

Dragan Žuljević¹
Veljko Jovanović
Vesna Gavrilov
Jerković

Odsek za psihologiju,
Filozofski fakultet,
Univerzitet u Novom
Sadu

LATENTNA STRUKTURA SRPSKE ADAPTACIJE INDIKATORA STRATEGIJA PREVLADAVANJA²

Indikator strategija prevladavanja (Coping Strategy Indicator – CSI: Amirkhan, 1990) je empirijski deriviran instrument namenjen proceni stilova prevladavanja stresa, odnosno nivoa zastupljenosti tri velika stila prevladavanja – rešavanja problema, traženja socijalne podrške i izbegavanja u ponašanju osobe suočene sa stresorom. Uprkos popularnosti i širokoj primeni u različitim kulturnim kontekstima, nalazi o njegovoj strukturalnoj invarijantnosti na različitim uzorcima nisu toliko brojni i ne poseduju potpunu saglasnost. Ova studija imala je za cilj proveru psihometrijskih karakteristika, prevashodno konstrukt validnosti Indikatora strategija prevladavanja na uzorku nekliničke populacije mladih u Srbiji. Istraživanje je organizovano sprovođenjem dve studije. U Studiji 1 na uzorku od 327 ispitanika proveravana je konstrukt validnost skale eksplorativnom faktorskom analizom. U Studiji 2, sprovedenoj na uzorku od 1249 studenata Univerziteta u Novom Sadu, dodatno je proveravana konstrukt validnost instrumenta konfirmativnom faktorskom analizom. Ni eksplorativna ni konfirmativna analiza nisu uspele u replikaciji originalne strukture skale. Rezultati eksplorativne faktorske analize sugerisali su visoku heterogenost subskale Izbegavanje. Konfirmativna faktorska analiza sugerisala je skraćenje subskala Rešavanje problema i Traženje socijalne podrške sa početnih jedanaest na šest stavki. Za subskalu Izbegavanje najadekvatnijim se pokazao bifaktorski model sa osam stavki okupljenih oko generalnog faktora izbegavajućih strategija prevladavanja, uz izdvajanje specifičnih faktora Distrakcije, Iluzioniranja i Izolacije. Možemo zaključiti da ovakva adaptacija Indikatora strategija prevladavanja predstavlja pouzdan i validan instrument za procenu strategija prevladavanja. Ipak, u budućim istraživanjima treba dodatno proveriti validnost ovog instrumenta i detaljnije analizirati specifičnosti ponašanja u okviru izbegavajućeg prevladavanja na različitim uzorcima i podnebljima.

¹ Adresa autora:
drzuljevic@gmail.com.

Primljeno: 24. 11. 2014.
Primljena korekcija:
16. 02. 2015.
Prihvaćeno za štampu:
26. 02. 2015.

Ključne reči: Indikator strategija prevladavanja, psihometrijske karakteristike, srpski uzorak

² Rad je nastao u okviru projekta „Nasledni, sredinski i psihološki činioci mentalnog zdravlja“ koji finansira Ministarstvo prosvete, nauke i tehnološkog razvoja Republike Srbije (broj 179006).

Još od pionirskih istraživanja Selyea, koji u nauku uvodi pojmove stresa i reakcije koja nastaje kao posledica izlaganja organizma određenim sredinskim događajima (Selye, 1956), istraživačka pažnja usmerava se na pitanja kako izlazimo na kraj sa stresom i njegovim posledicama. Univerzalno prihvaćena definicija prevladavanja ne postoji, mada autori uglavnom prihvataju Lazarusovu definiciju koji prevladavanje stresa opisuje kao „kognitivne i bihevioralne napore da se izađe na kraj sa specifičnim spoljnim ili unutrašnjim zahtevima (i konfliktima među njima), za koje se može reći da iscrpljuju resurse osobe.“ (Lazarus, 1991, p. 112). Uprkos opštem konsenzusu da je prevladavanje ključni konstrukt u razumevanju uticaja stresa na zdravlje i blagostanje ljudi, oko pitanja kako ga treba meriti postoji ogromno neslaganje, o čemu svedoči preko 70 dostupnih instrumenata za procenu prevladavanja kako za opštu tako i za specifične populacije ispitanika (Aldwin, 2007).

Nastojeći da sistematizuje dotadašnje uglavnom teorijski motivisane pristupe u kreiranju instrumenata za procenu strategija prevladavanja, Amirkhan (Amirkhan, 1990) faktorizuje 161 stavku tada dostupnih instrumenata za procenu prevladavanja stresa te dolazi do nalaza da se većina strategija uključenih u analizu okupljaju u tri velike grupe – rešavanje aktuelnog problema, traganje za socijalnom podrškom i izbegavanje bavljenja problemom. Amirkhan zaključuje da svaka osoba u svom repertoaru ponašanja poseduje dominantni stil prevladavanja koji je rezultanta stepena oslanjanja na tri pomenute superstrategije u situaciji suočavanja sa specifičnim stresorom. Iako i sam navodi da ovako definisan tripartitni model prevladavanja verovatno nije dovoljno iscrpan u obuhvatanju svih mogućih odgovora osobe na prisustvo stresora, autor ističe da model korespondira sa tri bazične ljudske reakcije na pretnju. Naime, u ovom modelu rešavanje problema obuhvata instrumentalne strategije direktno usmerene na promenu stresora i okolnosti u kojima stresor deluje, sa ciljem umanjivanja njegovog dejstva, snage i posledica, što po njemu predstavlja derivat bazične ljudske tendencije ka borbi. Izbegavanje, sa druge strane, predstavlja derivat bazične tendencije ka zaštiti putem bega od pretnje, i obuhvata širok spektar reakcija poput fizičkog i psihičkog povlačenja putem distrakcije ili bega u fantaziju, dok traženje socijalne podrške zadovoljava bazičnu ljudsku potrebu za kontaktom, savetom i podrškom u teškim trenucima (Amirkhan, 1990). Uprkos tome što pretpostavlja da će se specifični stil prevladavanja pojedinca u određenoj meri manifestovati nezavisno od tipa i intenziteta stresora sa kojim se suočava, autor tvrdi da je naivno ispitivati stepen zastupljenosti strategija prevladavanja u nečijem ponašanju bez realnog ili makar zamišljenog prisustva stresora. Rezultat tih napora je Indikator strategija prevladavanja (CSI: Amirkhan, 1990) – empirijski deriviran samoopisni instrument namenjen proceni strategija prevladavanja.

Instrument je u proteklih dvadeset godina od njegovog nastanka veoma široko primenjivan na raznolikim uzorcima, počev od studenata (npr. Glennon & MacLachlan, 2000; Po-Chi & Craigie, 2013; Ptacek, Smith, Espe, & Raffety, 1994; Utsey, Ponterotto, Reynolds, & Cancelli, 2000), osoba sa zdravstvenim poteškoćama poput pacijenata na hemodijalizi (Welch & Austin, 2001), osoba sa iskustvima amputacije udova (Gallagher & MacLachlan, 1999), transplantacije (White & Gallagher, 2010), gubitka partnera (Somhlaba & Wait, 2009), izbeglištva (Gillespie, Peltzer, & Mac-

Lachlan, 2000), osoba sklonih samoranjavanju (Andover, Pepper, & Gibb, 2007), žrtava zlostavljanja u detinjstvu (Gipple, Sang, & Puig, 2006; Wright, Crawford, & Sebastian, 2007), te psihijatrijskih pacijenata (Bijttebier & Vertommen, 1999) i članova njihovih porodica (Spangenberg & Theron, 1999). Većina navedenih studija izveštava o adekvatnoj internoj konzistentnosti subskalâ u rasponu od .89 do .98 za Traženje socijalne podrške, .85 do .98 za Rešavanje problema, te .77 do .96 za Izbegavanje (npr. Amirkhan, 1990; Clark, Bormann, Cropanzano, & James, 1995; Utsey et al., 2000).

Dobre metrijske karakteristike, kao i stabilnost latentne strukture upitnika, potvrdile su brojne studije na anglofonom području (Amirkhan, 1990; Clark et al., 1995). Validacije prevoda instrumenta na flamanski (Bijttebier & Vertommen, 1997, 1999), španski (Soriano & Zorroza, 1999) i Ksantu jezik južnoafričke grupe (Somhlaba & Wait, 2009) takođe repliciraju originalnu strukturu instrumenta. Međutim, prilikom primene prevoda instrumenta na Bantu na uzorku studenata iz Malavija, Ager i MacLachlan repliciraju originalne strukture subskala Rešavanje problema i Traženje socijalne podrške, ali nailaze na problem velike heterogenosti subskale Izbegavanje. Oni predlažu njeno raslojavanje na povlačenje i distrakciju kao faktore jednakog hijerarhijskog reda kao i replicirane faktore, uz zaključak da ova subskala nije uspjela da demonstrira kroskulturalnu stabilnost (Ager & MacLachlan, 1998). Do identičnog nalaza o strukturi instrumenta dolaze Desmond i saradnici primenjujući originalni instrument ovaj put na britanskom uzorku, te ističu potrebu za preciznijom proverom latentne strukture instrumenta (Desmond, Shevlin, & MacLachlan, 2006). Postoje izvori koji sugerišu da su u upotrebi prevodi skale na kineski (Li & Nishikawa, 2012) i ruski (Sirota & Fetisov, 2013), međutim u nama dostupnoj literaturi nismo uspjeli pronaći nalaze o psihometrijskim karakteristikama niti latentnoj strukturi pomenutih prevoda skale.

Konvergentna validnost CSI potvrđena je visokim korelacijama sa konkurentnim merama kako na anglofonim (Amirkhan, 1994; Clark et al., 1995; Endler & Parker, 1994), tako i na drugim uzorcima (Kirchner, Forns, Muñoz, & Pereda, 2008; Soriano & Zorroza, 1999). Uprkos brojnim navedenim nalazima o konvergentnoj i prediktivnoj validnosti CSI koji ističu potrebu za prevashodnom detaljnom proverom konstrukt validnosti skale (Desmond et al., 2006), primetno je da u literaturi postoji manjak istraživanja koja su se ovim problemom naknadno detaljnije bavila.

Cilj istraživanja

Imajući u vidu brojne prevode, veliku popularnost i čestu upotrebu CSI u istraživanjima kako samog prevladavanja stresa u opštoj i specifičnim populacijama, tako i relacijâ sa brojnim relevantnim indikatorima mentalnog zdravlja, smatrali smo da je, pre daljnje primene srpskog prevoda instrumenta na domaćoj populaciji, neophodno proveriti njegove psihometrijske karakteristike. Osnovni cilj ovog istraživanja, sprovedenog kroz dve studije, bio je evaluacija latentne strukture prevoda Indikatora strategija prevladavanja CSI na srpski jezik.

Studija 1

Metod

Uzorak i procedura. U istraživanju je učestvovalo 327 ispitanika grupisanih u dva poduzorka. Prvi poduzorak bio je sačinjen od 127 učenika (38.8% ukupnog uzorka) završnih razreda gimnazije „Veljko Petrović“ u Somboru, prosečne starosti 17.97 godina ($SD = 0.22$, raspon od 17 do 19 godina), od kojih je 72.4% ženskog pola. Drugi poduzorak (61.2% ukupnog uzorka) činilo je 200 studenata Filozofskog fakulteta u Novom Sadu prosečne starosti 21.8 godina ($SD = 2.44$, raspon od 19 do 35 godina), od kojih je 67.5% ženskog pola. Istraživanje je bilo organizovano tokom 2012. godine, poštujući načela dobrovoljnog učešća i anonimnosti.

Instrument. *Indikator strategija prevladavanja (Coping Strategy Indicator – CSI: Amirkhan, 1990)*. CSI sačinjen je od 33 stavke ravnomerno raspoređenih u tri subskale: Rešavanje problema, Traženje socijalne podrške i Izbegavanje. Ovaj instrument od ispitanika zahteva da se priseti jedne konkretne situacije iz neposrednog ličnog iskustva u kojoj se našao u proteklih 6 meseci, te da je u za to predviđenom prostoru opiše u par rečenica. U opisu može biti „... bilo koji problem koji je bio važan za Vas i koji je uzrokovao da budete zabrinuti.“ (Amirkhan, 1990, p. 1067). Nakon što je opisao problem, ispitanik označavanjem jedne od alternativa na trostepenoj Likertovoj skali od 1 = *uopšte ne* do 3 = *da, veoma* indikuje koliko je u prevladavanju opisanog problema koristio svaku od 33 pojedinačno navedene strategije prevladavanja. Stavke upitnika organizovane su u tri subskale – Rešavanje problema (npr. „... probali razne načine rešavanja problema“), Traženje socijalne podrške (npr. „... potražili prijatelja da Vam pomogne da se osećate bolje“) i Izbegavanje (npr. „... skretali misli sa problema“). Svaka subskala obuhvata po 11 stavki, pa instrument obezbeđuje tri nezavisna sumativna skora opsega od 11 do 33, za koje autor obezbeđuje norme za američku populaciju. CSI je preveden na srpski jezik procedurom povratnog prevoda uz nezavisnu pomoć tri diplomirana filologa angliste, a uz dozvolu i superviziju autora skale koji je i odobrio konačnu verziju prevoda. Zvanični prevod na srpski jezik dostupan je kod autora instrumenta.

Rezultati

Deskriptivna statistika. U Tabeli 1 prikazane su aritmetičke sredine, standardne devijacije, pouzdanost merena Cronbachovim koeficijentom pouzdanosti, prosečna korelacija između stavki sa opsegom ostvarenih korelacija među stavkama i pokazatelji normalnosti distribucije za svaku subskalu CSI.

Tabela 1

Deskriptivna statistika CSI, pouzdanost i prosečna korelacija između stavki (MIC) sa opsegom ostvarenih korelacija između stavki

	Rešavanje problema	Traženje socijalne podrške	Izbegavanje
AS	23.34	23.65	20.61
SD	6.52	6.38	4.84
α	.91	.92	.75
MIC	.49 (.12-.80)	.51 (.33-.76)	.21 (-.19-.72)
Skjunis	-.24	-.30	.12
Kurtosis	-1.17	-1.05	-.54
K-S	1.88**	1.79**	1.24*

Napomena. AS = aritmetička sredina; SD = standardna devijacija; α = Cronbachov koeficijent pouzdanosti, MIC = prosečna korelacija između stavki (engl. *mean interitem correlation*), K-S = vrednost Kolmogorov-Smirnov testa.

* $p < .05$. ** $p < .01$.

Efekat „plafona“ (teorijski najviša moguća vrednost) najizraženiji je na subskali Traženje socijalne podrške (5.2%), nešto niži na Rešavanju problema (4.6%), dok je na subskali Izbegavanje – zanemarljiv (0.3%). Najniže moguće skorove („efekat poda“) na subskalama postigao je relativno mali broj ispitanika (2.1%, 1.5% i 1.2% istim redom).

Sudeći po vrednostima i značajnosti Kolmogorov-Smirnovljevo statistika, distribucije prosečnih vrednosti svih subskalâ značajno odstupaju od normalne u smeru negativnog zakrivljenja platikurtičnih distribucija. Ova je pojava najmanje izražena za subskalu Izbegavanje, gde su ove vrednosti značajne, ali tek uvažavajući liberalniji nivo značajnosti ($p < .05$).

Pouzdanost. Kao što se može videti u Tabeli 1, interna konzistentnost subskele Rešavanje problema je visoka. Korelacije stavki sa ukupnim skorom (ajtem-total) kreću se u rasponu zadovoljavajućih (.53-.73) (Nunnally & Bernstein, 1994). Stavke subskele Traženje socijalne podrške manifestuju ajtem-total korelaciju u rasponu od .55 do .79, a koeficijent interne konzistencije sugerišu visoku pouzdanost skale (Streiner, 2003). Za skalu Izbegavanje koeficijent interne konzistencije je nešto niži, mada je i dalje prihvatljiv. Međutim, sporadične neprihvatljive ajtem-total korelacije u rasponu od .11 do .60, te retke negativne, ali i veoma niske korelacije među stavkama (inter-ajtem), sugerišu da ovaj način operacionalizacije izbegavajućih strategija prevladavanja stresa u formi jedinstvenog konstrukta poseduje izvesne manjkavosti. Inter-ajtem korelacije za subskele Rešavanje problema i Traženje socijalne podrške kreću se u rasponu koji daleko prevazilazi preporučeni raspon od .15 do .50, što sugeriše potencijalnu redundantnost stavki (Briggs & Cheek, 1986; Clark & Watson, 1995).

Eksplorativna faktorska analiza. Vrednost Kaiser-Meyer-Olkinovog parametra uzoračke adekvatnosti ($KMO = .928$) i značajan Bartlettov test sfericiteta ($\chi^2(528) = 6593.92$; $p < .01$) ukazuju da je matrica interkorelacija faktorabilna. Provera pretpostavke o dimenzionalnosti upitnika izvršena je metodom glavnih osa (engl. *Principal axis factoring*) u programu SPSS 22. Iako originalni model autora pretpostavlja ortogonalnu poziciju latentnih komponenti (Amirkhan, 1990), dosadašnje studije ipak su ukazale na postojanje korelacija među subskalama i to u rasponu od blagih (Bijttebier et al., 1997; Clark et al, 1995; Luyckx et al., 2012) pa do umerenih (Ager et al, 1998; Desmond et al., 2006), tako da smo ekstrahovane faktore rotirali u Promax poziciju sa Kaiserovom normalizacijom. U inicijelnom rešenju kritičnu granicu vrednosti karakterističnih korena po Guttman–Kaiserovom kriterijumu prelazi 5 faktora, koji ukupno objašnjavaju 62.61% varijanse (Tabela 2).

Tabela 2

Obuhvat varijanse latentnog prostora upitnika CSI i rezultati paralelne analize

Faktor	Inicijalno rešenje			Rotirane sume kvadriranih opterećenja	Prosečne vrednosti 95 % u 1000 setova podataka	
	EV	% varijanse	Kum. %		PCA	PAF
1	11.27	34.14	34.14	8.20	1.74	.85
2	3.46	10.49	44.63	8.00	1.63	.74
3	2.73	8.29	52.92	7.96	1.55	.66
4	2.04	6.19	59.11	4.10	1.49	.60
5	1.15	3.50	62.61	1.97	1.43	.55
6	0.84			1.30	1.39	.49

Napomena. EV = Karakteristični koren; % var = Procenat objašnjene varijanse; Kum. % = Kumulativni procenat objašnjene varijanse; PCA = Simulirani karakteristični koreni metodom glavnih komponentata; PAF = Simulirani karakteristični koreni metodom glavnih osa.

Hornova paralelna analiza (Horn, 1965) je sprovedena primenom makroa za SPSS (O'Connor, 2000) i to pod modelom analize glavnih komponenti, kao i pod modelom glavnih osa, budući da analiza pod modelom analize glavnih osa pokazuje izvesne nedostatke (Dinno, 2009; Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011; Velicer, Eaton, & Fava, 2000). Rezultati paralelne analize sugerišu da karakteristični koreni prvih pet faktora rotiranog rešenja prevazilaze vrednosti 95. percentila prosečnih karakterističnih korena 1000 nasumično generisanih setova podataka po modelu glavnih komponenti. Takođe, možemo videti da paralelna analiza po metodu glavnih osa u ovom slučaju sugeriše zadržavanje više komponenti, što je u skladu sa zaključcima kritičara ovog modela (Dinno, 2009; Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011) (Tabela 2). Iako je zadržano petofaktorsko rešenje, ono se i dalje može smatrati prolematičnim

s obzirom na to je da vrednost petog simuliranog karakterističnog korena po modelu glavnih komponenti niža od vrednosti petog karakterističnog korena nakon rotacije, ali i prevazilazi inicijelnu vrednost korena ovog kompozita. U ovakvom petofaktorskom rešenju ekstrahovani komunaliteti kreću se u prihvatljivom rasponu od .38 do .72, sa izuzetkom stavke 6 („... uradili sve da sprečite druge da vide kakva je situacija.“) koja vrednošću ekstrahovanog komunaliteta od tek .20 očito u veoma maloj meri deli predmet merenja sa ostalim stavkama upitnika.

U matrici sklopa dobijenog petofaktorskog rešenja (videti Prilog A) možemo primetiti da se visoka zasićenja svih stavki koje pripadaju subskalama Rešavanje problema i Traženje socijalne podrške grupišu oko teorijski očekivanih faktora, bez značajnih opterećenja na drugim izolovanim faktorima. Subskala Izbegavanje raslojava se na tri pozitivno korelirana faktora. Uvidom u sadržaj stavki, vidimo da se oko trećeg faktora okupljaju stavke koje se odnose na tendenciju ka izolaciji i izbegavanju kontakta sa ljudima (npr. „... želeli da Vas ostave na miru“), dok se oko četvrtog faktora okupljaju stavke koje se odnose na sklonost ka iluzioniranju i maštanju (npr. „... maštali o tome kako bi stvari mogle biti drugačije“). Oko petog faktora grupišu se tek dve stavke koje se odnose na distrakciju od problema putem upuštanja u aktivnosti koje nisu neposredno povezane sa problemom (npr. „... suviše bavili hobijima da bi ste pobešli od problema“), što u smislu definisanja dodatnog linearnog kompozita predstavlja rešenje sa izvesnim manjkavostima (Bentler & Chou, 1987). Međutim, ovaj faktor je ipak zadržan, kako zbog toga što je petofaktorsko rešenje latentnog prostora Indikatora strategija prevladavanja sugerisano putem tri prethodno opisana kriterijuma, tako i zbog potencijalnog gubitka relevantnih informacija o ovom specifičnom vidu izbegavajućih strategija prevladavanja koji je očito dovoljno specifičan da se stavke koje ga predstavljaju okupe oko dodatnog faktora. Osim toga, distrakcija se kao subdimenzija izbegavajućih strategija pojavljuje i u pominjanoj studiji Agera & MacLachlana (1998) ali i u okviru drugih instrumenata namenjenih proceni strategija prevladavanja (Endler, 2002; Schwarzer & Schwarzer, 1996).

Tabela 3
Korelacije među izolovanim faktorima CSI

Faktor	1	2	3	4
1. Rešavanje problema	1.00			
2. Traženje socijalne podrške	.45	1.00		
3. Izolacija	-.55	-.46	1.00	
4. Iluzioniranje	.42	.28	-.42	1.00
5. Distrakcija	-.31	-.17	.52	-.46

Napomena. Sve korelacije su značajne na nivou $p < .01$.

Kao što je prikazano u Tabeli 3, subscale Rešavanje problema sa Traženjem socijalne podrške ostvaruju značajnu pozitivnu korelaciju. Dalje, sva tri faktora izbegavajućih strategija statistički značajno umereno do visoko koreliraju. Faktori Distrak-

cija i Izolacija međusobno pozitivno koreliraju, ali ostvaruju negativnu korelaciju sa faktorom Iluzioniranje. Ovaj faktor pozitivno korelira sa subskalama Rešavanje problema i Traženje socijalne podrške, dok ostali faktori izbegavajućih strategija sa ovim subskalama ostvaruju negativnu korelaciju.

Diskusija

Dobijeni rezultati sugerišu da Indikator strategija prevladavanja, primenjen na našem uzorku u svom originalnom obliku, poseduje izvesne specifičnosti. Prva od njih je odstupanje od normalne distribucije sumativnih skorova subskalâ, što je suprotno očekivanjima autora koji čak daje i norme skale za anglofonu populaciju, sledeći logiku normalne distribucije (Amirkhan, 1990). Naime, visoka interna konzistencija, te visoke ajtem-total korelacije stavki u okviru subskalâ Rešavanje problema i Traženje socijalne podrške, sugerišu da ove subskale poseduju dobro operacionalizovane i jedinstvene predmete merenja. Međutim, svaka od njih sadrži po 11 stavki sa značajno sličnim, negde čak i skoro istovetnim sadržajem stavki. Na primer, Rešavanje problema obuhvata nekoliko stavki poput „... odmeravali različita rešenja“ i „... trudili se da smislite što je moguće više rešenja“. Izvesno je da će ispitanici na trostepenoj Likertovoj skali odgovarati na ove stavke na sličan način, i samim time doprineti homogenosti varijanse i internoj konzistentnosti, te uticati na odstupanje distribucije ukupnog skora od normalne (Greer, Dunlap, Hunter, & Berman, 2006). Slične parove stavki možemo naći i u subskali Traženje socijalne podrške (npr. „... potražili prijatelja da Vam pomogne“ i „... prihvatili pomoć od prijatelja“ te „... poverili svoje brige prijatelju“ i „... podelili svoja osećanja sa prijateljem“). Smatramo da bi izostavljanje po jednog iz ovih parova stavki doprinelo kako približavanju distribucijâ ukupnih skorova normalnoj raspodeli, tako i učinilo skalu dinamičnijom, kompaktnijom, jednostavnijom za odgovaranje, te svakako bržom za administriranje i poređenje individualnih postignuća sa eventualno postavljenim normama. Izostavljanjem sadržinski redundantnih stavki izbegao bi se i paradoks atenuacije, što bi doprinelo porastu konstrukt validnosti pomenutih subskala (Boyle, 1991; Clark & Watson, 1995). Dalje, za razliku od ortogonalne pozicije ovih faktora pretpostavljene od strane autora instrumenta (Amirkhan, 1990), rezultati sugerišu da Rešavanje problema i Traženje socijalne podrške značajno pozitivno koreliraju, što je konzistentno prethodnim nalazima (Bijttebier et al., 1997; Luyckx et al., 2012; Soriano et al., 1999; Žuljević i Gavrilov-Jerković, 2011).

S druge strane, subskala Izbegavanje pati od nedostatka sasvim suprotnog u odnosu na Rešavanje problema i Traženje socijalne podrške. Njena heterogenost ne samo da prati neke dosadašnje nalaze (npr. Desmond et al., 2006) nego se u dodatnoj meri raslojava na visoko korelirane faktore, te čak sadrži stavke u negativnoj inter-ajtem korelaciji. Sadržaj stavki obuhvaćenih ovom skalom grupiše se oko tri predmeta merenja – izolacije i pasiviziranja (npr. „... izbegavali susrete sa ljudima“ ili „... spavali više nego obično“), aktivnog izbegavanja i distrakcije (npr. „... trudili se da skrenete misli sa problema“ ili „... suviše se bavili hobijima da bi ste pobjegli od problema“), te tendencije ka iluzioniranju o pozitivnom rešenju problema (npr. „...“

maštali o tome kako bi stvari mogle biti drugačije“ ili „... sanjarili o boljim vremenima“). Tu je i stavka 6 („... uradili sve da sprečite druge da vide kakva je situacija“) koja za razliku od svih ostalih stavki sadrži komponentu aktivnog prikrivanja emocionalnih i praktičnih konsekvenci problema, pa je samim tim i očekivan neprihvatljivo nizak komunalitet u dobijenoj latentnoj strukturi instrumenta, kao i negativno zasićenje faktora Traženje socijalne podrške. Imajući u vidu navedeno, nameću se potrebe za pročišćavanjem sve tri subskele instrumenta, pri čemu je izolovanje pete komponente problematično, s obzirom na argumente analiza koji dovode u pitanje opravdanost njenog zadržavanja. Odgovore na dileme dimenzionalnosti subskele Izbegavanje nastojali smo da obezbedimo metodama konfirmativne faktorske analize u Studiji 2.

Studija 2

Metod

Uzorak i procedura. U drugoj studiji učestvovalo je 1249 studenata, od kojih 80.3% ženskog pola, prosečne starosti 19.69 godina ($SD = 1.49$, raspon od 17 do 35). Svi ispitanici bili su studenti Univerziteta u Novom Sadu, i to sa Filozofskog fakulteta (62.8%), te Medicinskog (23.3%), Fakulteta za sport i fizičku kulturu (10.5%) i Visoke škole strukovnih studija za obrazovanje vaspitača (3.4%), od koji su 60.9% bili studenti prve godine, 33.3% druge i 5.8% treće godine studija. Svi učesnici u istraživanju potpisali su informisanu saglasnost za učešće u istraživanju. Indikator strategija prevladavanja zadavan je na početku ili kraju časa, na početku zimskog semestra 2011/2012. školske godine.

Rezultati

Konfirmativna faktorska analiza. Faktorska struktura skale CSI je proverena korišćenjem konfirmativne faktorske analize (u daljem tekstu KFA), u programu EQS 6 (Bentler, 2006). S obzirom na to da Mardia koeficijent multivarijantne normalnosti ($g = 132.63$) značajno prevazilazi kritičnu granicu od 6 (Bentler, 2006), uslov multivarijantne normalnosti za sprovođenje metode maksimalne verodostojnosti nije ispunjen. Usled toga, KFA na matrici kovarijansi sprovedena je pomoću robustnog metoda maksimalne verodostojnosti (Sattora & Bentler, 1994). Za procenu fita modela korišćeni su sledeći indikatori: Sattora–Bentlerov skalirani hi-kvadrat ($SB\chi^2$), odnos Sattora–Bentlerovog skaliranog hi-kvadrata i stepeni slobode ($SB\chi^2/df$), koren prosečne kvadrirane greške aproksimacije (RMSEA: Steiger & Lind, 1980), standardizovani koren prosečnog kvadriranog reziduala (SRMR), komparativni indeks fita (CFI: Bentler, 1989) i Bentler-Bonettov normirani indeks fita (NFI: Bentler & Bonnet, 1980). Indikatorima dobrog fita se smatraju vrednosti $SB\chi^2/df$ manje od 3, RMSEA i SRMR od .05 ili manje, i CFI i NFI vrednosti iznad .95 (Hu & Bentler, 1998, 1999; Kline, 2005; Schumacker & Lomax, 1996).

Testirano je ukupno šest modela. Prvo je testiran originalni trofaktorski model koji je dao najslabije indikatore fita (videti Tabelu 4).

Tabela 4

Indikatori fita u konfirmativnoj faktorskoj analizi na celokupnom instrumentu

Model	SB χ^2	df	SB χ^2/df	RMSEA (90% CI)	SRMR	CFI	NFI
3-faktorski	2352.64	492	4.78	.055 (.053 - .057)	.061	.85	.82
4-faktorski	1700.22	428	3.97	.049 (.046 - .051)	.048	.89	.86
5-faktorski	2032.94	486	4.18	.051 (.048 - .053)	.061	.87	.84
6-faktorski	1979.77	489	4.04	.049 (.047 - .052)	.053	.89	.85
Bifaktorski 1	1827.05	481	3.79	.047 (.045 - .050)	.057	.89	.86
Bifaktorski 2	1728.15	477	3.62	.046 (.044 - .048)	.049	.93	.86

Napomena. SB χ^2 = Sattora–Bentlerov skalirani χ^2 ; RMSEA = koren prosečne kvadrirane greške aproksimacije; SRMR = standardizovani koren prosečnog kvadriranog reziduala; CFI = komparativni indeks fita; NFI = Bentler–Bonettov normirani indeks fita.

Nakon toga, testiran je četvorofaktorski model koji su sugerisali Ager i Meklahlan koji predlažu raslojavanje dimenzije Izbegavanje na dva faktora – izbegavanje/distrakcija i izbegavanje/povlačenje (Ager & MacLachlan, 1998).

U sledećem testiranom, petofaktorskom modelu, faktori Distrakcija, Izolacija i Iluzioniranje su faktori istog hijerarhijskog nivoa kao i Usmerenost na problem i Traženje socijalne podrške, bez nadređenog faktora.

Četvrti po redu testiran je šestofaktorski model koji implicira matrica strukture faktora iz Studije 1 (videti Prilog A). U ovom modelu faktori Usmerenost na problem i Traženje socijalne podrške obuhvataju stavke u skladu sa originalnom strukturom instrumenta, dok su stavke koje teorijski pripadaju subskali Izbegavanja raspoređene u tri faktora – Distrakcija, Izolacija i Iluzioniranje, a njih okuplja Izbegavanje kao faktor višeg hijerarhijskog reda, koji je u pretpostavljenoj korelaciji sa Usmerenošću na problem i Traženjem socijalne podrške.

Peti po redu je testiran model koji pretpostavlja bifaktorsku strukturu Izbegavanja. Njegova struktura je identična prethodnom modelu, izuzev toga što stavke Distrakcije, Izolacije i Iluzioniranja, pored svojih specifičnih faktora, zasićuju i dodatni generalni faktor Izbegavanja. Faktori Usmerenost na problem i Traženje socijalne podrške u ovom modelu su u pretpostavljenoj korelaciji sa generalnim faktorom Izbegavanje.

Poslednji je testiran model koji je identičan prethodnom, izuzev što su korelacije faktora Usmerenost na problem i Traženje socijalne podrške pretpostavljene sa specifičnim faktorima Distrakcija, Izolacija i Iluzioniranje, umesto sa generalnim faktorom. Ovaj model pokazuje najbolje indikatore fita u poređenju sa ostalim testiranim modelima, ali većina njih i dalje ne prelaze kritične granice prihvatljivosti.

S obzirom na niske indikatore fita, sproveli smo tri nezavisna multivarijantna Lagrange testa multiplikatora (Bentler, 1989; Bentler, 2006; Bentler & Chou, 1987) za svaku subskalu instrumenta, kako bismo stekli uvid u specifične korelacije univkviteta pojedinačnih stavki koje najviše doprinose porastu vrednosti χ^2 statistika prilikom KFA (videti Prilog B). Zanimljivo, u okviru subskale Rešavanje problema test je rezultirao sa ukupno devet parova stavki sa visokim koleracijama univkviteta i indeksima univarijantne modifikacije preko kritične vrednosti od $\Delta\chi^2 = 10$ (Muthén & Muthén, 2010, p. 646), sugerišući da bi se dodavanjem korelacije reziduala ovih stavki u model vrednost χ^2 testa značajno promenila ($\Delta\chi^2 = 245.76$, $df = 9$, $p < .01$). Za subskalu Traženje socijalne podrške test je otkrio osam parova stavki visoko koreliranih univkviteta za dodavanje modelu preko iste kritične vrednosti ($\Delta\chi^2 = 581.89$, $df = 8$, $p < .01$), a za bifaktorski model Izbegavanja dva para stavki sa značajnim univarijantnim indeksom modifikacije ($\Delta\chi^2 = 34.08$, $df = 2$, $p < .01$).

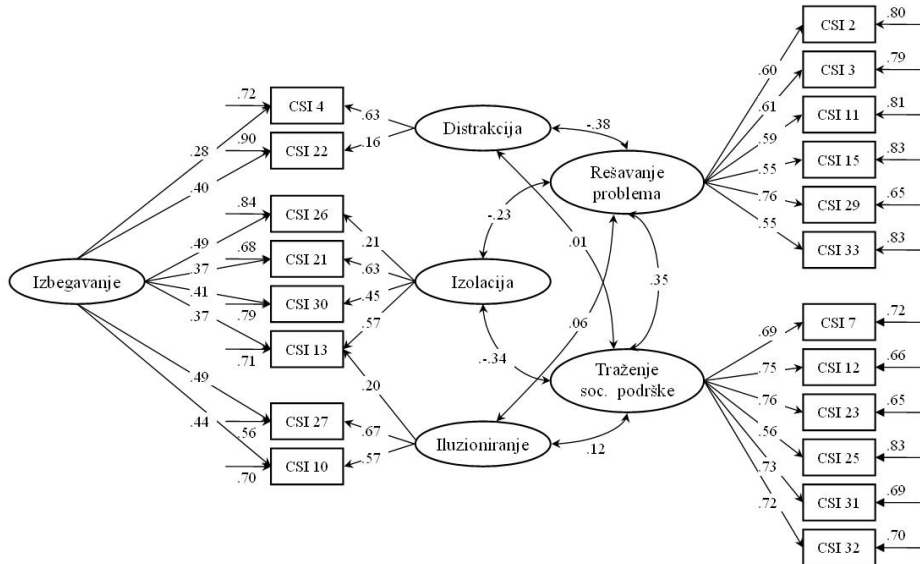
Umesto dodavanja korelacija reziduala za svaki par stavki u poslednji testiran model latentne strukture CSI u kom se pretpostavlja bifaktorski model Izbegavanja (Tabela 4), a s obzirom na veoma visoke Mardia koeficijente multivarijantne normalnosti, opredelili smo se za skraćivanje instrumenta (Bentler & Chou, 1987), i to isključujući prve stavke iz pomenutih parova stavki sa visoko koreliranim univkvitetima, odnosno stavke koje sa drugim stavkama ostvaruju značajnu korelaciju grešaka na osnovu rezultata Lagrange testa multiplikatora (Prilog B). Robustnim metodom maksimalne verodostojnosti ponovo su testirani modeli latentne strukture CSI, ali izostavljajući pomenute stavke. Od pet ukupno testiranih modela (Tabela 5) najbolje i prihvatljive indekse fita pokazuje model u kome međusobno korelirane subskale Rešavanje problema i Traženje socijalne podrške obuhvataju po 6 stavki. Sa njima su u pretpostavljenoj korelaciji faktori Izolacija sa 4 stavke, te Distrakcija i Iluzioniranje okupljajući po 2 stavke, a sve stavke izbegavajućih strategija zasićuju i generalni faktor Izbegavanje (Slika 1).

Tabela 5

Indikatori fita u konfirmativnoj faktorskoj analizi na skraćenom instrumentu

Model	$SB\chi^2$	df	$SB\chi^2/df$	RMSEA (90% CI)	SRMR	CFI	NFI
3-faktorski	891.42	167	5.34	.059 (.055 - .063)	.061	.88	.85
5-faktorski	343.00	156	2.20	.031 (.027 - .036)	.035	.97	.94
6-faktorski	461.56	160	2.88	.039 (.035 - .043)	.053	.95	.92
Bifaktorski 1	447.91	158	2.78	.038 (.034 - .043)	.053	.95	.93
Bifaktorski 2	303.08	154	1.97	.027 (.023 - .032)	.038	.98	.95

Napomena. $SB\chi^2$ = Sattora–Bentlerov skalirani χ^2 ; RMSEA = koren prosečne kvadrirane greške aproksimacije; SRMR = standardizovani koren prosečnog kvadriranog reziduala; CFI = komparativni indeks fita; NFI = Bentler–Bonettov normirani indeks fita.



Slika 1. Struktura i parametri petofaktorskog modela CSI.

Pouzdanosti izražene Cronbachovim koeficijentom pouzdanosti za skraćen instrument niže su u odnosu na one dobijene na celokupnom instrumentu i iznose .78 za Rešavanje problema, .85 za Traženje socijalne podrške i .73 za Izbegavanje, te se i dalje nalaze u granicama prihvatljivosti. S obzirom na bifaktorsku strukturu Izbegavanja, a sledeći sugestije da je u ovim slučajevima potrebno istražiti i odnos pouzdanosti generalnog i specifičnih faktora modela (Zinbarg, Revelle, Yovel, & Li, 2005; Zinbarg, Yovel, Revelle, & McDonald, 2006), upotrebili smo statistički softver ω (Watkins, 2013), te dobili da je hijerarhijski koeficijent pouzdanosti za generalni faktor Izbegavanja ($\omega_h = .63$) viši u odnosu na koeficijente dobijene za specifične faktore Distrakcija ($\omega = .26$), Izolacija ($\omega = .41$) i Iluzioniranje ($\omega = .38$). Vrednost omega-hijerarhijskog koeficijenta se može smatrati prihvatljivom za generalni faktor, dok vrednosti za specifične faktore ukazuju na nisku pouzdanost subskala (Shrout & Lane, 2012).

Diskusija

Poredeći rezultate ove studije sa rezultatima iz prethodne, ispostavlja se da se putem eksplorativne i konfirmativne faktorske analize na dva nezavisna uzorka došlo do gotovo identične strukture latentnog prostora CSI.

Takođe, pretpostavke o redundantnosti sadržaja parova pojedinih stavki, čiji se gotovo identični sadržaj manifestuje u visokoj korelaciji unikviteta i samim tim kompromituje generalni indeks fita pretpostavljenih modela, potvrđena je i u ovoj studiji. Podstaknuti nedovoljno jasnom strukturom subskale Izbegavanje, testirali smo šest alternativnih modela od kojih je najprihvatljivije indekse fita manifestovao

model sa pretpostavljenom bifaktorskom strukturom ove subskale, mada i dalje na granici prihvatljivosti. Tragajući za pokazateljima specifičnih relacija egzogenih varijabli koje najviše kompromituju indekse fita, sproveli smo Lagrange test multiplikatora, koji je sugerisao dopunu modela korelacijama ukupno 19 parova reziduala. Ovakvi rezultati nisu toliko neočekivani s obzirom na preveliku sličnost pojedinih stavki, odnosno na njihov gotovo identičan sadržaj. Primer parova sa najvećim korelacijama unikateta je stavka 14 „... razgovarali sa ljudima jer Vam razgovor pomaže“ i stavka 7 „... pričali sa ljudima o toj situaciji“, te je logično pretpostaviti da sa ostalim stavkama subskale ove stavke dele zajednički predmet merenja koji možemo imenovati Traženje socijalne podrške. Njihova prevelika sličnost verovatno predstavlja i jedinstveni izvor unikateta koji model ne pretpostavlja, te samim tim bez korelacije reziduala ovih stavki indeksi fita ukupnog modela bivaju niži. Sličnih primera ima i u okviru subskale Rešavanje problema, gde stavke 9 „... odmeravali različita rešenja“ i 3 „... trudili se da smislite što je moguće više rešenja“ poseduju preveliku sličnost u odnosu na npr. stavku 2 „... reorganizovali stvari u životu rešavajući problem“. U okviru subskale Izbegavanje zastupljenost ovakvih parova upadljivo je manja i manje приметna, ali ne izostaje (npr. stavke 28 „... poistovećivali se sa likovima iz romana i filmova“ i 27 „... maštali o tome kako bi stvari mogle biti drugačije“). Umesto dodatnog usložnjavanja modela odlučili smo se za izostavljanje pojedinih stavki, a da pri tome pouzdanost interne konzistencije skraćenih subskala ostane u granicama prihvatljivosti. Ponavljanjem analize uz izostavljanje po jednog iz parova stavki sa najvećim doprinosom porastu vrednosti χ^2 statistika, dobili smo dobre i prihvatljive indikatore fita, i to za model u kome subskale Usmerenost na problem i Traženje socijalne podrške obuhvataju po 6 dovoljno heterogenih stavki sa jedinstvenim predmetom merenja.

S druge strane, latentni prostor subskale Izbegavanje najbolje se može opisati bifaktorskim modelom, gde se pojedine stavke okupljaju oko specifičnih faktora Distrakcije, Iluzioniranja i Izolacije, a svaka od njih manifestuje i zasićenje na generalnom faktoru Izbegavanja. Iako hijerarhijski koeficijenti pouzdanosti sugerišu dovoljan legitimitet izbegavanju kao generalnom stilu prevladavanja istog nivoa opštosti, kao i traganju za socijalnom podrškom i rešavanju problema, heterogenost stavki namenjenih operacionalizaciji ove strategije u okviru Indikatora strategija prevladavanja upadljiva je do nivoa koji snažno sugeriše rekonceptualizaciju ovog dela instrumenta. Na primer, stavka 6 („... uradili sve da sprečite druge da vide kakva je situacija“) svojim sadržajem u odnosu na ostale stavke subskale daleko više referira na prikrivajuću strategiju emocionalne regulacije (Hofmann & Kashdan, 2010), dok stavka 28 („... poistovećivali se sa likovima iz romana ili filmova“) jedina referira na nadrealni sadržaj, te samim tim konfundiraju zajednički predmet merenja. Dodatno, u odnosu na ostale subskale instrumenta koje okupljaju isključivo stavke koje se odnose na ponašanje i planiranje ponašanja u neposrednoj budućnosti, subskala Izbegavanje pored bihevioralnih (npr. stavka 26 „... spavali više nego obično“) obuhvata stavke koje upućuju na isključivo kognitivne strategije (npr. stavka 10 „... sanjari o boljim vremenima“), te stavku 30 („... želeli da Vas ostave na miru“) koja se čak odnosi na emocionalno obojeno očekivanje usmereno na ponašanje drugih. S obzirom na

visoku heterogenost relativno malog broja stavki, sasvim je očekivano njihovo okupljanje oko više specifičnih faktora, uz zajednički doprinos Izbegavanju – latentnom konstrukt koji obuhvata odbranu od suočavanja sa stresorom, odnosno predstavlja krajnju svrhu svih sadržinski usko specifičnih kognitivnih, bihejvioralnih i konativnih manevara opisanih na nivou stavki. Iako svesni činjenice da poslednji testiran model poseduje nedostatak u tome što su faktori Distrakcija i Iluzioniranje definisani sa malim brojem egzogenih varijabli, što ih čini granično prihvatljivim (Bentler & Chou, 1987), izostavljanjem iz modela stavki koje ih određuju, kompromitovali bismo pouzdanost Izbegavanja do nivoa neprihvatljivog. Smatramo da bismo ovakvim postupkom prenebregnuli dragocene informacije o heterogenosti prirode izbegavajućih strategija prevladavanja stresa, i time lišili argumenata potencijalni zaključak o kompleksnosti konstrukta izbegavajućeg prevladavanja koji Indikator strategija prevladavanja pretenduje da meri relativno malim brojem stavki i svakako nedovoljno iscrpno. Dodatno, niske vrednosti omega-hijerarhijskog koeficijenta pouzdanosti za tri specifična faktora Izbegavanja sugerišu da se skorovi na subskalama izbegavanja ne mogu pouzdano interpretirati. Zato se ne preporučuje računanje skorova po subskalama Izbegavanja, već samo ukupnog skora. Imajući sve ovo na umu, možemo pretpostaviti da izbegavajuća strategija prevladavanja ima svoj empirijski legitimitet, ali da mora biti daleko preciznije i homogenije operacionalizovana putem stavki usmerenih na procenu učestalosti ispitaničkovog ponašanja.

Generalna diskusija

S obzirom na kratkoročne i dugoročne efekte stresa na psihološko blagostanje, razumevanje načina na koji ljudi izlaze na kraj sa stresom ima velik i teorijski i praktičan značaj. Do danas su prikupljeni brojni nalazi koji potvrđuju vezu između stila prevladavanja stresa i kvaliteta mentalnog zdravlja kao i velik potencijal da se preko unapređenja strategija prevladavanja redukuju negativne posledice delovanja stresnih situacija (Beasley, Thompson, & Davidson, 2003). Međutim, struktura konstrukta prevladavanja još uvek nije dovoljno jasna. Razlog koji se najčešće ističe kao ključni za ovakvu situaciju je izostanak konsenzusa teoretičara i istraživača o tome sa koliko je sržnih dimenzija najbolje definisati i meriti strategije prevladavanja (Skinner, Edge, Altman, & Sherwood, 2003). Direktna konsekvencija izostanka konsenzusa je razvoj brojnih višedimenzionalnih instrumenata za ispitivanje strategija koji polaze od različitih konceptualizacija mehanizama prevladavanja, što u izvesnoj meri ometa komparaciju i generalizaciju rezultata. Istraživanja pokazuju da najveći broj ovih instrumenata ima veoma nestabilnu faktorsku strukturu i problematičnu pouzdanost (Schwarzer & Schwarzer, 1996). Da bi se obezbedila bolja komunikacija među naučnicima koji istražuju ulogu prevladavanja u različitim oblastima ljudskog suočavanja sa stresom, nužno je stalno validirati instrumente putem kojih se prevladavanje prati. U tom svetlu cilj naše dve studije bio je provera konstrukt validnosti Indikatora strategija prevladavanja (Amirkhan, 1990) na uzorku mladih osoba u Srbiji. Ni eksplorativna niti konfirmativna faktorska analiza nisu dale rezultate

kompatibilne originalnoj strukturi instrumenta. Iako postoje autori koji razloge za slične nalaze traže u specifičnostima kulturnog konteksta u kojem je instrument primenjen (Ager & MacLachlan, 1998), skloni smo zaključku da naši rezultati ipak nisu posledica kulturoloških specifičnosti našeg uzorka s obzirom na to da strukturalna invarijantnost nije u potpunosti potvrđena ni na anglofonom području (Desmond et al., 2006), već pre nejednako precizne i heterogene operacionalizacije konstrukata koje skala pretenduje da meri.

Nalazi naših studija ističu nekoliko blisko povezanih problema u vezi sa konstrukt validnošću Indikatora strategija prevladavanja. Prvi od njih je heterogenost instrumenta u odnosu na prirodu konkretnih strategija koje sadrži u stavkama. Naime, usmerenost na rešavanje problema i traženje socijalne podrške gotovo su isključivo operacionalizovane stavkama koje se odnose na ponašanje ispitanika, dok je kod izbegavajućih strategija operacionalizacija daleko manje precizna i obuhvata kognitivne i konativne procese. Ovi nalazi dodatno ističu potrebu za reoperacionalizacijom izbegavajućih strategija putem stavljanja akcenta isključivo na procenu učestalosti ponašanja ispitanika, umesto sadašnjeg rešenja koje u sebi mimo ponašanja obuhvata i druge domene funkcionisanja, pa nedoslednost u strukturi skale nije neočekivana. Iako bi redukovali predmet merenja CSI isključivo na procenu ponašanja, takvi naponi učinili bi instrument sadržinski čistijim i preciznim u merenju jednog konkretnog segmenta strategija prevladavanja. Na taj način bi se budućim istraživačima ponudio instrument koji može dati značajni doprinos u rešavanju teorijskih problema dimenzionalnosti strategija prevladavanja (npr. Schwarzer & Schwarzer, 1996), poput i dalje aktuelnog pitanja razgraničavanja konceptualnih i bihevioralnih nivoa strategija prevladavanja (Krohne, 1993).

Drugi veoma bliski problem odnosi se na prirodu samog konstrukta izbegavajućih strategija. Čak i ako skalu svedemo na isključivo bihevioralni sadržaj, postavlja se pitanje da li izbegavanje možemo smatrati jedinstvenim konstruktom (Amirkhan, 1990) ili ono kao hijerarhijski viša superstrategija okuplja bliske ali ipak autonomne konstrukte aktivnog i pasivnog izbegavanja, što su sugerisala ranija istraživanja koja su koristila kako CSI (Ager & MacLachlan, 1998; Desmond et al., 2006), tako i druge instrumente namenjene proceni strategija prevladavanja (Endler & Parker, 1990, 1994; Folkman & Lazarus, 1988). U svojoj kritici Indikatora strategija prevladavanja, Schwarzer i Schwarzer odaju priznanje Amirkhanu povodom ulaganja velikog istraživačkog napora u empirijsku derivaciju skale, ali takođe ističu neophodnost dodatnih analiza sa ciljem identifikacije specifičnih faktora hijerarhijski nižeg reda u sve tri subskele instrumenta (Schwarzer & Schwarzer, 1996). Naši nalazi daju dodatni argument potrebi da se u budućim istraživanjima ovom pitanju posveti veća pažnja.

Dodatni kontekst na koji bi tokom budućih primena i dorada ovog instrumenta valjalo obratiti pažnju je zavisnost prirode strategija prevladavanja od sve većeg upliva tehnoloških inovacija u svakodnevicu. S obzirom na to da je skala nastala poslednje decenije XX veka, ona u sebi ne sadrži ponašanja koja se odnose na upotrebu interneta i virtuelne stvarnosti, korišćenje društvenih mreža i brojnih tehničkih inovacija na koje se pojedinci mogu oslanjati prilikom funkcionalnog ili disfunkcionalnog prevladavanja za njih stresnih okolnosti.

S druge strane, ambicije autora skale da empirijski generiše norme koje bi služile kao referentni okvir za procenu zastupljenosti strategija prevladavanja u ponašanju pojedinca u odnosu na populaciju (Amirkhan, 1990) mogu se ovim nalazima dovesti u pitanje jer, pored brojnih pitanja heterogenosti izbegavajućih strategija, distribucije sumativnih skorova sve tri subskale značajno odstupaju od normalne. S tim u vezi dodatno se ističe neophodnost optimalizacije skale putem osavremenjivanja instrumenta i svođenja subskalâ na manji odabir stavki dovoljno heterogenih da obezbede raspodelu sumativnih skorova bliže normalnoj, a ipak dovoljno sadržinski bliskih da dele zajednički predmet merenja.

Zaključak

Važno je napomenuti da je ovo prvo istraživanje psihometrijskih karakteristika ovog instrumenta u prevodu na srpski jezik, te da ono poseduje nedostatke koje bi valjalo uzeti u obzir prilikom njegovih budućih primena. Najvažnije ograničenje ogleda se u činjenici da je instrument primenjen na uzorku mladih odraslih, pretežno studenata i dominantno ženskog pola.

Iako Amirkhan navodi da se struktura i karakteristike instrumenta ne razlikuju u zavisnosti od pola, starosti i socioekonomskog statusa ispitanika (Amirkhan, 1990), ne treba ignorisati nalaze da osobe različitog uzrasta drugačije percipiraju stresore i samim tim i njihovo prevladavanje varira (Costa & McCrae, 1993), te da se kod pojedinca tokom vremena dominantni odgovori na stresore menjaju (Diehl et al., 2014). Takođe postoje nalazi koji sugerišu da u susretu sa stresorom žene generalno postižu više skorove na skalama emocionalno fokusiranog i izbegavajućeg prevladavanja (Matud, 2004). Zbog svega navedenog u budućim istraživanjima bi bilo korisno uključiti jednak broj muških i ženskih ispitanika i proveriti karakteristike Indikatora strategija prevladavanja na različitim uzrasnim kategorijama.

Svakako bi instrument valjalo proveriti i na populaciji koja se aktuelno nalazi pod dejstvom nekog stresora ili ga je doživela u neposrednoj prošlosti (npr. Somhlaba & Wait, 2009), te u kliničkim uslovima, kako osoba sa emocionalnim poteškoćama (npr. Bijttebier & Vertommen, 1999), tako i osoba koje pate od neke forme akutne ili hronične telesne bolesti ili oštećenja (npr. Welch & Austin, 2001). Generalno gledano, ovog istraživanja vode nas ka zaključku da, iako ovaj instrument poseduje dobar potencijal u proceni strategija prevladavanja, ipak je potrebno posvetiti dodatnu istraživačku pažnju njegovoj doradi putem sadržinskog pročišćavanja i osavremenjivanja stavki koje obuhvata.

Reference

- Ager, A., & MacLachlan, M. (1998). Psychometric properties of the Coping Strategy Indicator (CSI) in a study of coping behavior amongst Malawian students. *Psychology and Health, 13*, 399–409.

- Aldwin, C. A. (2007). *Stress, coping, and development – An integrative perspective* (2nd ed.). New York: The Guildford Press.
- Amirkhan, J. H. (1990). A factor analytically derived measure of coping: The Coping Strategy Indicator. *Journal of Personality and Social Psychology*, *59*, 1066–1074.
- Amirkhan, J. H. (1994). Criterion validity of a coping measure. *Journal of Personality Assessment*, *62*, 242–261.
- Andover, M. S, Pepper, C. M., & Gibb, B. E. (2007). Self-mutilation and coping strategies in a college sample. *Suicide and Life-Threatening Behavior*, *37*, 238–243.
- Beasley, M., Thompson, T., & Davidson, J. (2003). Resilience in response to life stress: The effects of coping style and cognitive hardiness. *Personality and Individual Differences*, *34*, 77–95.
- Bentler, P. M. (1989). *EQS Structural equations program model*. Los Angeles: BMDP Statistical Software.
- Bentler, P. M. (2006). *EQS Structural equations program manual*. Encino, CA: Multivariate Software, Inc.
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, *88*, 588–606.
- Bentler, P. M., & Chou, C. P. (1987). Practical Issues in Structural modeling. *Sociological Methods Research*, *16*, 78–116.
- Bijttebier, P., & Vertommen, H. (1997). Psychometric properties of the Coping Strategy Indicator in a Flemish sample. *Personality and Individual Differences*, *23*, 157–160.
- Bijttebier, P., & Vertommen, H. (1999). Coping strategies in relation to personality disorders. *Personality and Individual Differences*, *26*, 847–856.
- Briggs, S. R., & Cheek, J. M. (1986). The role of factor analysis in the development and evaluation of personality scales. *Journal of Personality*, *54*, 106–148.
- Clark, K. K., Bormann, C. A., Cropanzano, R. S., & James, K. (1995). Validation evidence for three coping measures. *Journal of Personality Assessment*, *65*, 434–455.
- Clark, L. A., & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, *7*, 309–319.
- Costa, P. T., & McCrae, R. R. (1993). Psychological stress and coping in old age. In L. Goldberger & S. Breznitz (Eds.), *Handbook of stress: Theoretical and Clinical Aspects* (2nd ed., pp. 403–412). New York: Free Press.
- Desmond, D. M., Shevlin, M., & MacLachlan, M. (2006). Dimensional analysis of the coping strategy indicator in a sample of elderly veterans with acquired limb amputations. *Personality and Individual Differences*, *40*, 249–259.
- Diehl, M., Chui, H., Hay, E. L., Lumley, M. A., Grün, D., & Labouvie-Vief, G. (2014). Change in coping and defense mechanisms across adulthood: Longitudinal findings in a European American sample. *Developmental Psychology*, *50*, 634–648.
- Dinno A. (2009). Exploring the sensitivity of Horn's Parallel analysis to the distributional form of simulated data. *Multivariate Behavioral Research*, *44*, 362–388.
- Endler, N. S. (2002). Multidimensional interactionism: Stress, anxiety, and coping. In L. Backman & R. C. von Hofsen (Eds.), *Psychology at the turn of the millennium*:

- Vol. 1. Cognitive, biological, and health perspectives* (pp. 281–304). Hove, UK: Taylor & Francis.
- Endler, N. S., & Parker, J. D. A. (1990). Multidimensional assessment of coping: A critical evaluation. *Journal of Personality & Social Psychology*, *58*, 844–854.
- Endler, N. S., & Parker, J. D. A. (1994). Assessment of multidimensional coping: Task, emotion, and avoidance strategies. *Psychological Assessment*, *6*, 50–60.
- Folkman, S., & Lazarus, R. S. (1980). An analysis of coping in a middle-aged community sample. *Journal of Health and Social Behavior*, *21*, 219–239.
- Folkman, S., & Lazarus, R. S. (1988). *Manual for the ways of coping questionnaire*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Gallagher, P., & MacLachlan, M. (1999). Psychological adjustment and coping in adults with prosthetic limbs. *Behavioral Medicine*, *25*, 117–124.
- Gillespie, A., Peltzer, K., & MacLachlan, M. (2000). Returning refugees: Psychosocial problems and mediators of mental health among Malawian returnees. *Journal of Mental Health*, *9*, 165–178.
- Gipple, D. E., Sang, M. L., & Puig, A. (2006). Coping and dissociation among female college students: Reporting childhood abuse experiences. *Journal of College Counseling*, *9*, 33–46.
- Glennon, S., & MacLachlan, M. (2000). Stress, coping and acculturation of international medical students in Ireland. In M. MacLachlan & M. O'Connell (Eds.), *Cultivating pluralism: Psychological, social and cultural perspectives on a changing Ireland* (pp. 259–277). Oak Tree Press.
- Greer, T., Dunlap, W. P., Hunter, S. T., & Berman, M. E. (2006). Skew and Internal Consistency. *Journal of Applied Psychology*, *91*, 1351–1358.
- Hofmann, S. G., & Kashdan, T. B. (2010). The Affective Style Questionnaire: Development and psychometric properties. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, *32*, 255–263.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, *30*, 179–185.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, *3*, 424–453.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, *6*, 1–55.
- Kirchner, T., Fornas, M., Muñoz, D., Pereda, N. (2008). Psychometric properties and dimensional structure of the Spanish version of the Coping Responses Inventory - Adult Form. *Psicothema*, *20*, 902–909.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practices of structural equation modeling* (2nd ed.). New York: Guilford Press.
- Krohne, H. W. (1993). Vigilance and cognitive avoidance as concepts in coping research. In H. W. Krohne (Ed.), *Attention and avoidance: Strategies in coping with aversiveness* (pp. 19–50). Seattle: Hogrefe & Huber.
- Lazarus, R. S. (1991). *Emotion and adaptation*. London: Oxford University Press.

- Li, M. H., & Nishikawa, T. (2012). The relationship between active coping and trait resilience across U.S. and Taiwanese college student samples. *Journal of College Counseling, 15*, 157–171.
- Luyckx, K., Klimstra, K. A., Duriez, B., Schwartz, S. J., & Vanhalst, J. (2012). Identity processes and coping strategies in college students: Short-term longitudinal dynamics and the role of personality. *Journal of Youth and Adolescence, 41*, 1226–1239.
- Matud, M. P. (2004). Gender differences in stress and coping styles. *Personality and Individual Differences, 37*, 1401–1415.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2010). *Mplus user's guide, sixth edition*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Nunnally, J., & Bernstein, I. (1994). *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill.
- O'Connor, B. P. (2000). SPSS and SAS programs for determining the number of components using parallel analysis and Velicer's MAP test. *Behavior Research Methods, Instrumentation, and Computers, 32*, 396–402.
- Po-Chi, K., & Craigie, P. (2013). Evaluating students interpreters' stress and coping strategies. *Social Behavior & Personality, 41*, 1035–1043.
- Ptacek, J. T., Smith, R. E., Espe, K., & Raffety, B. (1994). Limited correspondence between daily coping reports and retrospective coping recall. *Psychological Assessment, 6*, 41–44.
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (1994). Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. In A. von Eye & C. C. Clogg (Eds.), *Latent variables analysis: Applications for developmental research* (pp. 399–419). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Schumacker, R., & Lomax, R. (1996). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates: Inc.
- Schwarzer, R., & Schwarzer, C. (1996). A critical survey of coping instruments. In M. Zeidner & N. S. Endler (Eds.), *Handbook of coping: Theory, research, applications* (pp. 107–132). Oxford, England: John Wiley & Sons.
- Selye, H. (1956). *The stress of life*. New York: McGraw-Hill.
- Shrout, P. E., & Lane, S. P. (2012). Reliability. In H. Cooper (Ed.), *APA handbook of research methods in psychology: Foundations, planning, measures, and psychometrics* (Vol. 1, pp. 643–660). Washington, DC: American Psychological Association.
- Sirota, N. A., & Fetisov, B. A. (2013). Coping behavior of women with breast cancer with visible postsurgery deformity. *Psychology in Russia: State of the Art, 6*, 77–85.
- Skinner, E. A., Edge, K., Altman, J., & Sherwood, H. (2003). Searching for the structure of coping: A review and critique of category systems for classifying ways of coping. *Psychological Bulletin, 129*, 216–269.
- Somhlaba, N. Z., & Wait, J. W. (2009). Stress, coping styles, and spousal bereavement: Exploring patterns of grieving among black widowed spouses in rural South Africa. *Journal of Loss and Trauma, 14*, 196–210.

- Soriano, J., & Zorroza, J. (1999). Análisis comparativo de tres cuestionarios de afrontamiento al estrés: CSI, CM y WOC. *Boletín de Psicología*, 62, 43–64.
- Spangenberg, J. J., & Theron, J. C. (1999). Stress and coping strategies in spouses of depressed patients. *The Journal of Psychology*, 133, 253–262.
- Steiger, J. H., & Lind, J. C. (1980). *Statistically-based tests for the number of common factors*. Paper presented at the annual Spring Meeting of the Psychometric Society, Iowa City, Iowa.
- Streiner, D. L. (2003). Starting at the beginning: An introduction to coefficient alpha and internal consistency. *Journal of Personality Assessment*, 80 (1), 99–103.
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with Parallel analysis. *Psychological Methods*, 16, 209–220.
- Utsey, S. O., Ponterotto, J. G., Reynolds, A. L., & Cancelli, A. A. (2000). Racial and discrimination, coping, life satisfaction, and self-esteem among African Americans. *Journal of Counseling and Development*, 78, 72–80.
- Velicer, W. F., Eaton, C. A., & Fava, J. L. (2000). Construct explication through factor or component analysis: A review and evaluation of alternative procedures for determining the number of factors or components. In R. D. Goffen & E. Helms (Eds.), *Problems and Solutions in Human Assessment – Honoring Douglas N. Jackson at Seventy* (pp. 41–71). New York: Springer.
- Watkins, M. W. (2013). *Omega [Computer software]*. Phoenix, AZ: Ed & Psych Associates.
- Welch, J. L., & Austin, J. K. (2001). Stressors coping and depression in haemodialysis patients. *Journal of Advanced Nursing*, 33, 200–207.
- White, C., & Gallagher, P. (2010). Effect of patient coping preferences on quality of life following renal transplantation. *Journal of Advanced Nursing*, 66, 2550–2559.
- Wright, M., Crawford, E., & Sebastian, K. (2007). Positive resolution of childhood sexual abuse experiences: The role of coping, benefit-finding and meaning-making. *Journal of Family Violence*, 22, 597–608.
- Zinbarg, R. E., Revelle, W., Yovel, I., & Li, W. (2005). Cronbach's α , Revelle's β , and McDonald's ω : Their relations with each other and two alternative conceptualizations of reliability. *Psychometrika*, 70, 123–133.
- Zinbarg, R., Yovel, I., Revelle, W., & McDonald, R. (2006). Estimating generalizability to a universe of indicators that all have one attribute in common: A comparison of estimators for omega. *Applied Psychological Measurement*, 30, 121–144.
- Žuljević, D. i Gavrilov-Jerković, V. (2011). Strategije prevladavanja stresa u kontekstu teorije osjetljivosti na potkrepljenje. *Primenjena psihologija*, 4, 35–52.

Prilog A

Tabela A

Matrica sklopa dobijenog petofaktorskog rešenja i komunaliteti stavki

Br.	Parafrazirana stavka CSI	Faktor						
		1	2	3	4	5	CI	CE
Rešavanje problema								
9.	... odmeravali različita rešenja.	.77	-.04	.02	.01	-.06	.61	.59
17.	... smišljali plan akcije.	.75	.04	.16	.01	-.18	.58	.58
33. pažljivo planirali akciju umesto da reagujete naglo.	.75	-.04	-.01	-.13	-.01	.50	.48
16.	... posvetili svu svoju pažnju traženju rešenja.	.74	.01	.07	.01	-.14	.61	.59
11.	... probali razne načine rešavanja problema.	.70	.08	.26	-.04	.00	.38	.38
29.	... pokušali da rešite problem.	.68	.02	-.29	.04	.05	.78	.82
3.	... trudili se da smislite što je moguće više rešenja.	.68	-.02	-.10	.07	.03	.61	.56
8.	... postavljali ciljeve da biste izašli na kraj sa problemom.	.63	.04	-.14	.05	.13	.55	.52
2.	... reorganizovali stvari u životu rešavajući problem.	.62	.01	-.05	-.08	.01	.44	.39
20.	... borili se za ono što ste najviše želeli u toj situaciji.	.57	.05	-.19	-.11	.03	.47	.45
15.	... mislili šta treba da se uradi da bi stvari došle na svoje.	.44	.04	-.30	.23	.03	.77	.76
Traženje socijalne podrške								
23.	... potražili prijatelja da Vam pomogne.	-.02	.86	.12	.06	.04	.67	.66
24.	... otišli kod prijatelja da Vas posavetuje.	.06	.83	.42	-.04	.12	.56	.58
14.	... razgovarali sa ljudima jer Vam razgovor pomaže.	.02	.77	-.02	-.05	-.15	.71	.68
7.	... pričali sa ljudima o toj situaciji.	-.05	.73	-.17	.07	-.08	.76	.72
31.	... prihvatili pomoć od prijatelja.	.07	.72	-.01	-.08	.06	.56	.53
12.	... poverili svoje brige prijatelju.	-.02	.69	-.17	.09	-.09	.71	.70
32.	... tražili podršku od najbližih.	.06	.65	-.19	.09	.09	.67	.66
19.	... otišli nekome da Vam pomogne da se bolje osećate.	.07	.62	.32	-.19	.23	.42	.44
1.	... podelili svoja osećanja sa prijateljem.	-.06	.61	-.24	.10	-.20	.73	.73
25.	... prihvatili saosećanje od osoba u sličnom problemu.	.04	.60	-.04	.04	-.01	.50	.43
5.	... prihvatili saosećanje i razumevanje od nekoga.	-.04	.52	-.25	.09	.07	.53	.44
Izbegavanje								
21.	... izbegavali susrete sa ljudima.	.03	-.13	.91	.01	-.16	.75	.80
26.	... spavali više nego obično.	-.06	.14	.84	.09	-.14	.55	.52
18.	... gledali TV više nego obično.	-.05	.09	.76	-.06	.00	.63	.61

Br.	Parafrazirana stavka CSI	Faktor						
		1	2	3	4	5	CI	CE
30.	... želeli da Vas ostave na miru.	.13	-.14	.65	.37	-.06	.42	.37
13.	... više provodili u vreme samoći.	.04	-.08	.63	.51	-.03	.45	.40
27.	... maštali o tome kako bi stvari mogle biti drugačije.	-.03	.14	.15	.90	.19	.61	.67
10.	... sanjarili o boljim vremenima.	-.07	.05	.01	.88	.28	.57	.61
28.	... poistovećivali se sa likovima iz romana ili filmova.	-.08	.05	-.01	.77	-.00	.64	.63
6.	... uradili sve da sprečite druge da vide kakva je situacija.	.08	-.26	.05	.41	.36	.23	.20
4.	... trudili se da skrenete misli sa problema.	-.13	.07	-.18	.44	.57	.38	.39
22.	... suviše se bavili hobijima da biste pobjegli od problema.	.02	-.02	.38	.04	.51	.54	.58

Napomena. Podeljena su faktorska opterećenja preko .30. CI = incijalni komunalitet; CE = ekstrahovani komunalitet.

Prilog B

Tabela B

Rezultati multivarijantnih Lagrange testova multiplikatora za pojedinačne subskale CSI

Korak	Parovi koreliranih reziduala		Kumulativni multivarijantni doprinos		Univarijantni doprinos	
			$\Delta\chi^2$	<i>df</i>	$\Delta\chi^2$	<i>df</i>
Subskala Rešavanje problema						
1	CSI 9	CSI 3	79.79	1	79.79	44
2	CSI 17	CSI 16	131.76	2	51.97	43
3	CSI 20	CSI 9	154.45	3	22.69	42
4	CSI 3	CSI 20	171.07	4	16.61	41
5	CSI 16	CSI 33	200.46	5	13.73	40
6	CSI 8	CSI 2	210.92	6	10.46	39
7	CSI 16	CSI 9	220.98	7	10.06	38
8	CSI 29	CSI 9	234.91	8	13.93	37
9	CSI 17	CSI 15	245.76	9	10.85	36
10	CSI 29	CSI 8	255.40	10	9.65	35
Subskala Traženje socijalne podrške						
1	CSI 14	CSI 7	176.58	1	176.58	44
2	CSI 24	CSI 23	274.28	2	97.70	43
3	CSI 24	CSI 19	367.42	3	93.14	42
4	CSI 19	CSI 23	445.17	4	77.75	41
5	CSI 5	CSI 25	486.67	5	41.50	40
6	CSI 1	CSI 31	527.83	6	41.16	39
7	CSI 31	CSI 19	552.42	7	24.59	38
8	CSI 12	CSI 1	581.89	8	10.06	37
9	CSI 23	CSI 5	591.88	9	9.99	36
Bifaktorski model Izbegavanja						
1	CSI 18	CSI 26	19.76	1	19.76	25
2	CSI 28	CSI 27	34.08	2	14.32	24

Napomena. Sve vrednosti $\Delta\chi^2$ su značajne na nivou $p < .01$. Zadebljane stavke izostavljene su iz ponovljene konfirmativne faktorske analize.

Dragan Žuljević
Veljko Jovanović
Vesna Gavrilov
Jerković

Department of
Psychology,
Faculty of Philosophy,
University of Novi
Sad

THE LATENT STRUCTURE OF A SERBIAN ADAPTATION OF THE COPING STRATEGY INDICATOR

The Coping Strategy Indicator (CSI: Amirkhan, 1990) is an empirically derived instrument aimed to assess the styles of coping with stress, i.e. the level of presence of three major coping styles – problem solving, seeking social support and avoidance within the behavior of a person faced with a stressor. Despite its popularity and wide usage across various cultural contexts, findings on its structural invariance are seldom and inconsistent. This study was aimed to investigate its psychometric properties, mainly the structural validity of the CSI, in a sample of young people in Serbia. The research was organized by conducting two studies. In Study 1 ($N = 327$) an exploratory factor analysis was used to evaluate the construct validity of the scale. In Study 2 on a student sample of the University of Novi Sad ($N = 1249$), a confirmatory factor analysis was used to further evaluate the scale's construct validity. Neither exploratory nor confirmatory factor analysis succeed in replicating the original structure of the scale. The results of EFA suggested a high diversity of the Avoidance subscale. The results of CFA suggested shortening of the Problem Solving and Seeking Social Support subscales, from 11 to 6 items. For the Avoidance subscale, the most adequate was a bifactor model containing 8-item loadings on a general avoidance factor, with Distraction, Illusioning and Isolation as specific components. We can conclude that this Serbian adaptation of the CSI tends to be a valid and reliable instrument for assessing coping strategies. On the other hand, future research should further evaluate validity of the instrument and particularities within avoidant coping behavior across various samples and areas in more detail.

Keywords: Coping Strategy Indicator, psychometric properties, Serbian sample