprevádzané víziou, jednotlivec nekoná „reaktívne“, ale „proaktívne“ v zmysle vytvárania vlastnej cesty a vytvárania príležitostí pre osobný rast (Schwarzer, Taubert, 2002).

Proaktívnu osobnosť Bateman a Crant (1993) definujú ako takú, ktorá relatívne nie je obmedzovaná situačnými vplyvmi, a ktorá naopak dokáže ovplyvňovať prostredie. Takého jednotlivca možno charakterizovať ako vynaliezavého, zodpovedného a zásadového (Greenglass et al., 1999a). Zmenu dosahuje sledovaním a vyhľadávaním možností, iniciatívou, konaním a vytrvalosťou (Harvey et al., 2005). Môžeme teda hovoriť o dôležitom osobnostnom moderátore pozitívnej zmeny v živote človeka.

Pre posúdenie proaktívnej osobnosti je známa škála autorov Seiberta et al. (1999) a jej veľmi podobnú operacionalizáciu nachádzame u Greenglassovej et al. (1999a), ktorá na rozdiel od Seiberta et al. (1999) definuje okrem „proaktívneho správania“ aj iné aspekty celého proaktívneho nastavenia, ktoré je možné posudzovať dotazníkom PCI (Proactive Coping Inventory).

Autori Greenglassová et al. (1999a) a Schwarzer s Taubertom (2002) uvažujú o viacerých dimenziách proaktívneho zvládania. Formulovali sedem-dimenzionálny model, v ktorom jednotlivé dimenzie predstavujú rôzne aspekty proaktívneho zvládania definovaného vyššie. Prvú dimenziu Proaktívne zvládanie charakterizuje samostatné formulovanie cieľov, kognície a správanie zamerané na ich dosahovanie. Druhú dimenziu Reflektívne zvládanie charakterizuje zvažovanie rôznych alternatív správania v konkrétnej situácii pomocou porovnávania s ich predstavovanou efektívnosťou (zahŕňa brainstorming, analyzovanie problémov a zdrojov a generovanie hypotetických plánov riešenia situácií). Tretia dimenzia predstavuje Strategické plánovanie, v rámci ktorého sa jednotlivec zameriava na proces generovania plánov zameraných na dosahovanie cieľov. Rozsiahle úlohy sa snaží rozložiť na ľahšie zvládnuteľné komponenty. Štvrtú dimenziu Preventívne zvládanie charakterizuje anticipovanie potenciálnych stresorov a spúšťanie prípravy predtým, ako sa tieto stresory naplno prejavia. Piatu dimenziu predstavuje Vyhľadávanie inštrumentálnej podpory, kedy sa jednotlivec snaží získavať rady, informácie a spätné väzby od ľudí, ktorí patria do jeho sociálnej siete, v situáciách, ktoré vníma ako ohrozujúce, prípadne presahujúce jeho zdroje. Šiestu dimenziu Vyhľadávanie emočnej podpory charakterizuje vyrovnávanie sa s pôsobiacim stresom pomocou odhadovania pocitov, vyvolávania empatie a hľadania spojenectva vo vlastnej sociálnej sieti. Siedmu dimenziu Vyhýbanie sa riešeniu situácií charakte-

rizuje vyhýbanie sa aktivite v situáciách, ktoré si vyžadujú riešenie (Greenglass et al., 1999a; Schwarzer, Taubert, 2002).

V pôvodnej konceptualizácii predstavuje týchto sedem dimenzií rôzne aspekty proaktívneho zvládania, čo znamená, že dimenzie sú prepojené (zvislé). Tento model bol verifikovaný vo viacerých výskumoch (Greenglass, Schwarzer, Taubert, 1999b; Pasikowski et al., 2002; Šolcová, Lukavský, Greenglass, 2006) a ukazuje sa ako najvhodnejší. Psychometricky sedem škál dotazníka PCI vykazuje dobrú empirickú validitu, homogenitu a pomerne dobrú reliabilitu (Greenglass et al., 1999a).

Ďalej Šolcová, Lukavský, Greenglassová (2006) predstavujú alternatívny trojfaktorový model, v ktorom je pôvodných sedem dimenzií zredukovaných na tri. Prvú dimenziu predstavuje Proaktívne zvládanie, tvorené pôvodnými dimenziami Proaktívne zvládanie a Vyhýbanie sa riešeniu. Táto dimenzia je charakterizovaná aktívnym zameraním na budúcnosť, čím jednotlivci predchádzajú vzniku stresujúcich udalostí, prípadne ich minimalizujú. Druhá dimenzia Anticipatívne zvládanie je tvorená tromi pôvodnými dimenziami: Reflektívne zvládanie, Strategické plánovanie a Preventívne zvládanie. Predstavuje zvládanie aktivované v predstihu pred blížiacou sa stresujúcou udalosťou. Tretia dimenzia Vyhľadávania sociálnej podpory je tvorená pôvodnými dimenziami Vyhľadávania inštrumentálnej podpory a Vyhľadávania emočnej podpory. Táto dimenzia predstavuje využívanie sociálnych zdrojov pri zvládaní. Trojfaktorový model podporujú svojimi zisteniami napríklad Roesch et al. (2009).

Na slovenských dátach verifikujeme sedem modelov jednotlivých faktorov a dva teoreticky formulované modely proaktívneho zvládania: prvý model predstavuje 7-faktorový model so závislými dimenziami, druhý model predstavuje 3-faktorový model so závislými dimenziami. Cieľom štúdie je posúdenie psychometrických vlastností, validity a vnútornej konzistencie slovenskej verzie dotazníka PCI. Štúdia sa zaoberá: a) skúmaním faktorovej štruktúry dotazníka PCI, b) skúmaním položkovej analýzy a vnútornej konzistencie škál PCI, a c) diskriminačnou validitou.

## METÓDY

### Súbor

Súbor tvorili dospelí zamestnaní participanti (n = 540) so zastúpením všetkých krajov na Slovensku, z toho 22 % mužov (n = 117) a 78 % žien (n = 419), 4 participanti tento údaj neuviedli. Do výskumného súboru boli zaradení iba zamestnaní dospelí kvôli zachovaniu homogenity v tomto znaku. Vekové zloženie súboru bolo v rozpätí od 20 do 60 rokov (obdobie dospelosti podľa Vágnerovej, 2007), s priemerným vekom 38,62 (SD = 10,78), 16 % participantov vek neuviedlo. Zber dát prebiehal v rokoch 2012 až 2017. Eliminácia negatívneho vplyvu dlhšie trvajúceho zberu dát bola podporená sledovaním dodržiavania rovnakej procedúry pri zbere dát, ako aj zapojením zaškolených výskumníkov. Vzhľadom na charakter skúmaných psychologických premenných, ktoré je možné považovať za stabilné, sa domnievame, že časový faktor nemá negatívny dopad na výsledky. Išlo o príležitostný a lavínový výber. Všetci participanti vyjadrili informovaný súhlas s účasťou na výskume.

### Použité metódy

Metódou zberu dát bol Greenglassovej dotazník PCI (Proactive Coping Inventory), ktorý je v súčasnosti preložený do osemnástich jazykov (<http://estherg.info.yorku.ca/greenglass-pci/>). Použili sme slovenskú verziu prekladu dotazníka (Sollár, Romanová, Greenglass, 2016), uvedenú na stránke autorky. Dotazník obsahuje 7 škál: Proaktívne zvládanie (14 položiek, z toho tri invertované), Reflektívne zvládanie

(11 položiek), Strategické plánovanie (4 položky), Preventívne zvládanie (10 položiek), Vyhľadávanie inštrumentálnej podpory (8 položiek), Vyhľadávanie emočnej podpory (5 položiek) a Vyhýbanie sa riešeniu situácie (3 položky). Položky sú formulované v prvej osobe a sú hodnotené na štvorbodovej škále. Presvedčenia jednotlivcov s vysokým skóre v škálach proaktívneho zvládania obsahujú bohatý potenciál pre zmenu, ktorá vyúsťuje do zlepšenia seba samého a svojho okolia. V prvom modeli sme analyzovali sedem dimenzií. V druhom modeli sme pracovali s tromi dimenziami: Proaktívne zvládanie (tvorené pôvodnými dimenziami Proaktívne zvládanie a Vyhýbanie sa riešeniu) – spolu 17 položiek, Anticipatívne zvládanie (tvorené tromi pôvodnými dimenziami Reflektívne a Preventívne zvládanie a Strategické plánovanie) – spolu 25 položiek, a Vyhľadávanie sociálnej podpory (tvorené dvomi pôvodnými dimenziami Vyhľadávanie inštrumentálnej podpory a Vyhľadávanie emočnej podpory) – spolu 13 položiek.

### Štatistické analýzy

Na skúmanie stanovených cieľov sme použili výpočty deskriptívnych charakteristík (M, SD, šikmost, strmost), popularitu položiek ( $p$ ) sme počítali prepočtom na interval 0-1 ( $(x - \min)/(\max - \min)$ ) a následne sme vypočítali priemerné skóre položiek (Urbina, 2014), hodnotenie vnútornej konzistencie sme realizovali Cronbachovým koeficientom  $\alpha$  a koeficientom omega ( $\omega$ , McDonald, 1999), pre hodnotenie korelácie položiek s celkovým skóre sme použili korigovaný koeficient s vylúčením danej položky, koreláciu škál pomocou Pearsonovho koeficientu súčinovej korelácie. Výpočty sme realizovali pomocou štatistického programu IBM SPSS Statistics 21. Na testovanie vhodnosti modelov pomocou konfirmačnej faktorovej analýzy sme použili štatistický softvér IBM SPSS Amos 22.0.0, metódu Maximum Likelihood (ML) s analyzovaním kovariačnej matice, ktorá je častejšie odporúčaná ako korelačná matica (Brown, 2006). Pre hodnotenie zhody modelov s dátami sme použili:  $\chi^2$  test, relatívny chí-kvadrát ( $\chi^2/df$ ), RMSEA (root mean square error of approximation), PCLOSE a 90% interval spoľahlivosti pre RMSEA a komparatívny index zhody (CFI), a index GFI (goodness of fit index; Bentler, 1990; Urbánek, 2000). Pre porovnanie modelov, ktoré nie sú zahniezdené (nested) používame informačné kritériá AIC (Akaikeho informačné kritérium; Brown, 2006; Urbánek, 2000) a BIC (Bayesovské informačné kritérium; Urbánek, 2000). Na lokalizovanie miest nezhody sme použili maticu štandardizovaných reziduálov (Brown, 2006). Koeficient  $\omega$  sme počítali pomocou programu R (R Core Team, 2016) a knižnice MBESS (Kelley, 2016).

## VÝSLEDKY

### Konfirmačná faktorová analýza

#### *Viacfaktorové modely PCI*

Pomocou konfirmačnej faktorovej analýzy sme najskôr testovali dva formulované modely dotazníka PCI ( $M_{7f}$ : 7-faktorový a  $M_{3f}$ : 3-faktorový, obidva so skorelovanými faktormi) na slovenských dátach (tab. 1). Na obrázku (obr. 1) je vidieť 7-faktorový model so všetkými položkami. Oba modely ukazujú nie dobrú zhodu modelu s dátami  $M_{7f}$ :  $\chi^2$  (1409,  $N = 540$ ) = 4230,  $p < ,001$ ; CFI = 0,622;  $M_{3f}$ :  $\chi^2$  (1427,  $N = 540$ ) = 4502,  $p < ,001$ ; CFI = 0,589. Keďže sa v modeloch pracuje s veľkým množstvom parametrov, významná hodnota  $\chi^2$  nie je prekvapivá. Ako uvádzajú napríklad Bentler a Chou (1987), modely s veľkým počtom parametrov (viac ako 20) majú málokedy dobrú zhodu s dátami. Hodnoty  $\chi^2/df$  okolo 3 (Arbuckle, Wothke, 1999), a RMSEA menšie ako 0,08 (Urbánek, 2000) sú považované za dobré. Veľmi malé hodnoty CFI

aj GFI koeficientov naznačujú nie dobrú zhodu modelov s dátami. Výsledky naznačujú, že v slovenských pomeroch dotazník PCI nefunguje dobre a sú potrebné jeho modifikácie.

Tab. 1 Konfirmačná faktorová analýza modelov proaktívneho zvládania

	Názov	$\chi^2$	df	p	$\chi^2/df$	RMSEA	p	GFI	CFI	AIC	BIC
M <sub>1a</sub>	Proaktívne zvládanie	336,85	77	<,001	4,375	0,079	<,001	0,913	0,795	392,9	513,0
M <sub>1b</sub>	Reflektívne zvládanie	247,24	44	<,001	5,619	0,093	<,001	0,905	0,749	291,2	385,7
M <sub>1c</sub>	Preventívne zvládanie	368,74	35	<,001	10,535	0,133	<,001	0,885	0,622	408,7	494,6
M <sub>1d</sub>	Strategické plánovanie	64,17	2	<,001	32,085	0,240	<,001	0,944	0,800	80,2	114,5
M <sub>1e</sub>	Vyhľadávanie inštrumentálnej podpory	90,66	20	<,001	4,533	0,081	,001	0,957	0,898	122,7	191,3
M <sub>1f</sub>	Vyhľadávanie emočnej podpory	87,60	5	<,001	17,52	0,175	<,001	0,937	0,758	107,6	150,5
M <sub>1g</sub>	Vyhýbanie sa riešeniu situácie	Práve identifikovaný model									
	Názov	$\chi^2$	df	p	$\chi^2/df$	RMSEA	p	GFI	CFI	AIC	BIC
M <sub>7r</sub>	7Fr	4230	1409	<,001	3,00	0,061	<,001	0,743	0,622	4492,9	5055,1
M <sub>3r</sub>	3Fr	4502	1427	<,001	3,16	0,063	<,001	0,728	0,589	4728,1	5213,1

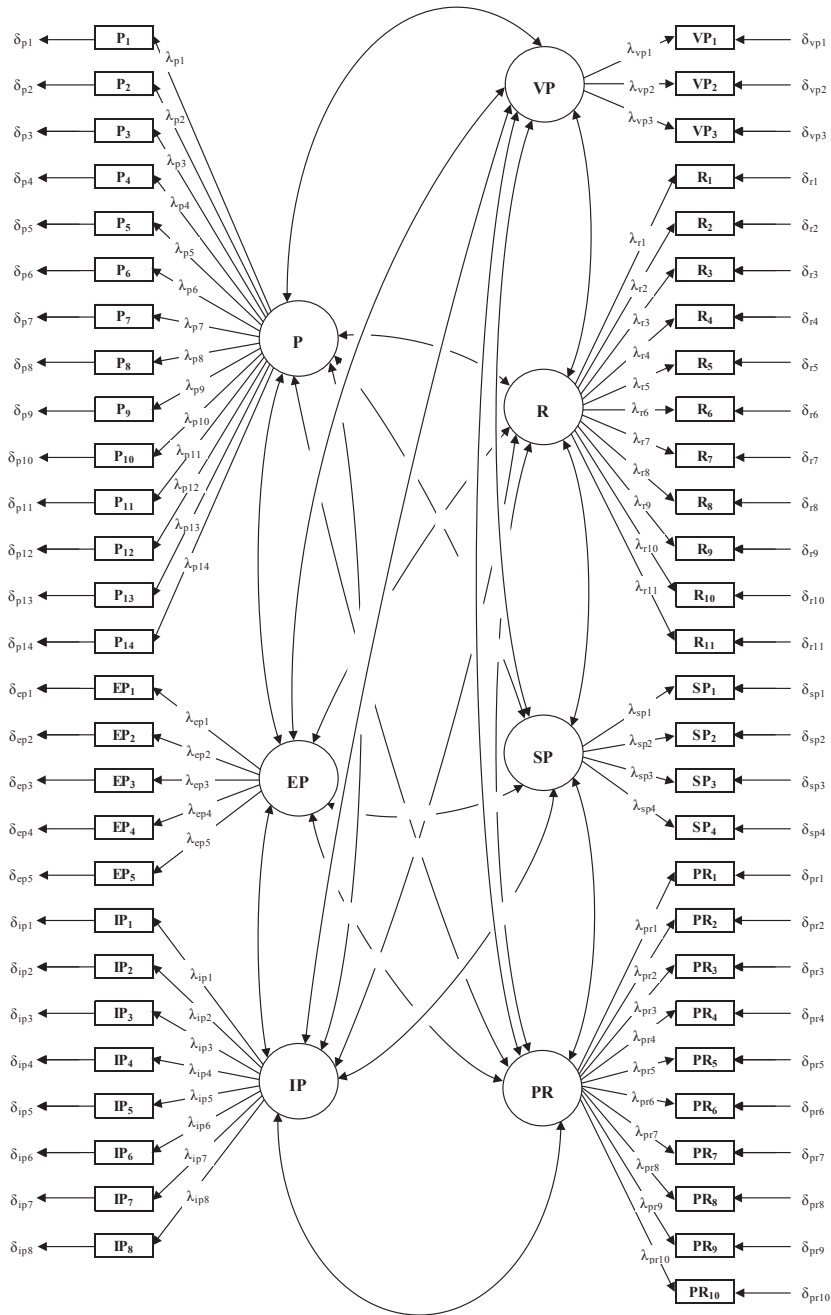
### Jednofaktorové modely PCI

Nakoľko oba viacfaktorové modely nevykazujú dobrú zhodu s dátami, analyzovali sme sedem jednofaktorových modelov (M<sub>1a-g</sub>, tab. 1). Modely sa nezhodujú s dátami dobre: vo všetkých prípadoch je  $p < ,001$ ,  $\chi^2/df > 4$ ,  $CFI < 0,9$ ,  $RMSEA \geq 0,079$ . Výsledky naznačujú zásadnejší problém, nakoľko ide o modely s menším počtom premenných. Z analýzy položiek v ďalšej časti vidieť, že niektoré položky majú nedostatočnú diskriminačnú schopnosť, resp. sú výrazne zošikmené. Výsledky konfirmačnej faktorovej analýzy jednofaktorových modelov tiež naznačujú problém na úrovni niektorých položiek. V ďalšej časti sme preto navrhli modifikácie jednotlivých modelov a tieto modely testujeme.

### Jednofaktorové modifikované modely PCI

V jednotlivých modeloch na základe analýzy normality a popularity položiek, na základe vysokých hodnôt reziduálov a obsahu navrhujeme nasledovné zmeny. Znenie položiek je uvedené v tab. 2.

Model Proaktívne zvládanie (M<sub>2a</sub>): vylúčenie troch položiek, položky č. 7 na základe vysokej hodnoty popularity (p), položky č. 3 a 10 na základe vysokých hodnôt reziduálov s viacerými položkami a na základe obsahu – obe značne hypotetické. Medzi tromi negatívne formulovanými položkami (2, 9 a 14) sme uvoľnili odhad parametrov chybových rozptylov. Ide o jediné negatívne formulované položky v dotazníku.



Obr. 1 Grafické znázornenie modelu PCI so siedmimi skorelovanými faktormi (model  $M_{7c}$ )

Pozn.: P – proaktivné zvládanie, R – reaktívne zvládanie, PR – preventívne zvládanie, IP – vyhľadávanie inštrumentálnej opory, SP – strategické plánovanie, VP – vyhybanie sa riešeniu, EP – vyhľadávanie emočnej opory; všetky faktory sú navzájom skorelované (model  $M_{7c}$ )

Tab. 2 Odhad parametrov (faktorové náboje  $\lambda$ ) pre 7-faktorový model dotazníka PCI ( $M_{7F}$ ), položková analýza, korigovaný koeficient korelácie položiek so sumárnym skóre škál

	M	SD	Skew	Kurt	P	$r_{1-4}$	$\lambda (M_{7F})$	$\lambda (M_{2a,b})$	$\lambda (M_{7m})$
1. Som človek, ktorý preberá zodpovednosť a riadenie.	3,24	0,79	-0,81	0,13	0,746	0,449	0,518	0,537	0,530
2. Ponechávam veci, aby sa vyriešili samé. (-)	1,67	0,77	0,78	-0,40	0,225	-0,265	-0,270	-0,235	-0,236
3. Po dosiahnutí cieľa hľadám ďalší, náročnejší cieľ.	2,81	0,87	-0,53	-0,26	0,602	0,371	0,442	-	-
4. Mám rád/a výzvy a zdolávanie prekážok.	2,92	0,86	-0,46	-0,41	0,640	0,548	0,625	0,620	0,623
5. Predstavujem si svoje sny a snažím sa ich dosahovať.	3,19	0,72	-0,78	0,82	0,730	0,405	0,506	0,424	0,473
6. Napriek mnohým prekážkam zvyčajne dosiahnem to, čo chcem.	3,18	0,60	-0,30	0,53	0,728	0,550	0,611	0,644	0,628
7. Snažím sa určiť, čo potrebujem, aby som uspel.	3,50	0,61	-1,04	1,32	0,833	0,335	0,401	-	-
8. Vždy sa snažím nájsť spôsob ako prekonať prekážky, nič ma v skutočnosti nezaštvá.	3,12	0,69	-0,54	0,44	0,707	0,530	0,600	0,63	0,608
9. Často vidím seba ako zlyhávam, preto si nekladám príliš vysoké ciele. (-)	1,67	0,77	0,86	-0,12	0,224	-0,349	-0,332	-0,354	-0,323
10. Keď sa uchádzam o nejakú pracovnú pozíciu, predstavujem si, ako ju vykonávam.	3,31	0,76	-1,07	1,10	0,770	0,231	0,322	-	-
11. Mením prekážky na pozitívne skúsenosti.	3,02	0,70	-0,46	0,36	0,674	0,408	0,490	0,491	0,503
12. Ak mi niekto hovorí, že niečo nedokážem, môžete si byť istí, že si poradím.	3,21	0,67	-0,49	0,14	0,735	0,384	0,449	0,465	0,469
13. Keď prežívam problém, začnem ho riešiť z vlastnej iniciatívy.	3,39	0,66	-0,81	0,44	0,796	0,395	0,469	0,467	0,482
14. Keď mám problém, zvyčajne sa vidím ako zlyhám. (-)	1,66	0,80	0,99	0,19	0,220	-0,285	-0,269	-0,272	-0,247



	M	SD	Skew	Kurt	p	r <sub>int</sub>	$\lambda$ (M <sub>7</sub> )	$\lambda$ (M <sub>2ab</sub> )	$\lambda$ (M <sub>7im</sub> )
Reflexívne zvládanie	1. Predstavujem si seba, ako riešim ťažké problémy.	2,72	0,92	-0,41	-0,60	0,573	0,350	0,345	0,357
	2. Zvyčajne rozmýšľam o možných spôsoboch riešeníach problému, ako by som konal impulzívne.	3,21	0,84	-0,89	0,18	0,737	0,299	-	-
	3. V myslí si prechádzam veľa rôznych scenárov, aby som sa pripravil na rôzne výsledky situácie.	2,93	0,83	-0,46	-0,31	0,644	0,500	0,614	0,701
	4. K problému pristupujem tak, že uvažujem o reálnych možnostiach jeho riešenia.	3,63	0,61	-1,78	3,61	0,878	0,320	-	-
	5. Keď mám spor s mojimi kolegami, priateľmi alebo rodinou, dopredu premýšľam, aký prístup k nim zvolím, aby som problém úspešne vyriešil.	3,31	0,72	-0,85	0,49	0,771	0,360	0,292	0,291
	6. Skôr ako začnem riešiť ťažkú úlohu, predstavujem si jej úspešný priebeh.	2,97	0,77	-0,45	-0,05	0,657	0,392	0,474	0,473
	7. Konať začnem až potom, keď o probléme dôkladne popremýšľam.	3,16	0,75	-0,67	0,23	0,720	0,404	-	-
	8. Predstavujem si seba, ako riešim ťažký problém skôr, než mu skutočne čelím.	2,45	0,87	-0,02	-0,69	0,483	0,347	-	-
	9. Na problém sa snažím pozrieť z rôznych uhlov pohľadu, až kým nenájdem vhodný postup.	3,31	0,67	-0,82	1,01	0,769	0,414	0,478	0,413
	10. Keď mám vážne nezhody s kolegami, priateľmi alebo členmi rodiny, vopred si precvičím, ako s nimi budem jednať.	2,67	0,84	-0,37	-0,39	0,557	0,403	0,472	0,471
	11. Skôr ako začnem nejaký problém riešiť, premýšľam o všetkých jeho možných výsledkoch.	3,52	0,73	-1,53	1,98	0,840	0,362	-	-
Preventívne zvládanie	1. Pripravujem sa na budúce možné situácie.	2,80	0,82	-0,47	-0,16	0,599	0,469	0,698	0,74
	2. Zarobené peniaze si radšej šetrim na horšie časy.	2,92	0,80	-0,56	0,06	0,641	0,328	-	-
	3. Pripravujem sa na nepriaznivé udalosti.	2,44	0,85	-0,03	-0,63	0,480	0,410	0,605	0,525
	4. Skôr, ako ma postihne nejaké nešťastie, som dobre pripravený na jeho následky.	2,22	0,84	0,06	-0,80	0,406	0,386	0,464	0,462
	5. Skôr, ako začnem skutočne konať, naplánujem si stratégie na zmenu situácie.	2,97	0,81	-0,56	-0,01	0,656	0,366	0,495	0,413
	6. Zlepšujem si svoje pracovné schopnosti, aby som sa v budúcnosti vyhol nezamestnanosti.	3,40	0,69	-0,95	0,58	0,799	0,336	0,391	0,351
	7. Snažím sa, aby bolo o moju rodinu dobre postarané, aby som ju tak v budúcnosti ochránil od nepríjemností.	3,70	0,52	-1,68	2,84	0,900	0,199	0,213	-
	8. Myslím dopredu, aby som sa vyhol nebezpečným situáciám.	3,24	0,81	-0,95	0,47	0,748	0,464	0,509	0,432
	9. Plánujem stratégie, o ktorých dúfam, že nimi dosiahnem najlepší možný výsledok.	3,42	0,67	-1,02	1,10	0,806	0,373	0,538	0,496
	10. Snažím sa so svojimi peniazmi dobre hospodáriť, aby som v starobe nezostal bez finančných prostriedkov.	3,28	0,80	-0,99	0,54	0,760	0,360	0,296	-



		M	SD	Skew	Kurt	p	$r_{\text{fit}}$	$\lambda(M_{\text{r}})$	$\lambda(M_{\text{2a-b}})$	$\lambda(M_{\text{rm}})$
Strategické plánovanie	1. Často dokážem zložitejší problém rozdeliť na menšie, zvládnuteľné časti.	2,95	0,75	-0,60	0,43	0,651	0,412	0,492	0,651	0,626
	2. Zostavím si plán, ktorým sa riadim.	2,73	0,86	-0,37	-0,41	0,578	0,381	0,585	0,291	0,417
	3. Problém si rozdelím na menšie časti, ktoré riešim po jednom.	2,81	0,86	-0,42	-0,40	0,603	0,447	0,552	0,795	0,702
	4. Robím si zoznam vecí a najskôr sa zameriam na tie najdôležitejšie.	2,81	0,93	-0,38	-0,70	0,604	0,394	0,542	0,309	0,417
Instrumentálna podpora	1. Keď riešim vlastné problémy, rady iných ľudí mi môžu byť užitočné.	3,16	0,67	-0,53	0,52	0,720	0,470	0,498	0,414	0,452
	2. Priateľom sa snažím hovoriť a objasniť svoje obavy, aby som zistil ich názor.	2,93	0,81	-0,58	0,06	0,644	0,590	0,755	0,800	0,778
	3. Informácie, ktoré som získal od iných ľudí, mi často pomohli pri vyriešení vlastného problému.	3,24	0,65	-0,65	0,95	0,746	0,347	0,363	0,298	0,323
	4. Zvyčajne dokážem rozpoznať ľudí, ktorí mi môžu pomôcť pri riešení mojich vlastných problémov.	3,27	0,64	-0,53	0,36	0,758	0,185	0,259	0,191	0,224
	5. Pýtam sa iných, čo by robili na mojom mieste.	2,64	0,87	-0,24	-0,60	0,548	0,517	0,635	0,734	0,667
	6. Rozhovor s inými môže byť nápomocný, lebo poskytuje iný pohľad na problém.	3,60	0,57	-1,24	1,54	0,865	0,345	0,394	-	-
	7. Skôr než sa začnem v probléme topiť, poradím sa so svojim priateľom.	2,90	0,85	-0,53	-0,24	0,633	0,494	0,619	0,522	0,598
	8. Keď mám nejaký problém, zvyčajne ho s pomocou iných aspoň čiastočne vyriešim.	3,14	0,82	-0,86	0,42	0,712	0,338	0,382	0,37	0,383
Emočná podpora	1. Keď som na dne, viem u koho mám hľadať pomoc.	3,37	0,74	-1,09	0,99	0,789	0,460	0,475	0,456	0,446
	2. Vďaka iným mám pocit, že je o mňa postarané.	2,40	0,89	0,00	-0,77	0,466	0,240	0,241	0,186	0,244
	3. Viem, na koho sa môžem spoľahnúť, keď ide do tuhého.	3,51	0,65	-1,27	1,61	0,837	0,271	0,290	-	-
	4. Keď som na dne, idem sa porozprávať s inými.	2,95	0,92	-0,53	-0,57	0,651	0,446	0,699	0,893	0,712
	5. Zdoverujem sa so svojimi pocitmi druhým ľuďom, aby som si s nimi vybudoval a udržal blízke vzťahy.	2,60	0,90	-0,23	-0,69	0,533	0,370	0,611	0,443	0,615
Vyhýbanie	1. Keď mám riešiť problém, radšej sa na to vyspím.	2,57	0,86	-0,07	-0,64	0,525	0,343	0,551	-	0,518
	2. Keď sa mi zdá nejaký problém príliš zložitý, niekedy ho odložím, kým nie som pripravený, aby som ho začal riešiť.	2,75	0,82	-0,40	-0,26	0,584	0,368	0,526	-	0,546
	3. Keď mám nejaký problém, zvyčajne ho chvilu nechám, aby dozrieval.	2,71	0,87	-0,26	-0,56	0,570	0,377	0,541	-	0,558

Pozn.: p – popularita položky,  $r_{\text{fit}}$  – korigovaná korelácia položky s celkovým skóre danej škály,  $\lambda$  – faktorové sýtenie (modely  $A_{\text{sp}}$ ,  $B_{1-8}$ ), v jednom stĺpci sú zoradené kvôli úspornosti, min a max pri všetkých položkách bolo 1–4; chýbajúce hodnoty -.

Model Reflektívne zvládanie ( $M_{2b}$ ): vylúčenie piatich položiek, položky č. 4 a 11 na základe vysokej hodnoty popularity (p), položky č. 2, 7 a 8 na základe vysokých hodnôt reziduálov s viacerými položkami a na základe obsahu – všetky tri s náročnou formuláciou a abstraktným hodnotením svojho štýlu myslenie vs konanie. Pri dvoch položkách (5 a 10) sme do modelu pridali väzbu medzi chybovými zložkami – obsahujú špecifickejší pracovný kontext na rozdiel od ostatných všeobecnejšie formulovaných položiek.

Model Preventívne zvládanie ( $M_{2c}$ ): vylúčenie troch položiek, položka č. 7 na základe vysokej hodnoty popularity (p), položky č. 2 a 10 špecifického obsahu týkajúceho sa narábania s peniazmi. Pri dvoch položkách (5 a 8) sme do modelu pridali väzbu medzi chybovými zložkami – na základe vysokých hodnôt reziduálov s viacerými položkami a na základe obsahu.

Model Strategické plánovanie ( $M_{2d}$ ): Pri dvoch položkách (2 a 4) sme do modelu pridali väzbu medzi chybovými zložkami – obsahujú stratégiu rozloženia problému na časti, čo ostatné položky neobsahujú.

Model Vyhľadávanie inštrumentálnej podpory ( $M_{2e}$ ): vylúčenie jednej položky, položka č. 6 na základe vysokej hodnoty popularity (p). Pri dvoch položkách (1 a 3, resp. 7) sme do modelu pridali väzbu medzi chybovými zložkami – na základe ich veľmi podobnej formulácie.

Model Vyhľadávanie emočnej podpory ( $M_{2f}$ ): vylúčenie jednej položky, položka č. 3 na základe vysokej hodnoty popularity (p). Pri dvoch položkách (2 a 5) sme do modelu pridali väzbu medzi chybovými zložkami – na základe ich podobnej formulácie.

Model Vyhýbanie sa riešeniu ( $M_{2g}$ ): nakoľko model má tri položky, je práve identifikovaný a nie je možné odhadnúť jeho parametre.

V tab. 3 uvádzame výsledky modifikovaných modelov. Ako vidieť, všetky modely majú prijateľnú zhodu s dátami:  $\chi^2/df < 3,4$ , CFI  $> 0,93$ , RMSEA  $\leq 0,066$ . Hodnoty faktorového sýtenia položiek uvádzame v tab. 2.

Tab. 3 Konfirmačná faktorová analýza proaktívneho zvládania – modifikované modely

	Názov	$\chi^2$	df	p	$\chi^2/df$	RMSEA	p	GFI	CFI	AIC	BIC
$M_{2a}$	Proaktívne zvládanie	106,79	41	<,001	2,61	0,055	,261	0,966	0,935	156,8	264,1
$M_{2b}$	Reflektívne zvládanie	21,94	8	0,005	2,74	0,057	,306	0,987	0,954	47,9	103,7
$M_{2c}$	Preventívne zvládanie	43,66	13	<,001	3,36	0,066	,098	0,976	0,943	73,7	138,0
$M_{2d}$	Strategické plánovanie	0,67	1	0,415	0,67	0,000	,659	0,999	1,000	18,7	57,3
$M_{2e}$	Vyhľadávanie inštrumentálnej podpory	28,41	12	0,005	2,37	0,050	,451	0,985	0,973	60,4	129,1
$M_{2f}$	Vyhľadávanie emočnej podpory	5,79	2	0,055	2,90	0,059	,101	0,984	0,995	21,8	56,1
$M_{2g}$	Vyhýbanie sa riešeniu situácie	Práve identifikovaný model									
	Názov	$\chi^2$	df	p	$\chi^2/df$	RMSEA	p	GFI	CFI	AIC	BIC
$M_{7rm}$	7Fr_modifikovaný	2274,90	834	<,001	2,728	0,057	<,001	0,820	0,731	2498	2979
$M_{3rm}$	3Fr_modifikovaný	2642,47	892	<,001	2,962	0,060	<,001	0,797	0,680	2838	3259

### Viacfaktorové modifikované modely PCI

Ako posledné sme explorovali viacfaktorové modely so zmenami navrhnutými v modifikovaných jednofaktorových modeloch ( $M_{2a-g}$ ). Model obsahuje o 13 položiek menej ako modely  $M_{7r}$  a  $M_{3r}$ . Zhoda modifikovaných modelov s dátami nie je dostatočná:  $M_{7r}$ :  $\chi^2(834, N = 540) = 2275, p < ,001$ ; CFI = 0,731;  $M_{2a-g}$ :  $\chi^2(892, N = 540) = 2642, p < ,001$ ; CFI = 0,680. Pri porovnaní modelov pomocou informačných kritérií AIC a BIC sa ako vhodnejší ukazuje model so siedmimi faktormi. Avšak k vyššej nezhode prispievajú aj iné položky, čo diskutujeme v ďalšej časti. Modifikácie dotazníku PCI priniesli výrazné vylepšenie výsledkov jeho štruktúry hodnotené v samostatných modeloch, pre celkovú štruktúru je potrebné testovať ďalšie modifikácie.

### Položková analýza a vnútorná konzistencia škál PCI

V tab. 2 uvádzame deskriptívne údaje (M, SD, šikmost', strmost') všetkých položiek a hodnotenie tzv. popularity položiek (ekvivalent diskriminačného indexu pre škálované položky). Urbánek, Denglerová a Širůček (2011) odporúčajú hodnoty medzi 0,2–0,8, menej prísne kritérium predstavuje rozpätie prijateľných hodnôt 0,1–0,9.

Výsledky v tab. 2 naznačujú, že menej prísne kritérium spĺňajú všetky položky a prísnejšie kritérium nespĺňa 7 položiek (tieto položky majú zároveň vyššie koeficienty šikmosti, resp. strmosti). Priemerná popularita položiek je 0,656, čo naznačuje miernu preferenciu kladných odpovedí na otázky.

Vnútornú konzistenciu škál sme hodnotili Cronbachovým koeficientom  $\alpha$ , uvádzame ho z dôvodu porovnateľnosti výsledkov s predošlými štúdiami, a koeficientom omega ( $\omega$ ) kvôli kritike koeficientu  $\alpha$  (Marko, 2016). Koeficient  $\omega$  prekonáva nevýhody koeficientu  $\alpha$ , hlavne kvôli multidimenzionálnej povahe nástroja PCI (Dunn, Baugley, Brundsen, 2014). V tab. 4 uvádzame odhad vnútornej konzistencie faktorov pomocou koeficientov  $\alpha$  a  $\omega$  spolu s 95% intervalom spoľahlivosti s využitím metódy bootstrap (1000 replikácií) s korekciou skreslenia a akcelerácií (BCa). Výsledky uvádzame pre pôvodné aj modifikované modely.

Tab. 4 Vnútorná konzistencia škál dotazníka PCI

		Originálne modely			Modifikované modely		
		$\alpha$	$\omega$	$\omega$ (CI 95%)	$\alpha$	$\omega$	$\omega$ (CI 95%)
1	Proaktívne zvládanie	0,78	0,78	(0,75; 0,80)	0,77	0,76	(0,73; 0,79)
2	Reflektívne zvládanie	0,73	0,72	(0,69; 0,76)	0,63	0,64	(0,59; 0,68)
3	Strategické plánovanie	0,63	0,61	(0,54; 0,66)	0,63	0,61	(0,54; 0,66)
4	Preventívne zvládanie	0,71	0,72	(0,68; 0,75)	0,70	0,71	(0,67; 0,75)
5	Vyhľadávanie inštrumentálnej podpory	0,71	0,74	(0,70; 0,77)	0,70	0,74	(0,70; 0,77)
6	Vyhľadávanie emočnej podpory	0,60	0,59	(0,49; 0,65)	0,58	0,57	(0,52; 0,64)
7	Vyhýbanie sa riešeniu situácie	0,55	0,55	(0,46; 0,61)	0,55	0,55	(0,46; 0,61)

Vnútorná konzistencia jednotlivých škál je nízka podľa hodnotenia oboch koeficientov (pre originálne modely). Priemerná hodnota oboch koeficientov je identická (0,67). Tri škály, ktorých vnútorná konzistencia je  $< 0,7$ , majú malý počet položiek. Avšak ani pre ostatné tri škály nie je možné hodnotiť vnútornú konzistenciu ako dostatočnú (najvyšší odhad je 0,78).

Tab. 2 uvádza hodnotu korigovaného koeficientu korelácie s celkovým skóre škály ( $r_{ii}$ ). Urbánek et al. (2011) uvádzajú za spodnú prípustnú hranicu koeficientu hodnotu

0,3. Jednotlivé korelácie sa pohybujú v rozpätí 0,19 až 0,59, pričom 9 položiek má hodnotu nižšiu. Také položky nachádzame v piatich zo siedmich škál.

Vnútoraná konzistencia škál je nízka aj pre modifikované modely. Ani v jednom prípade sa modifikáciou vnútoraná konzistencia nezvýšila, najvyššia je pre škálu proaktívneho zvládania (0,77, resp. 0,76).

### Korelácie škál dotazníka PCI

Pre hodnotenie diskriminačnej validity škál 7-faktorového modelu meracieho nástroja sme použili výpočty korelácie z analýzy v rámci konfirmačnej faktorovej analýzy (originálny a modifikovaný model). Proaktívne zvládanie pozitívne koreluje so všetkými škálami okrem škály Vyhýbanie sa riešeniu situácie. Všetky korelácie sú štatisticky významné, aj keď vo viacerých prípadoch sú korelácie slabé ( $r < ,30$ ). Prvé štyri škály (Proaktívne zvládanie, Reflektívne zvládanie, Strategické plánovanie a Preventívne zvládanie) spolu úzko súvisia ( $r = ,40$  až  $,99$ ). Škály Vyhľadávania podpory (inštrumentálnej a emočnej) tiež významne korelujú s prvými štyrmi škálami, avšak hodnoty korelácií sú nižšie ( $r_{\max} = ,42$ ). Škála Vyhľadavanie inštrumentálnej podpory a škála Vyhľadavanie emočnej podpory navzájom korelujú tesne ( $r = ,85$ , resp.  $,96$ ). Škála Vyhýbanie sa riešeniu situácie koreluje s ostatnými škálami, pričom korelácie sú slabé ( $r = ,05$  až  $,39$ ).

Korelácie medzi latentnými premennými sú pri originálnom a modifikovanom modeli prakticky identické. Korelácie škál originálneho modelu sú uvedené pod diagonálou, korelácie škál modifikovaného modelu sú uvedené nad diagonálou.

Tab. 5 Korelácie škál dotazníka PCI

		1	2	3	4	5	6	7
1	Proaktívne zvládanie		,54	,37	,51	,19	,18	-,06
2	Reflektívne zvládanie	,70		,51	,67	,36	,23	,24
3	Strategické plánovanie	,53	,74		,54	,22	,10	,18
4	Preventívne zvládanie	,68	,99	,81		,26	,12	,11
5	Vyhľadavanie inštrumentálnej podpory	,20	,42	,27	,32		,63	,12
6	Vyhľadavanie emočnej podpory	,27	,29	,16	,19	,96		,11
7	Vyhýbanie sa riešeniu situácie	-,05	,39	,29	,21	,18	,16	

Vysvetlivky:  $p < ,05$  pre  $r > 0,088$ ,  $p < ,01$  pre  $r > 0,115$ ; ( $n = 540$ )

Pod diagonálou sú uvedené odhady korelácií z pôvodného modelu ( $M_{1a-g}$ ), nad diagonálou sú zobrazené korelácie modifikovaných modelov ( $M_{2a-g}$ ).

### DISKUSIA

Podľa pôvodných autorov (Greenglass et al., 1999a) sa proaktívne zvládanie vyznačuje tromi hlavnými znakmi: (a) integruje plánovacie a preventívne stratégie s proaktívnym seba-regulačným dosahovaním cieľov; (b) integruje proaktívne dosahovanie cieľov identifikovaním a využívaním sociálnych zdrojov, a (c) využíva emočné zvládanie pre seba-regulačné dosahovanie cieľov. Dotazník PCI zachytáva úsilie, ktoré je vynakladané pred nástupom stresogénnej situácie. Na kognitívnej aj behaviorálnej úrovni predstavuje spôsob zvládania založeného na vynaliezavosti, zodpovednosti a vízii.

### Konfirmačná faktorová analýza

Vzhľadom na známe predošlé zistenia o faktorovej štruktúre dotazníka PCI sme zvolili konfirmačnú verziu faktorovej analýzy. Najprv sme testovali dva teoreticky formulo-

vané modely proaktívneho zvládania na slovenských dátach. Z porovnania použitých indexov zhody modelov s dátami nedosahuje 7-faktorový model so skorelovanými faktormi ( $M_{7r}$ ) ani 3-faktorový model so skorelovanými faktormi ( $M_{3r}$ ) dobrú zhodu s dátami. Naše zistenia sú podobné ako zistenia Šolcovej, Lukavského, Grenglassovej (2006), ktorí testovali pre porovnanie s 7-faktorovým modelom alternatívny model, v ktorom predpokladali tri latentné premenné – Proaktívne zvládanie, Anticipatívne zvládanie a Vyhľadávanie sociálnej podpory. Hoci Roesch et al. (2009) sa prikláňajú k preferencii 3-faktorového modelu, výskumné zistenia štúdií používajúce 7 faktorov k rôznym premenným podporujú používanie viacfaktorového modelu vo výskume. Výsledky získané na slovenských dátach naznačujú, že pri porovnaní sedem a troj-faktorového modelu by sme mohli preferovať sedemfaktorový model, avšak zhoda oboch modelov nie je prijateľná. Pri testovaní jednofaktorových modelov (podobne napr. Roesch et al., 2009) sme zistili, že ani zhoda týchto modelov nie je dostatočná. Realizovaná modifikácia modelov s vylúčením položiek pri väčšine škál viedla k akceptovateľnej zhode modelov s dátami. Následné testovanie modifikovaných sedem a trojfaktorových modelov naznačuje nedostatočnú zhodu. Problematické zostáva priradenie položiek do navrhovaných faktorov, čo môže byť spôsobené ich obsahovou podobnosťou. Analýza diskutovaná v ďalšej časti identifikuje možné problematické položky.

### **Položková analýza a vnútorná konzistencia škál PCI**

Z analýzy položiek je možné identifikovať položky, ktoré sa javia ako problematické. Slabo diskriminujúce položky (popularita  $p$  mimo hodnotu 0,1–0,9; Urbánek et al., 2011), ktorých sme identifikovali sedem. Nachádzajú sa vo väčšine škál, takže ide skôr o formulácie položiek v celom nástroji. Niektoré z nich (položka 7 z Proaktívneho zvládania, položky 4 a 11 z Reaktívneho zvládania, položka 6 z Vyhľadávania inštrumentálnej opory, a položka 3 z Vyhľadávania emočnej opory) sú formulované príliš všeobecne a značne abstraktne, napr.: „Skôr ako začnem nejaký problém riešiť, premýšľam o všetkých jeho možných výsledkoch“ (položka 11 z Reaktívneho zvládania). Položky 7 a 9 z Preventívneho zvládania („Snažím sa, aby bolo o moju rodinu dobre postarané, aby som ju tak v budúcnosti ochránil od neprijemností.“, resp. „Plánujem stratégie, o ktorých dúfam, že nimi dosiahnem najlepší možný výsledok.“), sú formulované tak, že produkujú takmer výhradne súhlas, čo nie je vzhľadom na ich znenie prekvapivé. Zmeny v modifikovaných modeloch sa týkali vylúčenia položiek s vysokou popularitou. Vylúčenie položiek malo za následok zlepšenie zhody modelov s dátami.

Nakoľko sme testovali dva modely s odlišným počtom faktorov a príslušnosťou položiek k nim, vnútornú konzistenciu sme hodnotili pre oba. V prvom, 7-faktorovom modeli ( $M_{7r}$ ) sme zistili, že vnútorná konzistencia meraná Cronbachovým koeficientom  $\alpha$  a koeficientom  $\omega$  bola pre všetkých sedem škál v rozpätí  $\alpha = \omega = ,55–,78$ , čo nepredstavuje vo väčšine škál dobrú vnútornú konzistenciu. Naše zistenia sú porovnateľné so zisteniami iných výskumov. Vnútorná konzistencia jednotlivých škál pôvodného 7-faktorového modelu na českej vzorke bola v rozmedzí  $\alpha = ,60–,80$  (Šolcová, Lukavský, Grenglass, 2006), na poľskej vzorke  $\alpha = ,67–,87$  (Pasikowski et al., 2002), na kanadskej vzorke  $\alpha = ,61–,85$  a na poľsko-kanadskej  $\alpha = ,64–,84$  (Grenglass, Schwarzer, Taubert, 1999b).

Škála Proaktívne zvládanie má hodnotu vnútornej konzistencie na hranici prijateľnosti ( $\alpha = \omega = ,78$ ), hodnota je však ovplyvnená väčším počtom položiek škály. Hodnoty Cronbachovho  $\alpha$  na českej, poľskej, kanadskej a poľsko-kanadskej vzorke

sa pohybovali v rozpätí ,76–,87. Škála Reflektívne zvládanie má nižšiu vnútornú konzistenciu ( $\alpha = ,73$ ,  $\omega = ,72$ ), zároveň tiež nižšiu ako uvádzajú zahraničné výskumy na českej, poľskej, kanadskej a poľsko-kanadskej vzorke ( $\alpha = ,79$ –,86). Škála Strategické plánovanie vykazovala nízku vnútornú konzistenciu ( $\alpha = ,63$ ,  $\omega = ,61$ ), pričom podobné výsledky uvádzajú aj ostatné zahraničné štúdie ( $\alpha = ,65$ –,74). Výsledok môže byť ovplyvnený menším počtom položiek a hoci je považovaný za akceptovateľný (Šolcová, Lukavský, Grenglass, 2006), hodnotíme ho ako nedostatočný. Škála Preventívne zvládanie má nižšiu vnútornú konzistenciu ( $\alpha = ,71$ ;  $\omega = ,72$ ). Hodnoty Cronbachovho  $\alpha$  na českej, poľskej, kanadskej a poľsko-kanadskej vzorke sa pohybovali v rozpätí  $\alpha = ,75$ –,83. Škála Vyhľadávanie inštrumentálnej podpory má tiež nižšiu vnútornú konzistenciu ( $\alpha = ,71$ ,  $\omega = ,74$ ). Hodnoty Cronbachovho  $\alpha$  českej, poľskej, kanadskej a poľsko-kanadskej vzorky sa pohybovali v rozpätí  $\alpha = ,73$ –,85. Škála Vyhľadávanie emočnej podpory má nízku vnútornú konzistenciu ( $\alpha = ,60$ ;  $\omega = ,59$ ). Hodnoty Cronbachovho  $\alpha$  českej, poľskej, kanadskej a poľsko-kanadskej vzorky sa pohybovali v rozpätí  $\alpha = ,60$ –,73, čo môže súvisieť aj s nižším počtom položiek v škále. Škála Vyhýbanie sa riešeniu situácie má najnižšiu vnútornú konzistenciu v porovnaní s ostatnými škálami dotazníka PCI ( $\alpha = \omega = ,55$ ). Aj v tomto prípade je Cronbachovo  $\alpha$  na porovnateľnej úrovni s výsledkami iných štúdií (v prípade kanadskej vzorky  $\alpha = ,61$ , českej  $\alpha = ,62$  a poľskej  $\alpha = ,67$ , poľsko-kanadskej  $\alpha = ,74$ ).

Výsledky na slovenských dátach sú veľmi podobné výsledkom zahraničných štúdií, resp. mierne nižšie. Aj keď zahraničné štúdie uvádzajú vnútornú konzistenciu ako prijateľnú, s tvrdením nie je možné plne súhlasiť. Výsledky naznačujú problém ani nie na úrovni prekladu, ako s konštrukciou pôvodnej škály. Vnútorná konzistencia nie je vyššia ani po modifikovaní jednotlivých modelov, čo naznačuje, že merací nástroj je potrebné v slovenských podmienkach podrobiť ďalšej modifikácii a analýze.

V rámci analýzy korelácie položiek s celkovým skóre danej škály sa niektoré položky javia problematické. Pri skúmaní siedmich škál, v škále Proaktívne zvládanie to je položka 10, ktorá sa týka hľadania pracovného miesta („Ak si hľadám nejakú pracovnú pozíciu, predstavujem si, že som ju dostal.“), čo sa časti našej vzorky (stabilne zamestnaní) nemusí výrazne týkať. Šolcová, Lukavský, Grenglassová (2006) uvádzajú v rámci tejto škály za problematickú položku č. 2, čo našimi zisteniami nepotvrďujeme. V škále Preventívne zvládanie mala nižšiu koreláciu položka 7 („Snažím sa, aby bolo o moju rodinu dobre postarané, aby som ju tak v budúcnosti ochránil od nepríjemností.“), čo si vysvetľujeme tak, že časť vzorky prevažne mladších dospelých môže tému rodiny riešiť v neskorších obdobiach. V škále Vyhľadávanie inštrumentálnej podpory vykazovala nižšiu koreláciu položka 4 („Zvyčajne dokážem rozpoznať ľudí, ktorí mi môžu pomôcť pri riešení mojich vlastných problémov.“), čo môže súvisieť s hypotetickou formuláciou položky, kým ostatné položky obsahujú aktívnejšie vyhľadávanie podpory u druhých. Rovnaké zistenia uvádzajú výskumy na poľskej vzorke (Pasikowski et al., 2002) a na českej vzorke (Šolcová, Lukavský, Grenglass, 2006). Obsah položiek bol tiež jedným z dôvodov modifikácie testovaných modelov.

Vzhľadom na minimálne rozdiely medzi koeficientmi vnútornej konzistencie  $\alpha$  a  $\omega$  sa dá usudzovať, že multidimenzionalita škál nie je príčinou problémov s vnútornou konzistenciou. V prípade, že položky niektorých škál nemerajú konštrukt, na meranie ktorého boli vytvorené, ani použitie koeficientu  $\omega$  nevedie k vyššiemu odhadu reliability (Pustina et al., 2016).

### **Korelácie škál dotazníka PCI**

Podobne ako v zahraničných štúdiách aj v slovenskej verzii dotazníka PCI je zjavná previazanosť rôznych aspektov proaktívneho zvládania (Grenglass, 2002; Gre-



englass, Schwarzer, Taubert, 1999b; Pasikowski et al., 2002; Šolcová, Lukavský, Grenglass, 2006; Vaculíková, 2016). Medzi jednotlivými škálami dotazníka PCI existujú silné väzby. Proaktívne zvládanie pozitívne koreluje so škálami Reflektívne zvládanie, Strategické plánovanie a Preventívne zvládanie ( $r = ,37-54$ ). Rovnaké zistenia uvádzajú aj zahraničné štúdie (Greenglass, 2002; Greenglass, Schwarzer, Taubert, 1999b; Pasikowski et al., 2002; Šolcová, Lukavský, Grenglass, 2006; Vaculíková, 2016) na vzorkách kanadských, poľských a českých študentov a adolescentov ( $r = ,26-53$ ). Škály Reflektívne zvládanie, Strategické plánovanie a Preventívne zvládanie spolu výrazne korelujú ako na slovenských dátach ( $r = ,51-67$ ), tak aj na zahraničných ( $r = ,42-67$ ). Dve škály vyhľadávania opory (inštrumentálnej a emočnej) významne korelujú na slovenských dátach ( $r = ,63$ ), rovnako ako na zahraničných ( $r = ,52-77$ ). S vyššie spomenutými štyrmi škálami korelujú menej ( $r = ,01-36$ ) na slovenských dátach, obdobne na zahraničných ( $r = -0,1-0,29$ ). Škála vyhýbania sa koreluje s ostatnými škálami na slovenských dátach slabo ( $r = -,08-24$ ), podobne v dvoch zahraničných štúdiách na českých vzorkách ( $r = -,37-18$ ; Šolcová, Lukavský, Grenglass, 2006; Vaculíková, 2016). Veľmi podobné vzťahy je možné vidieť pri výsledkoch korelácií škál počítaných na základe hrubého skóre aj na základe konfirmačnej faktorovej analýzy. Niektoré škály spolu vysoko korelujú, to však nutne neznamená, že je vhodné ich zlučovať (Pustina et al., 2016). Dôležité je zvažovanie dôsledkov jednotlivých stratégií zvládania záťaže. Napríklad vyhľadávanie opory jednotlivcom môže byť zamerané na inštrumentálnu pomoc, a nie emočnú, ale aj naopak. Z uvedeného pohľadu je možné sa prikloniť k použitiu sedemfaktorového modelu hodnoteného meracieho nástroja PCI, s prehodnotením niektorých položiek.

Ako uvádzajú Greenglassová, Schwarzer a Taubert (1999b), škály majú dostatočnú diskriminačnú platnosť, čo je v súlade s pôvodne navrhnutou teóriou proaktívneho zvládania. Podobne, podľa predchádzajúcich zistení Greenglassovej et al. (1999a), škály dotazníka PCI pozitívne korelujú s vnútornou kontrolou a aktívnym zvládaním, so sebaúčinnosťou v skupine kanadskej dospeléj populácie poľského pôvodu a kanadských študentov, so spokojnosťou so životom, s profesionálnou účinnosťou či s vnímaním spravodlivého zaobchádzania v práci. Negatívne korelácie boli zistené so sebaobviňovaním, popieraním, pracovným vyhorením a s depresiou.

## ZÁVER

Predmetom štúdie bolo overenie psychometrických vlastností slovenskej verzie dotazníka Proactive Coping Inventory u dospeléj populácie. Zistili sme, že ani sedemfaktorový ani trojfaktorový model faktorovej štruktúry dotazníka sa nezhodujú s dátami dobre. Jednofaktorové modely sa tiež s dátami nezhodovali dobre. Modifikácia modelov viedla k zlepšeniu zhody s dátami, avšak iba na úrovni jednofaktorových modelov, nie viacfaktorových. Analýza naznačuje problémy na úrovni zaradenia niektorých položiek k faktorom, aj keď problémom môže byť samotný veľký počet odhadovaných parametrov.

Na základe následne realizovanej položkovej analýzy sme identifikovali problematické položky, ktoré sme pri modifikácii modelov vylúčili. Problémom v položkách by mohla byť ich všeobecná a abstraktná formulácia, prípadne formulácia položiek s výraznejšie zošikmenými odpoveďami v smere prevažujúceho súhlasu.

Pri hodnotení vnútornej konzistencie sú hodnoty koeficientov na slovenských dátach veľmi podobné výsledkom zahraničných štúdií (Greenglass, Schwarzer, Taubert, 1999b; Pasikowski et al., 2002; Šolcová, Lukavský, Grenglass, 2006), resp. mierne nižšie. Aj keď zahraničné štúdie uvádzajú vnútornú konzistenciu ako prijateľnú, s tvr-



dením nie je možné plne súhlasiť. Vnútrošná konzistencia škál bola nízka aj po modifikovaní modelov. Podobne korelácie škál korešpondujú so zisteniami zahraničných štúdií. Jednotlivé škály proaktívneho zvládania (Proaktívne zvládanie, Reflektívne zvládanie, Strategické plánovanie, Preventívne zvládanie) do istej miery vzájomne súvisia. Výsledky otvárajú otázku, či ide o problém ovplyvnený viac prekladom, alebo súvisí s konštrukciou pôvodnej škály. V aktuálnej podobe v slovenských pomeroch dotazník PCI nedosahuje požadované psychometrické vlastnosti a sú potrebné jeho ďalšie modifikácie. Je potrebné vylepšiť zhodu viacfaktorových modelov s dátami a výrazne zlepšiť vnútornú konzistenciu dotazníka.

Možným budúcim výskumným pokračovaním je skúmanie psychometrických vlastností dotazníka na iných vzorkách, ako aj použitie nástroja na hodnotenie proaktívneho zvládania ľudí v záťaž, napríklad hospitalizovaných pacientov rôznych skupín. Ako ukazujú niektoré výskumy (Greenglass et al., 2005), proaktívne zvládanie môže predstavovať protektívny faktor pre rôzne aspekty zdravia človeka. Vyvíjanie validného a reliabilného meracieho nástroja na jeho meranie je preto dôležité.

## LITERATÚRA

- Arbuckle, J. L., & Wothke, W. (1999). *Amos 4.0 User's Guide*. Chicago, SPSS Inc.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indices in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- Bentler, P., M., & Chou, C., P. (1987). Practical issues in structural modeling. *Sociological Methods & Research*, 16, 78-117.
- Bateman, T., S., & Crant, J., M. (1993). The proactive component of organizational behaviour: A measure and correlates. *Journal of Organizational Behavior*, 14, 103-118.
- Beehr, T. A., & McGrath, J. E. (1996). The methodology of research on coping: Conceptual, strategic, and operational-level issues. In M. Zeidner, N. Endler, (Eds.), *Handbook of coping: theory, research, application* (pp. 65-82). New York: Wiley.
- Brown, T. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: The Guilford Press, Inc.
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunson, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105, 399-412.
- Greenglass, E. (2002). Proactive coping. In E. Frydenberg (Ed.), *Beyond coping: Meeting goals, vision, and challenges* (pp. 37-62). London: Oxford University Press.
- Greenglass, E., Fiksenbaum, L., & Burke, R., J. (1996). Components of social support, buffering effects and burnout: Implications for psychological functioning. *Anxiety, Stress, and Coping*, 9, 185-197.
- Greenglass, E., Marques, S., deRidder, M., & Behl, S. (2005). Positive coping and mastery in a rehabilitation setting. *International Journal of Rehabilitation Research*, 28(4), 331-339.
- Greenglass, E., Schwarzer, R., Jakubiec, D., Fiksenbaum, L., & Taubert, S. (1999a). The Proactive Coping Inventory (PCI): A multidimensional research instrument. Vyhľadane na <http://userpage.fu-berlin.de/~health/poland.htm>.
- Greenglass, E. R., Schwarzer, R., & Taubert, S. (1999b). The Proactive Coping Inventory (PCI): A multidimensional research instrument. Vyhľadane na <http://www.psych.yorku.ca/greenglass/>.
- Harvey, S., Blouin, C., & Stout, D. (2005). Proactive personality as a moderator of outcomes for young workers experiencing conflict at work. *Personality and Individual Differences*, 40(5), 1063-1074.
- Kelley, K. (2016). *MBESS: The MBESS R Package*. R package version 4.0.0. Vyhľadane na <https://CRAN.R-project.org/package=MBESS>.
- Lazarus, R. S. (1991). *Emotion and adaptation*. London: Oxford University Press.
- Lukavský, J., Šolcová, I., & Preiss, M. (2011). Proaktívni zvládání u osob staršího věku: vztah k vybraným kognitivním proměnným. *Československá psychologie*, 55(3), 193-203.
- Marko, M. (2016). Využitie a zneužitie Cronbachovej alfy pri hodnotení psychodiagnostických nástrojov. *Testforum*, 5(7), 99-107.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Norcross, J., C., Prochaska, J., O., & DiClemente, C., C. (1986). Selfchange of psychological distress: Laypersons' vs. psy-

- chologists' coping strategies. *Journal of Clinical Psychology*, 42, 834-840.
- Pasikowski, T., Sek, H., Greenglass, E., & Taubert, S. (2002). The Proactive Coping Inventory - Polish adaptation. *Polish Psychological Bulletin*, 33(1), 41-46.
- Pustina, J., Máchová, L., Daňková, B., & Sedloň, T. (2016). Psychometrické charakteristiky revidovaného Dotazníku zvládání zátěže. *Testforum*, 5(8), 6-18.
- R Core Team (2016). *R: A language and environment for statistical computing*. Vienna: R Foundation for Statistical Computing. Vyhľadané na <https://www.R-project.org/>.
- Roesch, S., C., Aldridge, A., A., Huff, T., L., P., Langer, K., Villodas, F., & Bradshaw, K. (2009). On the dimensionality of the Proactive Coping Inventory: 7, 5, 3 factors? *Anxiety, Stress & Coping*, 22, 327-339.
- Schwarzer, R., & Taubert, S. (2002). Tenacious goal pursuits and striving toward personal growth: Proactive coping. In E. Frydenberg (Ed.), *Beyond coping: Meeting goals, visions and challenges* (pp. 19-35). London: Oxford University Press.
- Siebert, S. E., Crant, J. M., & Kraimer, M. L. (1999). Proactive personality and career success. *Journal of Applied Psychology*, 84, 416-427.
- Sollár, T., Romanová, M., & Greenglass, E. (2016). The Proactive coping inventory (PCI) – Slovak version. Vyhľadané na [http://estherg.info.yorku.ca/files/2014/09/PCI-Slovak-version\\_Adults.pdf](http://estherg.info.yorku.ca/files/2014/09/PCI-Slovak-version_Adults.pdf).
- Šolcová, I., Lukavský, J., & Greenglass, E. (2006). Dotazník proaktivního zvládání životních nároků. *Československá psychologie*, 50(2), 148-162.
- Urbánek, T. (2000). *Strukturální modelování v psychologii*. Brno: Psychologický ústav AV ČR a Nakladatelství Pavel Křepela.
- Urbina, S. (2014). *Essentials of psychological testing*. 2nd edition. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons Inc.
- Vaculíková, J. (2016). Proactive coping behavior in sample of university students in helping professions. *Sociální pedagogika*, 4(2), 38-55.
- Vágnarová, M. (2007). *Vývojová psychologie II: dospělost a stáří*. Praha: Karolinum.

## SÚHRN

**Zámer:** Cieľom štúdie bolo posúdenie psychometrických vlastností, validity a vnútornej konzistencie slovenskej verzie dotazníka PCI. Štúdia sa zaoberá a) skúmaním faktorovej štruktúry dotazníka PCI, b) skúmaním položkovej analýzy a vnútornej konzistencie škál PCI a c) diskriminačnou validitou.

**Súbor a procedúra.** Súbor tvorili dospelí zamestnaní účastníci (n = 540) so zastúpením všetkých krajov na Slovensku, z toho 22 % mužov a 78 % žien. Vekové rozloženie bolo v rozpätí od 20 do 60 rokov, s priemerným vekom 38,62 (SD = 10,78).

**Štatistická analýza.** Modely boli hodnotené pomocou konfirmačnej faktorovej analýzy, metódou Maximum likelihood (ML), indexami zhody:  $\chi^2$  test,  $\chi^2/df$ , RMSEA, 90% CI pre RMSEA, CFI, GFI, a informačnými kritériami AIC, BIC. Položková analýza bola realizovaná deskriptívnymi charakteristikami a koeficientom popularity položiek p. Vnútna konzistencia bola hodnotená Cronbachovým koeficientom  $\alpha$ , koeficientom  $\omega$ , korelácie Pearsonovým koeficientom súčinovej korelácie.

**Výsledky.** Sedemfaktorový a trojfaktorový model dotazníka ani jednofaktorové modely škál dotazníka nevykazujú dobrú zhodu s dátami. Modifikované jednofaktorové modely vykazujú dobrú zhodu s dátami. Vnútna konzistencia škál je vo všetkých prípadoch nízka  $\alpha = \omega = ,55- ,78$ . Položková analýza identifikovala problematické položky. Škály dotazníka navzájom koreľujú. Výsledky otvárajú otázku, či ide o problém ovplyvnený viac prekladom, alebo súvisí s konštrukciou pôvodnej škály. V aktuálnej podobe v slovenských pomeroch dotazník PCI nedosahuje požadované psychometrické vlastnosti a sú potrebné jeho ďalšie modifikácie. Je potrebné vylepšiť zhodu viacfaktorových modelov s dátami a výrazne zlepšiť vnútornú konzistenciu dotazníka.

**Obmedzenia štúdie.** Výberový súbor nie je reprezentatívny, vzhľadom na nepravdepodobnostný typ výberu a prevahu žien. Obmedzením je tiež exploračný charakter analýz modifikovaných modelov dotazníka PCI.

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