

2017-09-18

Psychometric evaluation of a Serbian adaptation of the anxiety sensitivity index (ASI-3)

Volarov M., Oljača Milan, Mihić Ljiljana,
Čolović Petar

Volarov M., Oljača, Milan, Mihić, Ljiljana, and Čolović, Petar.
2017. Psychometric evaluation of a Serbian adaptation of the
anxiety sensitivity index (ASI-3). *Primenjena Psihologija* 10(3):
401–425. doi: 10.19090/pp.2017.3.401-425.

<https://open.uns.ac.rs/handle/123456789/2378>

Downloaded from DSPACE-CRIS - University of Novi Sad

Marija Volarov¹
Milan Oljača
Ljiljana Mihić
Petar Čolović

Odsek za psihologiju,
 Filozofski fakultet,
 Univerzitet u Novom
 Sadu

PSIHOMETRIJSKA EVALUACIJA SRPSKE ADAPTACIJE INDEKSA SENZITIVNOSTI NA SIMPTOME ANKSIOZNOSTI (ASI-3)²

Osnovni cilj ovog rada je provera validnosti i psihometrijskih karakteristika Indeksa senzitivnosti na simptome anksioznosti (ASI-3), na srpskom uzorku ispitanika iz opšte populacije. Uzorak je činilo 553 ispitanika starosti 18 do 60 godina, pri čemu je bilo više ispitanika ženskog pola (82.1%). Rezultati konfirmativne faktorske analize (CFA) ukazuju da bifaktorski model, sa jednim generalnim faktorom opšte senzitivnosti na simptome anksioznosti i tri specifična faktora – zabrinutost za fizičko funkcionisanje, zabrinutost za kognitivno funkcionisanje i zabrinutost u socijalnim situacijama, ima najbolji fit. Rezultati analiza baziranih na teoriji odgovora na stavke (IRT: 2PL model) ukazuju na to da je ASI-3 relativno težak, odnosno da je prilagođen ispitanicima sa prosečnim i natprosečnim nivoom latentne osobine. Na osnovu rezultata baziranih na korelaciono-regresionim analizama donet je zaključak o dobroj konvergentnoj, divergentnoj i inkrementalnoj validnosti upitnika ASI-3. IRT analizama je identifikovana grupa od pet problematičnih stavki (niski parametri informativnosti i diskriminativnosti kao i visoki parametri težine) i razmotrena je njihova potencijalna primena u kliničkoj praksi. Konačno, generalni faktor opšte senzitivnosti na simptome anksioznosti, a u manjoj meri i specifični faktori imaju potencijal u objašnjavanju dodatne varijanse spoljnih kriterijuma povrh koncepta anksioznosti iz domena revidirane teorije osetljivosti na potkrepljenje, što ukazuje na inkrementalnu validnosti upitnika ASI-3. Ponuđene su kliničke i istraživačke implikacije.

¹ Adresa autora:
 m.volarov@yahoo.com.

Primljeno: 02. 08. 2016.
 Primljena korekcija:
 13. 10. 2016.
 Primljena ponovna korekcija:
 02. 02. 2017.
 Prihvaćeno za štampu:
 03. 02. 2017.

Ključne reči: senzitivnost na anksioznost, ASI-3, bifaktorski model, konfirmatorna faktorska analiza (CFA), teorija odgovora na stavke (IRT)

² Rad je nastao u okviru projekta Ministarstva prosvete, nauke i tehnološkog razvoja (179006).

Senzitivnost na anksioznost (SA) definiše se kao strah od telesnih senzacija i psiholoških manifestacija koje prate stanje anksioznosti, a koji u svojoj osnovi ima uverenje da te senzacije mogu ostaviti štetne posledice na kognitivno, fizičko i socijalno funkcionisanje (Reiss & McNally, 1985). Reiss i McNally (Reiss & McNally, 1985) SA vide kao stabilnu osobinu i smatraju da je moguće identifikovati individualne razlike duž njenog kontinuuma. Iako je SA na početku konceptualizovana kao vulnerabilnost za anksiozne poremećaje (Bernstein & Zvolensky, 2007; Li & Zinbarg, 2007; McNally, 2002; Olatunji & Wolitzky-Taylor, 2009; Schmidt, Zvolensky, & Maner, 2006) kasnija istraživanja su pokazala da SA predstavlja transdijagnostički konstrukt, odnosno da ima značajnu ulogu u razvoju i održavanju ne-anksiozne psihopatologije, poput depresije, zloupotrebe supstanci, nikotinske zavisnosti, poremećaja ishrane, hroničnog bola i sl. (Anestis, Holm-Denoma, Gordon, Schmidt, & Joiner, 2008; Naragon-Gainey, 2010; Reiss, Peterson, Gursky, & McNally, 1986; Taylor, 1999).

Struktura senzitivnosti na anksioznost

Važno konceptualno pitanje odnosi se na strukturu fenomena SA. Dok jedna grupa istraživača zagovara stav da se radi o jednodimenzionalnom konstrukt (npr. Reiss & McNally, 1985), druga sugeriše da se ipak radi o konstrukt višedimenzionalne strukture (npr. Taylor et al., 2007). Ovako definisan konceptualni problem ima svoje implikacije za operacionalizaciju i validaciju konstrukta. U dostupnoj literaturi ne postoji konsenzus kada je u pitanju faktorska struktura upitničkih operacionalizacija SA. Faktorska rešenja o kojima se izveštava u istraživanjima variraju od jednofaktorskog (npr. Won, Park, & Kwon, 1995) preko dvofaktorskog do četvorofaktorskog (npr. Keough, 2004; Schmidt & Joiner, 2002; Vujanovic, Arindell, Bernstein, Norton, & Zvolensky, 2007). Solucija sa tri faktora nižeg reda i jednim faktorom višeg reda replicirana je u najvećem broju istraživanja (npr. Jurin, Jokic-Begic, & Lauri-Korajlija, 2012; Vukosavljević-Gvozden, Batinić i Peruničić, 2012) nezavisno od toga o kojoj reviziji instrumenta je reč. Faktori nižeg reda su imenovani kao strah od telesnih senzacija/zabrinutost za fizičko funkcionisanje (ZFF), strah od gubitka kognitivne kontrole/zabrinutost za kognitivno funkcionisanje (ZKF) i strah od manifestacije anksioznosti u socijalnim situacijama/zabrinutost u socijalnim situacijama (ZSS). Faktor višeg reda je imenovan kao generalna senzitivnost na anksioznost – GSA.

Indeks senzitivnosti na simptome anksioznosti – 3 (ASI-3: Taylor et al., 2007) predstavlja poslednji u nizu pokušaja da se otklone nedostaci prethodnih upitničkih operacionalizacija SA. S obzirom na to da je ova treća revizija instrumenta razvijena relativno skoro, postoji mali broj istraživanja koja su se bavila proverom njegove latentne strukture. Rezultati sugerišu da hijerarhijski model sa tri faktora nižeg i jednim faktorom višeg reda u većini slučajeva ima bolje indikatore fita u poređenju sa istom konfiguracijom modela na stavkama prethodnih verzija upit-

nika (Taylor et al., 2007). Objašnjenje ovako dobijenih rezultata može se potražiti u načinu na koji je konstruisan ASI-3. Naime, prilikom konstruisanja ove verzije instrumenta, uzete su samo one stavke koje su u ranijim verzijama bile snažno zasićene sa jednim od tri dobijena faktora (Taylor et al., 2007). Ovakvi nalazi su u skladu sa teorijskim shvatanjem o strukturi SA kao višedimenzionalnom konstrukturu (Lim & Kim, 2012; Taylor et al., 2007).

Rešenja sa više faktora omogućavaju jasniju distinkciju između dimenzija koje leže u osnovi straha od specifičnih simptoma anksioznosti, što može igrati značajnu ulogu u teorijama koje se bave potencijalnim uzrocima nastanka različitih poremećaja (Rodriguez et al., 2004). Allan i saradnici (Allan, Capron, Raines, & Schmidt, 2014) sugerišu da faktori nižeg reda ostvaruju značajne relacije sa širokim spektrom poremećaja, dok najčešće replicirani nalazi upućuju na pozitivnu povezanost ZFF i paničnog poremećaja, ZKF i depresivne simptomatologije i ZSS i straha od socijalne evaluacije i socijalne anksioznosti (Kemper, Bähr, Rüdell, & Hock, 2012; Olthuis, Watt, & Stewart, 2014; Osman et al., 2010; Taylor et al., 2007).

Međutim, novije studije usmerene na proveru bifaktorske strukture latentnog prostora ovog upitnika ponovo oživljavaju dilemu koja se tiče jednodimenzionalnosti nasuprot višedimenzionalnosti konstrukta koji se meri ASI-3 upitnikom. Naime, bifaktorski model istovremeno podrazumeva postojanje generalnog faktora SA koji zasićuje sve stavke upitnika, ali i tri specifična faktora (ZFF, ZKF, ZSS). Generalni (G) faktor u bifaktorskom modelu odražava zajedničku varijansu svih stavki, dok specifični faktori objašnjavaju procenat varijanse koji nije pokriven generalnim faktorom i ne predstavlja varijansu greške (Brown, 2006). Ovakva solucija, u kojoj je jasno diferencirana zajednička varijansa objašnjena generalnim i specifičnim faktorima, podrazumeva da su sve dimenzije u modelu međusobno ortogonalne. Rezultati dosadašnjih istraživanja konzistentno ukazuju na bolji fit bifaktorskog modela u odnosu na sve ranije testirane modele, pri čemu autori zaključuju da njihovi rezultati podržavaju jednodimenzionalnu prirodu konstrukta SA (Ebesutani et al., 2014; Ghisi et al., 2016; Osman et al., 2010).

Cilj ovog istraživanja predstavlja proveru bifaktorske strukture ASI-3 upitnika. Dosadašnja istraživanja su bila ograničena na dva američka i jedan italijanski uzorak, te je očegledna potreba za kros-kulturnom replikacijom rezultata. Nalaz o bifaktorskoj prirodi SA konstrukta bi imao važne praktične implikacije, a takođe je poznato da upotreba ortogonalizovanih faktorskih skorovi iz bifaktorskih modela imaju niz konceptualnih prednosti u odnosu na skorove iz alternativnih modela (videti: Chen, Hayes, Carver, Laurenceau, & Zhang, 2012). Na primer, skorovi na specifičnim faktorima se pokazuju kao bolji prediktori specifičnih ponašanja u odnosu na skorove na nadređenim dimenzijama (Paunonen & Ashton, 2001).

Evaluacija ASI-3 primenom Teorije odgovora na stavke (IRT)

Pored utvđivanja optimalnog modela faktorske strukture, ovo istraživanje ima za cilj i proveru funkcionisanja instrumenta na nivou pojedinačnih stavki. Prema našim saznanjima, do sada je sprovedeno samo jedno istraživanje u kojem je primenjena analiza bazirana na teoriji odgovora na stavke (IRT) ali sa ciljem provere dimenzionalnosti ASI-3 (Kemper & Hock, 2017). Primenom IRT-a se dodatno ispituju metrijski aspekti instrumenta koji ne mogu biti ispitani na klasičan način (npr. mere informativnosti i težine stavke), kao i njegova prikladnost za primenu na ispitanicima iz opšte populacije.

Konvergentna i divergentna validnost ASI-3

Rezultati istraživanja na kliničkim i nekliničkim uzorcima ukazuju na to da je ASI-3 bolji od svih ranijih operacionalizacija SA, i da ima zadovoljavajuću konvergentnu, divergentnu i kriterijumsku validnost (Ebesutani et al., 2014; Ghisi et al., 2016; Osman et al., 2010; Taylor, 1999; Taylor et al., 2007; Wheaton et al., 2012). Jedan od ciljeva ovog istraživanja predstavlja provera konvergentne i divergentne validnosti srpske adaptacije ASI-3 upitnika. Za proveru konvergentne i divergentne validnosti upotrebljeni su: upitnik Zadovoljstva životom (SWLS: Diener, Emmons, Larsen, & Griffin, 1985), Upitnik psihološke (ne)fleksibilnosti (AAQ: Bond et al., 2011), Skala depresivnosti, anksioznosti i stresa (DASS-21: Lovibond & Lovibond, 1995) i Upitnik osetljivosti na potkrepljenje (UOP: Smederevac, Mitrović, Čolović, & Nikolašević, 2014). U odnosu na teorijske postavke koje leže u osnovi primenjenih inventara, očekuje se pozitivna relacija SA i anksioznosti, depresivnosti i stresa (DASS-21) i psihološke nefleksibilnosti (AAQ), kao i negativna relacija SA i zadovoljstva životom (SWLS). Nadalje, ASI-3 je validiran koristeći konstrukte Grayove reformulisane teorije osetljivosti na potkrepljenje (RTOP). U kontekstu ovog istraživanja, konstrukti od značaja su Sistem bihejvioralne inhibicije (BIS), kao i Blokiranje i Bežanje. Dosadašnja istraživanja podupiru pretpostavku da se pojačana osetljivost BIS sistema nalazi u osnovi nekolicine anksioznih poremećaja (npr. Gray & McNaughton, 2003; Maack, Tull, & Gratz, 2012), baš kao i SA (Bernstein & Zvolensky, 2007; Li & Zinbarg, 2007; McNally, 2002; Olatunji & Wolitzky-Taylor, 2009; Schmidt et al., 2006), kao i da dve komponente Sistema bežanje/borbe/blokiranje obašnjavanju varijansu SA (Mihić, Čolović, Ignjatović, Smederevac, & Novović, 2015). Dakle, očekuje se pozitivna relacija SA i BIS-a, Blokiranja i Bežanja, dok se ne očekuje povezanost sa Sistemom bihejvioralne aktivacije i Borbom.

Konstrukt senzitivnosti na simptome anksioznosti i anksioznost kao osobina ličnosti – isto ili različito?

Jedno od ključnih istraživačkih pitanja vezanih za konstrukt SA tiče se njegovog konceptualnog određenja, gde se prvenstveno misli na mogućnost njegovog razlikovanja u odnosu na anksioznost kao osobinu ličnosti (Lilienfeld, Jacob, & Turner, 1989). McNally (1989) navodi da je SA konceptualno moguće odvojiti od anksioznosti kao osobine. Dok se osobina Anksioznost odnosi na generalnu tendenciju da se na stresore reaguje emocijom straha, SA predstavlja specifičnu tendenciju da se na simptome sopstvene anksioznosti reaguje strahom. Rezultati kasnijih istraživanja sugerišu da SA poseduje inkrementalnu validnost u predikciji straha i napada panike nakon kontrolisanja uticaja osobina ličnosti, uključujući i anksioznost (Lilienfeld, 1997; Taylor, Koch, & McNally, 1992a). SA je do sada istraživana dominantno u kontekstu modela Velikih pet (Cox, Borger, Taylor, Fuentes, & Ross, 1999) uz sugestiju da ovaj konstrukt predstavlja jednu od faceta Neuroticizma (Naragon-Gainey, 2010). Kako bi se dobila dodatna potvrda „nezavisnosti” SA u odnosu na anksioznost, potrebno je ispitati njen odnos sa operacionalizacijama anksioznosti u okviru drugih modela. Jedan takav model je Grayova RTOP koja akcenat stavlja na neurobiološke korelate anksioznosti. Imajući u vidu da su dosadašnja istraživanja ukazala na vezu BIS-a, Blokiranja, Bežanja, kao i SA sa anksioznim poremećajima, opravdano je ispitati njihove nezavisne doprinose u razvoju ove vrste psihopatologije. Dakle, jedan od ciljeva ovog istraživanja jeste provera distinkcije BIS i SA kroz evaluaciju inkrementalne validnosti. Provera inkrementalne validnosti je od naročitog značaja za proveru specifičnih faktora (ZKF, ZFF, ZSS) ukoliko rezultati testiranja modela budu išli u prilog najbolje saglasnosti bifaktorskog modela sa podacima.

Metod

Uzorak i postupak

Istraživanje je sprovedeno na uzorku od 553 ispitanika (82.1% ženski pol) starosnog opsega od 18 do 61 godine ($AS = 23.80$; $SD = 6.53$). Kada je reč o obrazovnom statusu ispitanika, najveći broj ispitanika su trenutno studenti (66.5%) ili imaju završen fakultet (23.1%), dok manji broj ispitanika ima završenu srednju ili višu školu (10.3%). Kada je reč o radnom statusu ispitanika, uzorkom su obuhvaćeni takođe pretežno studenti (56.1%), zatim zaposleni (23.7%), dok je najmanje nezaposlenih ispitanika (20.2%). Istraživanje je sprovedeno početkom 2016. godine, pri čemu su ispitanici bateriju testova popunjavali individualno i *online* (78.23%). Ispitanicima je naglašeno da samim popunjavanjem upitnika istovremeno i daju saglasnost o učešću u istraživanju, pri čemu je takođe garantovana

anonimnost i zaštita ličnih podataka. Za popunjavanje baterije testova je bilo potrebno između 30 i 45 minuta.

Instrumenti

Indeks osetljivosti na anksioznost (Anxiety Sensitivity Index - 3 – ASI-3: Taylor et al., 2007; adaptirali na srpski Mihić, Čolović, Jokić-Begić i Lauri-Korajlija, 2013). Uпитnik ASI-3 je namenjen proceni straha od simptoma anksioznosti. Sastoji se od 18 stavki sa petostepenim formatom odgovora Likertovog tipa (od 1 = *vrlo malo* do 5 = *vrlo mnogo*). Uпитnikom su operacionalizovane tri dimenzije: Zabrinutost za fizičko funkcionisanje (ZFF; primer ajtema: *Kada osetim bol u grudima, brinem da ću dobiti srčani napad.*), Zabrinutost u socijalnim situacijama (ZSS; primer ajtema: *Verujem da bi bilo užasno kada bih se onesvestio na javnom mestu.*) i Zabrinutost za kognitivno funkcionisanje (ZKF; primer ajtema: *Kada ne mogu jasno da mislim, plašim se da nešto nije u redu sa mnom.*). Svaka dimenzija je operacionalizovana sa 6 stavki. Pouzdanost dimenzija i skale u celini, po tipu interne konzistencije, je prikazana u dijagonali Tabele 3 (boldovane vrednosti). Primeri ajtema za svaku dimenziju dati su u prilogu A.

Uпитnik psihološke fleksibilnosti (Acceptance and Action Questionnaire II – AAQ-II: Bond et al., 2011; adaptirali na srpski Lazić, Belopavlović i Cvejić-Stračević, 2013). Uпитnik AAQ-II je namenjen proceni iskustvenog izbegavanja i psihološke nefleksibilnosti. Sastoji se od 10 stavki sa sedmostepenom skalom odgovora Likertovog tipa (od 1 = *nikad* do 7 = *uvek*). Interna konzistencija za ovaj upitnik je veoma visoka ($\alpha = .90$).

Uпитnik osetljivosti na potkrepljenje (UOP: Smederevac et al., 2014). UOP je namenjen za procenu konstrukata operacionalizovanih Grayovom RTOP. Sastoji se od 29 stavki sa četvorostepenim formatom odgovora Likertovog tipa (od 1 = *uopšte se ne slažem* do 4 = *u potpunosti se slažem*). Uпитnikom su operacionalizovana tri sistema revidirane Grayove teorije: Sistem bihevioralne inhibicije – BIS (7 stavki; $\alpha = .81$), Sistem bihevioralne aktivacije – BAS (6 stavki; $\alpha = .76$), i BBB sistem koji čine tri dimenzije nižeg reda: Borba (6 stavki; $\alpha = .79$), Bežanje (5 stavki; $\alpha = .63$) i Blokiranje (5 stavki; $\alpha = .82$).

Skala depresivnosti, anksioznosti i stresa (Depression Anxiety Stress Scales 21 – DASS-21: Lovibond & Lovibond, 1995; adaptirali na srpski Jovanović, Gavrilov-Jerković, Žuljević i Brdarić, 2014). Skala je namenjena proceni aktuelnog nivoa depresivnosti, anksioznosti i stresa (tokom prethodnih nedelju dana). Sastoji se od 21 stavke sa četvorostepenim formatom odgovora Likertovog tipa (od 1 = *uopšte se ne slažem* do 4 = *u potpunosti se slažem*). Operacionalizuje tri dimenzije distresa: Depresivnost (7 stavki; $\alpha = .86$), Anksioznost (7 stavki; $\alpha = .81$) i Stres (7 stavki; $\alpha = .86$).

Skala zadovoljstva životom (Satisfaction with Life Scale – SWLS: Diener et al., 1985; adaptirali na srpski Vasić, Šarčević i Trogrlić, 2011). Skala je namenjena proceni zadovoljstva životom u opštoj i gerijatrijskoj populaciji. Sastoji

se od 5 stavki sa sedmostepenom skalom odgovora Likertovog tipa (od 1 = *u potpunosti se ne slažem* do 7 = *u potpunosti se slažem*). Interna konzistencija je za ovaj upitnik prihvatljiva ($\alpha = .79$).

Metodi analize podataka

Koeficijenti interne konzistencije (α , H1, ω_h i rezidualizovani koeficijenti pouzdanosti [% OZV]) računati su u paketu „semTools“ (semTools Contributors, 2016). Koeficijent α predstavlja Cronbachov koeficijent interne konzistencije. Koeficijent H1 predstavlja objašnjenu varijansu ukupnog skora na osnovu G i S faktora (pojedinačno). Koeficijent ω_h predstavlja hijerarhijski omega koeficijent interne konzistencije za G i S faktore, pojedinačno. Rezidualizovani koeficijenti pouzdanosti predstavljaju pojedinačne doprinose (u ovom slučaju G i tri S faktora) objašnjenju zajedničkoj varijansi ukupnog skora (O navedenim koeficijentima opširnije u: Revelle & Zinbarg, 2009; semTools Contributors, 2016).

Provera interne strukture upitnika ASI-3 sprovedena je upotrebom konfirmativne faktorske analize (CFA) u paketu „lavaan“ (Rosseel, 2012) u R okruženju (R Core Team, 2016). Parametri saglasnosti su procenjeni robusnom metodom ponderisanih najmanjih kvadrata (WLSMV procenitelj), koji se preporučuje za modele koji sadrže kategorijalne/ordinalne mere – stavke sa formatom odgovora Likertovog tipa (Flora & Curran, 2004). Za potrebe evaluacije fita modela, korišćeni su sledeći indeksi saglasnosti: komparativni indeks fita (CFI), Tucker–Lewis indeks (TLI) i koren iz prosečne kvadrirane greške aproksimacije (RMSEA).

Psihometrijske karakteristike stavki i dimenzija upitnika ASI-3 su proverene analizama zasnovanim na teoriji odgovora na stavke (IRT). Upotrebljen je dvoparametarski model (2PL) za stavke sa stepenovanim odgovorima (GRM: Samejima, 1969). Analiza je sprovedena u paketu „ltm“ (Rizopoulos, 2006) u R okruženju.

Hijerarhijske višestruke regresione analize su sprovedene sa ciljem ispitivanja inkrementalne validnosti dimenzija upitnika ASI-3.

Rezultati

Deskriptivni statistički pokazatelji i relacije sa polom i starošću

Kao što se iz Tabele 1 može videti, skjunis i kurtozis za dimenzije i ukupan skor na upitniku ASI-3 kreću se u opsegu konvencionalno prihvatljivih vrednosti od -1.5 do 1.5 (Tabachnick & Fidell, 2013). Polne razlike nisu identifikovane, dok su relacije sa starošću veoma niske i pretežno negativne.

Tabela 1

Deskriptivni statistički pokazatelji, relacije sa polom i starošću upitnika ASI-3

	AS	SD	SK	KU	Starost	Polne razlike	<i>r</i>
ZFF	10.45	4.27	0.99	0.23	-.09*	-1.61	.07
ZKF	9.55	4.01	1.28	0.99	-.04	-1.38	.06
ZSS	13.09	4.77	0.76	0.20	-.10*	-0.54	.03
ASI	33.16	10.48	0.74	-0.02	-.08	-0.39	.02

Napomena. ZFF = zabrinutost za fizičko funkcionisanje; ZKF = zabrinutost za kognitivno funkcionisanje; ZSF = zabrinutost u socijalnim situacijama; ASI = ukupan skor. Starost: relacije sa starošću ispitanika; Pearsonovi koeficijenti korelacije. Polne razlike: vrednosti *Z* testa (za Man Whitney *U* test) – razlike nisu značajne; *r* – koeficijent veličine efekta za polne razlike, izračunat prema formuli $r = Z/\sqrt{N}$; prikazane su apsolute vrednosti za koeficijent veličine efekta.

Interna validnost

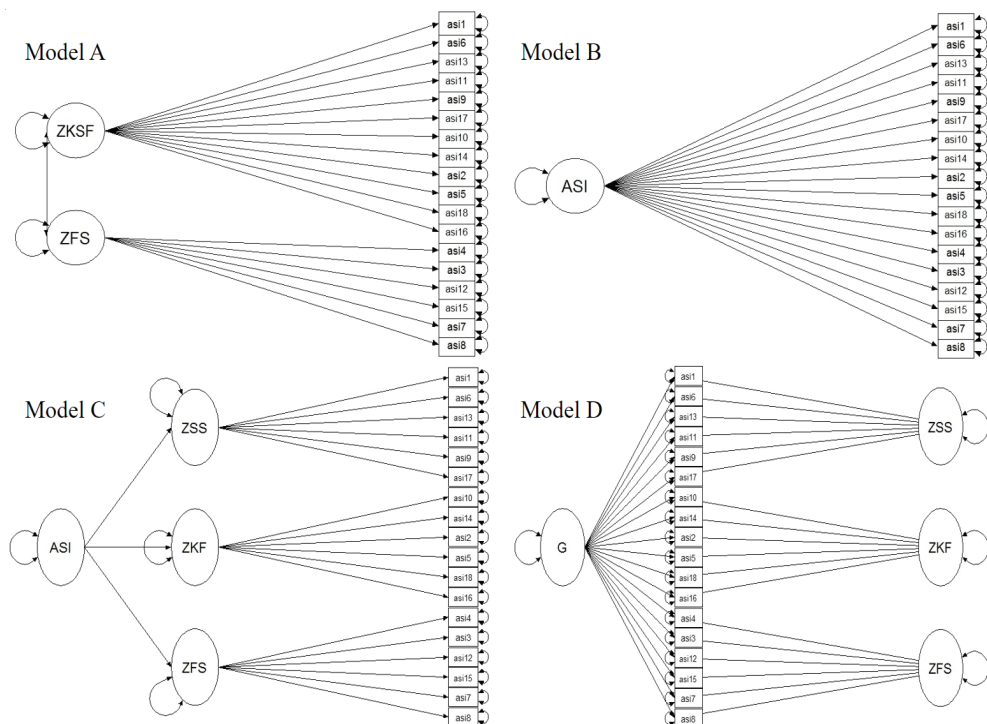
Upoređena su četiri modela koja su evaluirana u dostupnoj literaturi (Ebetani, et al., 2014; Osman et al., 2010; Taylor et al., 2007). Testirani modeli su predstavljeni Slikom 1. Rezultati CFA (Tabela 2) upućuju na zaključak da su modeli C i D u najvišoj meri saglasni sa strukturom empirijskih podataka, za razliku od modela A i B, koji su u mnogo manjoj meri saglasni sa podacima. Poređenjem modela C i D, CFI je znatno bolji za model D ($\Delta CFI_{D-C} = >.010$; Hirschfeld & von Brachel, 2014).

Tabela 2

Indeksi saglasnosti za testirane konfirmativne modele

	χ^2	<i>df</i>	<i>p</i>	CFI	TLI	RMSEA (95 CI)	ΔCFI
Model A	1501.02	135	< .001	.825	.802	.135 (.129 - .142)	-
Model B	905.05	134	< .001	.901	.887	.102 (.096 - .108)	-
Model C	540.41	132	< .001	.948	.939	.075 (.068 - .081)	-
Model D	323.70	117	< .001	.974	.965	.057 (.049 - .064)	.026

Napomena. χ^2 = vrednost χ^2 testa; *df* = broj stepeni slobode; *p* = nivo značajnosti; CFI = komparativni indeks, prihvatljive vrednosti iznad .90; TLI = Tucker–Lewis indeks, prihvatljive vrednosti iznad .90; RMSEA = koren iz prosečne kvadrirane greške aproksimacije, prihvatljive vrednosti ispod .06. Kriterijumi preuzeti iz: Hu & Bentler, 1999. ΔCFI = Razlika vrednosti CFI za testirane modele C i D; razlika je značajna ukoliko je iznad > .10 (Hirschfeld & von Brachel, 2014).



Slika 1. Testirani modeli. ZSS = zabrinutost za socijalno funkcionisanje; ZKF = zabrinutost za kognitivno funkcionisanje; ZFF = zabrinutost za fizičko funkcionisanje; ZKSF = zabrinutost za kognitivno i socijalno funkcionisanje; ASI = senzitivnost na anksioznost; G = generalni faktor.

U Tabeli 3 su predstavljeni koeficijenti interkorelacija, internih konzistencija (α , ω_h) i procenta zajedničke varijanse u ukupnom skoru (H1). Interkorelacije između dimenzija ASI-3 su umerene do visoke i pozitivne, dok su korelacije između dimenzija i ukupnog skora na ASI-3 visoke i pozitivne. Vrednosti Cronbachovog α koeficijenta su visoke, i kreću se u rasponu od .83 do .92. Vrednosti McDonaldovog hijerarhijskog omega koeficijenta (ω_h) su umereno visoke i za generalni (opšti) faktor kao i za specifične (pojedinačne) faktore. Procenat objašnjene varijanse na osnovu generalnog i specifičnih faktora u odnosu na ukupni skor (H1) se kreću u opsegu od 30.19% (dimenzija ZKF) do 60.67% (generalni faktor). Kada je reč o objašnjenju zajedničkoj varijansi (eng. *explained common variance*) ukupnog skora na osnovu G i S faktora, pojedinačni najviši doprinos ima G faktor (60.75%), zatim ZFF (19.49%) i ZSS (13.91%) dok najniži doprinos ima dimenzija ZKF (8.84%).

Tabela 3

Korelacije i koeficijenti interne konzistencije (α , ω_h i H1) za subdimenzije i ukupan skor na ASI-3 upitniku

	ZFF	ZKF	ZSS	ASI	ω_h	H1	% OZV
ZFF	.87				.38	49.88	16.49
ZKF	.47***	.89			.31	30.19	8.84
ZSS	.42***	.50***	.83		.38	48.03	13.91
ASI	.78***	.80***	.82***	.92	.72	60.67	60.75

Napomena. Boldovane vrednosti predstavljaju Cronbachove α koeficijente interne konzistencije. Vrednosti ispod boldovanih vrednosti predstavljaju Pearsonove koeficijente korelacija (r). ω_h = McDonaldov koeficijent interne konzistencije omega. H1 = procenat objašnjene varijanse ukupnog skora na osnovu generalnog faktora (ASI) i specifičnih faktora (ZFF, ZKF, ZSS). % OZV = proporcija zajedničke objašnjene varijanse (eng. *explained common variance*), za G i S faktore.

*** $p < .001$.

Psihometrijske karakteristike upitnika ASI-3

Sva opterećenja stavki (Tabela 4) na G faktoru (faktoru koji opterećuju sve stavke iz upitnika) prelaze vrednost .30, izuzev stavke asi1³. Opterećenja na specifičnim faktorima takođe u većini slučajeva prelaze graničnu vrednost od .30. Izuzetak su stavke asi15, asi5, asi2, asi18 i asi17⁴. Ovo su ujedno i stavke koje imaju najniže parametre diskriminativnosti, najniže parametre informativnosti, kao i najveći opseg pragova težine. Kada se sagledaju psihometrijske karakteristike skala u celini, nameće se zaključak da je reč o „teškim“ skalama, primerenim za ispitanike sa prosečnim i natprosečnim nivoom latentne osobine.

³ Uklanjanjem problematične stavke (asi1) fit modela postaje neznatno bolji: CFI -.977; TLI -.969; RMSEA -.056. Kako predmet ovog rada nije unapređenje metrijskih karakteristika inventara ASI-3, već provera metrijskih karakteristika, nije sprovedena dodatna IRT analiza bez ove stavke.

⁴ Autori članka nemaju dozvolu za objavljivanje upitnika u celosti. Sadržaj stavki originalnog upitnika se može dobiti na zahtev od autora upitnika.

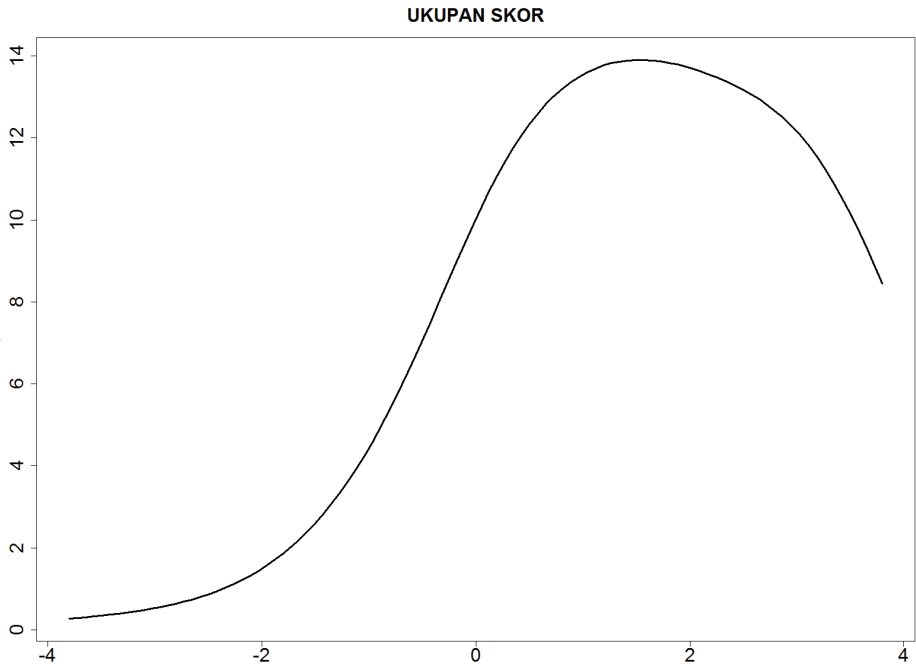
Tabela 4

Standardizovana zasićenja iz konfirmativne faktorske analize za bifaktorski model (CFA, WLSMW) i dvoparametarski IRT model za stavke sa stepenovanim odgovorima (Graded Response)

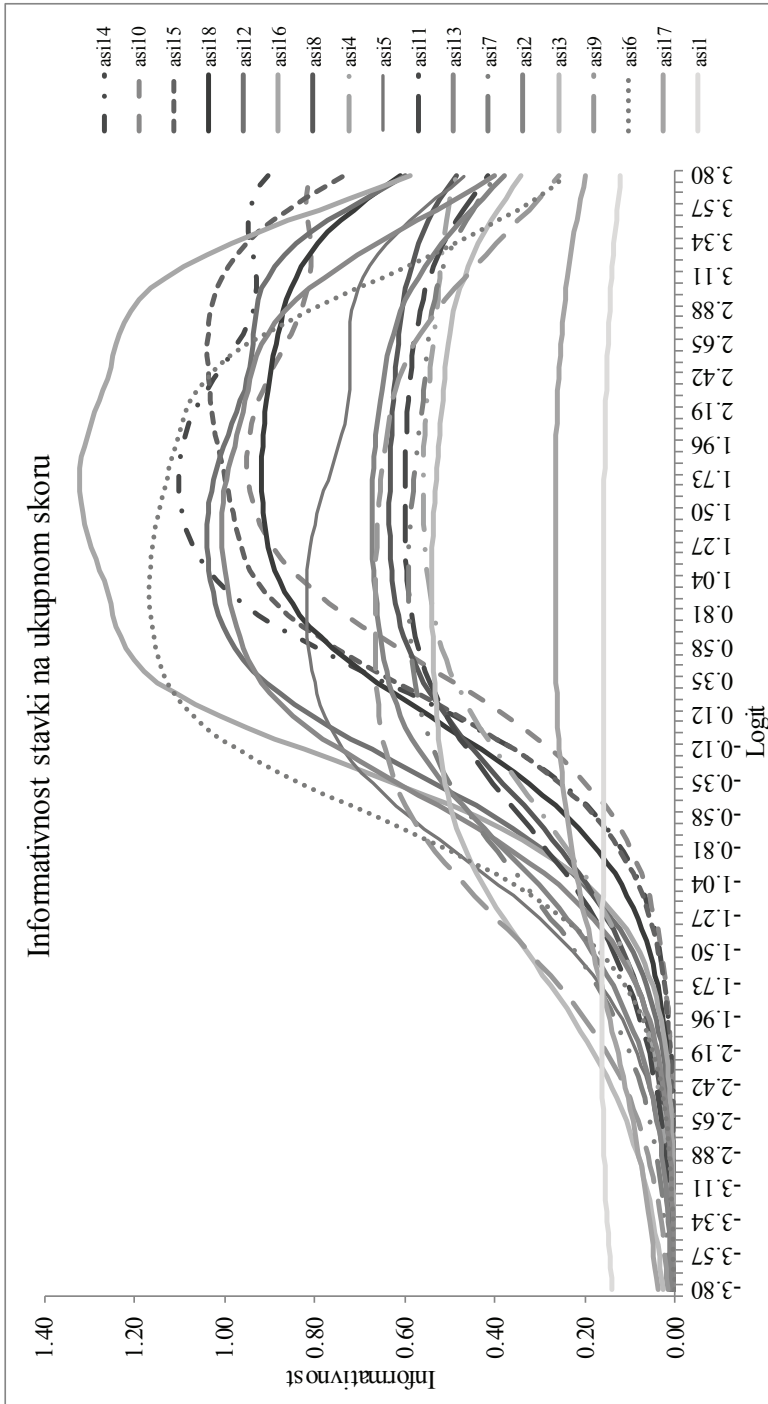
	Zasićenje		β_1	β_2	β_3	β_4	a
	G	S					
ZFF							
asi8	.46	.79	0.40	1.01	1.68	2.43	3.41
asi7	.50	.61	-0.04	0.75	1.46	2.52	2.28
asi15	.65	.27	1.14	2.31	3.20	3.95	1.51
asi12	.58	.64	0.41	1.06	1.66	2.61	3.38
asi3	.52	.42	-0.55	0.60	1.56	2.87	1.53
asi4	.54	.30	0.53	1.58	2.48	3.98	1.30
ZKF							
asi16	.76	.32	0.40	1.33	1.95	2.79	2.60
asi18	.70	.29	0.73	1.42	2.06	2.88	2.22
asi5	.77	-.14	-0.09	0.84	1.67	3.24	1.51
asi2	.71	.09	0.06	1.02	1.70	2.65	1.85
asi14	.67	.63	0.87	1.47	1.95	2.99	2.99
asi10	.62	.57	1.03	1.60	2.07	3.21	2.50
ZSS							
asi17	.45	.17	-0.58	0.49	2.04	3.55	0.80
asi9	.53	.67	-0.35	0.41	1.18	2.08	2.54
asi11	.54	.44	0.28	1.12	1.91	2.92	1.71
asi13	.62	.52	0.23	1.02	1.57	2.57	2.54
asi6	.65	.53	0.06	0.72	1.39	2.31	2.79
asi1	.26	.50	-2.58	-1.52	0.41	2.24	1.02

Napomena. G = standardizovano zasićenje stavke na generalnom faktoru; S = standardizovano zasićenje stavke na specičnom faktoru kojem stavka pripada; β = parametar težine praga; a = parametar diskriminativnosti.

Kada je reč o ukupnom skoru (Slika 2), ASI-3 je najinformativniji u opsegu natprosečnog nivoa latentne osobine (3 do 5 logita) što takođe potvrđuju zaključak da su skale generalno „teške“ za ispitanike sa prosečnim ili ispodprosečnim nivoom latentne osobine.



Slika 2. Informativnost ukupnog skora na ASI-3.



Slika 2. Funkcije informativnosti stavki (I) za ukupni skor na ASI-3 u opsegu od -4 do 4 logita. Napomena. Raspored stavki u legendi odgovara vrednosti informativnosti stavke na 3.80 logita: od najmanje informativne asi1, do najviše informativne asi14.

Konvergentna i divergentna validnost

Rezultati provera konvergentne i divergentne validnosti su predstavljene u Tabeli 5. Struktura korelacija dimenzija i ukupnog skora upitnika ASI-3 je u skladu sa očekivanjima. U odnosu na Cohenove kriterijume (Cohen, 1988), relacije sa upitnikom Zadovoljstvo životom (SWLS) su negativne i niske, dok su sa upitnicima Psihološke nefleksibilnosti (AAQ-II) i dimenzijama DASS-21 pozitivne i umerene do visoke. Kada je reč o dimenzijama UOP-a, sve dimenzije i ukupan skor na upitniku ASI-3 ostvaruju umerene do visoke korelacije sa Blokiranjem i BIS-om. Relacije dimenzija BAS, Bežanje i Borba upitnika UOP sa dimenzijama i ukupnim skorom na upitniku ASI-3 nisu značajne. Od preostalih dimenzija UOP-a, jedino je ustanovljena pozitivna i niska korelacija između Bežanja i ZSS-a.

Tabela 5
Konvergentna i divergentna validnost upitnika ASI-3

Upitnik	Dimenzija	ZFF	ZKF	ZSS	ASI
SWLS	Zadovoljstvo životom	-.18	-.26*	-.11	-.23*
	Depresivnost	.30**	.43**	.22*	.37**
DASS-21	Anksioznost	.44**	.45**	.31**	.47**
	Stres	.36**	.43**	.24*	.39**
	BAS	-.13	-.04	-.17	-.14
UOP	Bežanje	.13	.00	.21*	.14
	BIS	.46**	.42**	.56**	.58**
	Blokiranje	.21*	.23*	.32**	.31**
	Borba	.19	.12	-.17	.05
AAQ-II	Psihološka nefleksibilnost	.48**	.56**	.41**	.57**

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

Inkrementalna validnost

U Tabeli 4 predstavljeni su rezultati provere inkrementalne validnosti upitnika ASI-3. U ovim analizama kriterijumske varijable predstavljaju sumacioni skorovi na dimenzijama upitnika DASS-21 (Depresivnost, Anksioznost i Stres) dok prediktorsku varijablu u prvom koraku analize predstavlja sumacioni skor na dimenziji BIS (Sistem bihevioralna inhibicije; UOP). Važnost uključivanja BIS-a u prvom koraku analize ogleda se u konceptualnoj distinkciji anksioznosti kao latentne osobine ličnosti (BIS) i senzitivnosti na simptome anksioznosti (ASI-3). Navedena distinkcija dva konstrukta proizlazi iz shvatanja savremenih teoretičara unutar ove oblasti (npr. Lilienfeld et al., 1989; McNally, 1989) koji senzitivnost

na anksioznost operacionalizuju kao specifičnu tendenciju da se na simptome *sopstvene* anksioznosti reaguje strahom, za razliku od anksioznosti kao latentne osobine, koja predstavlja generalnu tendenciju da se na stresore reaguje emocijom straha. U drugom koraku analize se kao prediktorska varijabla uvodi faktorski skor na G faktoru upitnika ASI-3. U trećem koraku analiza se kao prediktorske varijable uvode faktorski skorovi tri specifična faktora upitnika ASI-3.

Tabela 6
Inkrementalna validnost upitnika ASI – 3

Kriterijum	Korak	Prediktor	β	SE	t	R^2	ΔR^2	ΔF
Depresivnost (DASS-21)	1	BIS	.43	.04	11.22***	.19	-	-
	2	BIS	.29	.04	6.83***	.24	.05	40.69***
		G	.27	.04	6.34***			
	3	BIS	.31	.05	6.51***	.26	.02	3.47*
		G	.26	.04	6.01***			
		ZFF	-.06	.04	-1.67			
		ZKF	.10	.04	2.74**			
	ZSF	-.01	.04	-0.31				
Anksioznost (DASS-21)	1	BIS	.48	.04	12.73***	.23	-	-
	2	BIS	.34	.04	8.15***	.28	.05	41.43***
		G	.27	.04	6.36***			
	3	BIS	.27	.05	5.87***	.30	.02	5.11**
		G	.30	.04	7.09***			
		ZFF	.09	.04	2.56*			
		ZKF	.05	.04	1.34			
	ZSF	.11	.04	2.83**				
Stres (DASS-21)	1	BIS	.50	.04	13.64***	.25	-	-
	2	BIS	.36	.04	8.74***	.32	.07	49.51***
		G	.29	.04	7.04***			
	3	BIS	.33	.05	7.23***	.32	.00	1.023
		G	.30	.04	7.18***			
		ZFF	.03	.04	0.84			
		ZKF	.04	.04	1.00			
	ZSF	.05	.04	1.24				

Napomena. G = generalni faktor.

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

U prvom modelu (kriterijum: Depresivnost), dimenzija BIS u prvom koraku objašnjava 19% varijanse kriterijuma. G faktor iz prostora ASI, uveden u drugom koraku, objašnjava 5% varijanse, što predstavlja statistički značajan doprinos. Uvođenjem specifičnih faktora u model, objašnjava se dodatnih 2% varijanse (Tabela 6). Kao značajni pozitivni prediktori u trećem koraku prvog modela izdvajaju se BIS, G faktor i ZFF.

U drugom modelu (kriterijum: Anksioznost), BIS u prvom koraku objašnjava 23% varijanse; G faktor u drugom koraku značajno doprinosi sa 5% objašnjene varijanse, a specifični faktori u trećem koraku sa 2%, što predstavlja statistički značajan doprinos. Kao značajni pozitivni prediktori u trećem koraku drugog modela izdvajaju se BIS, G faktor, ZFF i ZSF.

U trećem modelu (kriterijum: Stres), BIS objašnjava 25% varijanse kriterijske varijable. Doprinos G faktora u drugom koraku je značajan (7%), a doprinos specifičnih faktora u trećem koraku neznatna, odnosno nulti. Kao značajni pozitivni prediktori u poslednjem koraku trećeg modela izdvajaju se BIS i G faktor.

Diskusija

Osnovni cilj ovog rada bila je provera psihometrijskih karakteristika srpske adaptacije upitnika ASI-3 na uzorku ispitanika iz opšte populacije. Generalno posmatrano, na osnovu četiri testirana oblika validnosti (interna, konvergentna, divergentna i inkrementalna validnost) i provere psihometrijskih karakteristika upitnika ASI-3, moguće je doneti zaključak o adekvatnom funkcionisanju upitnika na uzorku iz opšte populacije.

Faktorska struktura upitnika ASI-3 može biti najadekvatnije predstavljena bifaktorskim modelom, što je u skladu sa rezultatima prethodnih studija (Ebesutani et al., 2014; Ghisi et al., 2016; Osman et al., 2010; Rifkin et al., 2015). Iz adekvatne saglasnosti pretpostavljenog bifaktorskog modela sa stvarnim podacima proizlazi implikacija da stavke ASI-3 upitnika, pored toga što mere unitarni konstrukt (opštu senzitivnost na anksioznost), mere i specifičnije elemente (senzitivnost na kognitivnu, fizičku i socijalnu komponentu anksioznog stanja). S obzirom na visoku internu konzistenciju izraženu preko McDonaldovog omega koeficijenta, može se zaključiti da je ukupan skor na skali ASI-3 reprezentativna mera i da se kao takav može koristiti u praktične i istraživačke svrhe. Kada je reč o specifičnim faktorima, situacija je manje jasna. Ne postoje definitivni kriterijumi koji ukazuju na zaključak o primarnosti G faktora, ali u većini dosadašnjih istraživanja u kojima je donet takav zaključak, G je objašnjavao bar oko 80% zajedničke varijanse (npr., Brouwer, Meijer, & Zevalkink, 2013; Ebesutani et al., 2014; Ghisi et al., 2016; Osman et al., 2010). U ovom istraživanju, taj broj je manji (60.75%). Povrh toga, reč je o istraživanju sprovedenom na opštem uzorku i bilo bi za očekivati da se na specifičnim (sub)kliničkim uzorcima (ili uzorcima sa većim udelom ispitanika iz (sub)kliničke populacije) značaj S faktora uveća. Takođe, provere inkrementalne

validnosti ukazuju da S faktori u kontekstu različitih simptomatskih mera (ZKF u kontekstu Depresivnosti, ZFF i ZSF u kontekstu Anksioznosti) imaju inkrementalnu prediktivnu vrednost povrh G faktora, makar te vrednosti bile relativno niskog intenziteta. Za očekivati bi bilo da se i ovi doprinosi uvećaju na (sub)kliničkim uzorcima.

Dodatno, istraživači unutar oblasti (Steering Committee of the Physicians Health Study Research Group, 1988) sugerišu da efekti malih veličina mogu biti od velikog praktičnog značaja, te da ne treba olako otpisati praktičnu upotrebljivost skorova dobijenih na specifičnim dimenzijama na osnovu ovog kriterijuma. Ipak, imajući u vidu da je ovo prvo istraživanje SA ovog tipa na srpskoj, opštoj populaciji, na rezultate treba gledati kao na preliminarne. Neophodno je prediktivnu validnost S faktora ispitati kako na reprezentativnijem uzorku ispitanika iz opšte populacije, tako i na kliničkom uzorku.

Psihometrijska evaluacija ASI-3 pokazala je da su skorovi najdiskriminativniji i najinformativniji u opsegu ispitanika sa prosečnim i natprosečnim nivoom latentne osobine. Iako ASI-3 ima dobru internu validnost na uzorku iz opšte populacije, ovakvi nalazi mogu sugerisati i potencijalnu značajnu praktičnu korisnost ukupnog skora ASI-3 u kontekstu (sub)kliničkog nivoa simptomatologije. Ovo, između ostalog, vodi ka pretpostavci da bi ASI-3 bio dobra mera promene u evaluaciji psihoterapijskog tretmana kao što sugerišu rezultati istraživanja Rifkina i saradnika (Rifkin et al., 2015).

Kada je reč o pojedinačnim stavkama, grupa stavki koje su se pokazale kao ekstremno teške, nisko diskriminativne i informativne u opsegu natprosečnog nivoa latentne osobine su problematične iz perspektive IRT analize. Sa druge strane, ovo su stavke koje svojim sadržajem upućuju na razvijen nivo simptomatologije mimo opšte SA. Zaključno posmatrano, moguće je da je reč o stavkama koje bi ispoljile adekvatno funkcionisanje unutar grupe ispitanika koji pripadaju kliničkoj populaciji. Praktični značaj ove grupe stavki se ogleda u potencijalnoj mogućnosti primene za potrebe trijaže. Na primer, ispitanici koji ispoljavaju visok stepen saglasnosti sa stavkama iz ove grupe mogu predstavljati grupu ispitanika koji aktuelno manifestuju ili su visoko rizični za ispoljavanje klinički značajnog nivoa simptoma u čijoj osnovi može biti SA.

Nalazi o relacijama upitnika ASI-3 sa relevantnim konstruktima govore o dobroj konvergentnoj, divergentnoj i inkrementalnoj validnosti. Kako SA predstavlja faktor vulnerabilnosti za razvoj psihopatoloških stanja (Anestis et al., 2008; Bernstein & Zvolensky, 2007; Li & Zinbarg, 2007; McNally, 2002; Naragon-Gainey, 2010; Olatunji & Wolitzky-Taylor, 2009; Reiss et al., 1986; Schmidt et al., 2006; Taylor, 1999), negativna i slaba relacija sa generalnom merom zadovoljstva životom je očekivana, s obzirom na to da razvoj psihopatološke simptomatologije može voditi ka doživljaju lošijeg kvaliteta života. Pozitivna korelacija umerenog intenziteta između SA i PN u skladu je sa dosadašnjim istraživanjima (npr. Kashdan, Barrios, Forsyth, & Steger, 2006; Naragon-Gainey, 2010).

Relacije sa osobinama ličnosti iz Grayovog modela su smislene imajući u vidu okvire koje nudi Grayova RTOP (Gray & McNaughton, 2000) i teorijske postavke SA (Reiss & McNally, 1985). Umereno visoke i pozitivne relacije sa BIS ukazuju na nezanemarljivu povezanost anksioznosti kao osobine i SA, ali istovremeno idu u prilog pretpostavci da je ipak reč o dva neistovetna konstrukta, koja je opravdano posmatrati odvojeno. Kako je BIS povezan sa pristrasnom kognitivnom obradom neprijatnih emocionalnih doživljaja (Corr, 2008) može se pretpostaviti da se BIS nalazi u osnovi uverenja o štetnosti anksioznosti. Pozitivne relacije niskog intenziteta između SA i Blokiranja sugerše da se osobe sa povišenim skorom na dimenziji Blokiranja u susretu sa situacijama straha i opasnosti više bave unutrašnjim stanjima i da samim tim mogu biti sklonije strahu od sopstvenih simptoma anksioznosti. Značajna povezanost Bežanja i ZSS, iako je veoma niska, može biti objašnjena tendencijom osoba koje strahuju od negativne evaluacije da ujedno teže izbegavanju takvih situacija. Veoma slične relacije su dobijene i u ranijem istraživanju sprovedenom na uzorku domaćih ispitanika (Mihić et al., 2015).

Nadalje, G faktor ASI-3 ima značajnu prediktivnu moć u odnosu na simptome depresivnosti, anksioznosti i stresa, čak i kada je BIS uključen u predikcioni model. Značajnost G faktora kao prediktora sva tri tipa simptoma ukazuje na potencijalni značaj konstrukta SA za razvoj poremećaja koji nisu isključivo iz anksioznog spektra. Kada je reč o specifičnim faktorima ASI-3, njihova različita uloga u predikciji simptoma sugerše da bi razvoj simptomatologije mogao da zavisi u izvesnoj meri od toga u odnosu na koje simptome anksioznosti osoba razvija najdisfunkcionalnija uverenja (da li u odnosu na fizičke, kognitivne ili one koji se odnose na socijalne situacije). Usled malih veličina efekata dobijenih u ovom istraživanju, potrebna su dodatna istraživanja koja bi razjasnila pretpostavljeni odnos.

S obzirom na to da se SA odnosi na strah od simptoma anksioznosti i da doprinosi intenziviranju samih simptoma, nalaz koji sugerše da su dimenzije ZFF i ZSF značajni prediktori simptoma anksioznosti povrh BIS-a su u potpunosti u skladu sa teorijskim postavkama (McNally, 1989). ZKF značajno predviđa simptome depresivnosti, što je u skladu sa ranijim rezultatima (npr. Taylor, Koch, Woody & McLean, 1996; Taylor, 1999). Kada je u pitanju dimenzija Stres upitnika DASS-21, kao značajan prediktor izdvaja se jedino G faktor. Objašnjenje ovakvog rezultata može se potražiti u operacionalizaciji dimenzije Stres. Neki autori sugeršu da ova dimenzija u okviru upitnika DASS-21 meri Negativan afektivitet (npr. Brown et al., 1997) koji zapravo predstavlja opšti faktor vulnerabilnosti za razvoj simptomatologije.

Osnovna praktična implikacija uzvedena iz rezultata ovog istraživanja proizlazi iz rezultata o adekvatnoj saglasnosti bifaktorskog modela sa podacima, kao i o rezultatima testiranja inkrementalne validnosti. Ovi rezultati upućuju na zaključak da je u praksi nedvosmisleno primerena upotreba jedinstvenog sumacionog skora na opštoj i subkliničkoj populaciji, ukoliko je od primarnog interesa opšta SA, kao vulnerabilnost za razvoj psihopatologije. Dodatno, rezultati upućuju na potencijalnu korisnost upotrebe skorova na specifičnim faktorima ukoliko nas, na

primer, interesuje uloga specifičnih komponenti SA u kontekstu nekog određenog poremećaja. Da je ovakva upotreba specifičnih skorova potencijalno opravdana, govore i nalazi prethodnih studija (npr. Kemper et al., 2012; Olthuis et al., 2014; Osman et al., 2010; Wheaton et al., 2012). Kako bi se ova pretpostavka dodatno ispitala, bilo bi korisno u nekom od narednih istraživanja povećati broj stavki unutar subdomena da bi se, kako verujemo, povećala relijabilnost S faktora. Dodatna implikacija tiče se potrebe za novim kros-kulturnim istraživanjima koja će eventualno razrešiti dilemu o jednodimenzionalnosti spram multidimenzionalnosti konstrukta SA.

Imajući u vidu ograničenja uzorka korišćenog u istraživanju (njegovu nereprezentativnost i neizbalansiranost u odnosu na pol) dobijene rezultate treba shvatiti kao preliminarne, čija replikacija je neophodna. Istraživanje dodatno može biti unapređeno pružanjem uvida u stabilnost skorova na upitniku ASI-3 tokom vremena, kao i proverom invarijantnosti u odnosu na pol, što je ujedno i smernica za buduća istraživanja. Ukoliko bi se replicirali rezultati dobijeni primenom teorije odgovora na stavke, poželjno je razmotriti izbacivanje problematičnih stavki.

Reference

- Allan, N. P., Capron, D. W., Raines, A. M., & Schmidt, N. B. (2014). Unique relations among anxiety sensitivity factors and anxiety, depression, and suicidal ideation. *Journal of Anxiety Disorders, 28*, 266–275. doi:10.1016/j.janxdis.2013.12.004
- Anestis, M., Holm-Denoma, J., Gordon, K., Schmidt, N., & Joiner, T. (2008). The role of anxiety sensitivity in eating pathology. *Cognitive Therapy and Research, 32*, 370–385. doi:10.1007/s10608-006-9085-y
- Bernstein, A., & Zvolensky, M. J. (2007) Anxiety sensitivity: Selective review of promising research and future directions. *Expert Review of Neurotherapeutics, 7*, 97–101. doi:10.1586/14737175.7.2.97
- Bond, F. W., Hayes, S. C., Baer, R. A., Carpenter, K. M., Guenole, N., Orcutt, H. K., . . . Zettle, R. D. (2011). Preliminary psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire – II: A revised measure of psychological flexibility and experiential avoidance. *Behavior Therapy, 42*, 676–688. doi:10.1016/j.beth.2011.03.007
- Brouwer, D., Meijer, R. R., & Zevalkink, J. (2013). On the factor structure of the Beck Depression Inventory–II: G is the key. *Psychological Assessment, 25*, 136–145. doi:10.1037/a0029228
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York, NY: Guilford Press.
- Brown, T. A., Chorpita, B. F., Korotitsch, W., & Barlow, D. H. (1997). Psychometric properties of the depression anxiety stress scales (DASS) in clinical

- samples. *Behaviour Research and Therapy*, 35, 79–89. doi:10.1016/S0005-7967(96)00068-X
- Chen, F. F., Hayes, A., Carver, C. S., Laurenceau, J. P., & Zhang, Z. (2012). Modeling general and specific variance in multifacet constructs: A comparison of the bifactor model to other approaches. *Journal of Personality*, 80, 219–251. doi:10.1111/j.1467-6494.2011.00739.x
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). New Jersey: Lawrence Erlbaum.
- Corr, P. J. (2008). *The reinforcement sensitivity theory of personality*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Cox, B. J., Borger, S. C., Taylor, S., Fuentes, K., & Ross, L. M. (1999). Anxiety sensitivity and the five-factor model of personality. *Behaviour Research and Therapy*, 37, 633–641. doi:10.1016/s0005-7967(98)00174-0
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71–75. doi:10.1207/s15327752jpa4901_13
- Ebesutani, C., McLeish, A. C., Luberto, C. M., Young, J., & Maack, D. J. (2014). A bifactor model of anxiety sensitivity: Analysis of the Anxiety Sensitivity Index-3. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 36, 452–464. doi:10.1007/s10862-013-9400-3
- Flora, D., & Curran, P. (2004). An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data. *Psychological Methods*, 9, 466–491. doi:10.1037/1082-989x.9.4.466
- Ghisi, M., Bottesi, G., Altoè, G., Razzetti, E., Melli, G., & Sica, C. (2016). Factor structure and psychometric properties of the Anxiety Sensitivity Index-3 in an Italian community sample. *Frontiers in Psychology*, 7. doi:10.3389/fpsyg.2016.00160
- Gray, J. A., & McNaughton, N. (2000). *The neuropsychology of anxiety: An enquiry into the functions of the sept-hippocampal system* (2nd ed.). New York, NY: Oxford University Press.
- Gray, J. A., & McNaughton, N. (2003). *The neuropsychology of anxiety: An enquiry into the functions of the septo-hippocampal system* (2nd ed.). Oxford, UK: Oxford University Press.
- Hirschfeld, G., & von Brachel, R. (2014). Multiple-group confirmatory factor analysis in R – A tutorial in measurement invariance with continuous and ordinal indicators. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 19, 1–12.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6, 1–55. doi:10.1080/10705519909540118
- Jovanović, V., Gavrilov-Jerković, V., Žuljević, D. i Brdarić, D. (2014). Psihometrijska evaluacija Skale depresivnosti, anksioznosti i stresa – 21 (DAS-21) na uzorku studenata u Srbiji. *Psihologija*, 47, 93–112. doi:10.2298/PSI1401093J

- Jurin, T., Jokic-Begic N., & Korajlija A. L. (2012). Factor structure and psychometric properties of the Anxiety Sensitivity Index in a sample of Croatian adults. *Assessment, 19*, 31–41. doi:10.1177/1073191111402459
- Kashdan, T. B., Barrios, V., Forsyth, J. P., & Steger, M. F. (2006). Experiential avoidance as a generalized psychological vulnerability: Comparisons with coping and emotional regulation strategies. *Behaviour Research and Therapy, 46*, 1301–1320. doi:10.1016/j.brat.2005.10.003
- Kemper, C. J., & Hock, M. (2017). New Evidence on the Construct Validity of the ASI-3 and the Dimensional Conceptualization of Trait Anxiety Sensitivity From IRT Modeling. *European Journal of Psychological Assessment, 33*(3), 181–189. doi:10.1027/1015-5759/a000284
- Kemper, C. J., Lutz, J., Bähr, T., Rüdell, H., & Hock, M. (2012). Construct validity of the Anxiety Sensitivity Index–3 in clinical samples. *Assessment, 19*, 89–100. doi:10.1177/1073191111429389
- Keough, E. (2004). Investigating invariance in the factorial structure of the anxiety sensitivity index across adult men and women. *Journal of Personality Assessment, 83*, 153–160. doi:10.1207/s15327752jpa8302_09
- Lazić, M., Belopavlović, R. i Cvejić-Starčević, N. (2013). *Psihometrijske karakteristike Upitnika prihvatanja i akcije (AAQ-II): srpska adaptacija*. Rad prezentovan na skupu Savremeni trendovi u psihologiji, Univerzitet u Novom Sadu, Novi Sad, Srbija.
- Li, W., Zinbarg, R. E. (2007). Anxiety sensitivity and panic attacks: a 1-year longitudinal study. *Behavior Modification, 31*(2), 145–161. doi:10.1177/0145445506296969
- Lilienfeld, S. O. (1997). The relation of anxiety sensitivity to higher and lower order personality dimensions: Implications for the etiology of panic attacks. *Journal of Abnormal Psychology, 106*, 539–544. doi:10.1037/0021-843x.106.4.539
- Lilienfeld, S. O., Jacob, R. G., & Turner, S. M. (1989). Comment on Holloway and McNally's (1987) "Effects of Anxiety Sensitivity on the Response to Hyperventilation". *Journal of Abnormal Psychology, 98*, 100–102. doi:10.1037/0021-843x.98.1.100
- Lim, Y.-J., & Kim, J.-H. (2012). Korean Anxiety Sensitivity Index-3: Its factor structure, reliability, and validity in non-clinical samples. *Psychiatry Investigation, 9*, 45–53. doi:10.4306/pi.2012.9.1.45
- Lovibond, S. H., & Lovibond, P. F. (1995). *Manual for the Depression Anxiety Stress Scales* (2nd ed.). Sydney: Psychology Foundation of Australia.
- Maack, D. J., Tull, M. T., & Gratz, K. L. (2012). Examining the incremental contribution of behavioral inhibition to generalized anxiety disorder relative to other Axis I disorders and cognitive-emotional vulnerabilities. *Journal of Anxiety Disorders, 26*, 689–695. doi:10.1016/j.janxdis.2012.05.005
- McNally, R. J. (1989). Is anxiety sensitivity distinguishable from trait anxiety? Reply to Lilienfeld, Jacob, and Turner (1989). *Journal of Abnormal Psychology, 98*, 193–194. doi:10.1037/0021-843x.98.2.193

- McNally, R. J. (2002). Anxiety sensitivity and panic disorder. *Biological Psychiatry*, *52*, 938–946. doi:10.1016/S0006-3223(02)01475-0
- Mihić, L., Čolović, P., Ignjatović, I., Smederevac, S., & Novović, Z. (2015). Anxiety between personality and cognition: The gray zone. *Personality and Individual Differences*, *78*, 19–23. doi:10.1016/j.paid.2015.01.013
- Mihić, Lj., Čolović, P., Jokić-Begić, N., & Lauri-Korajlija, A. (2013). *To be sure about the latent nature of anxiety sensitivity*. Paper presented at 34rd Stress and Anxiety Research Society International Conference, Faro, Portugal.
- Naragon-Gainey K. (2010). Meta-analysis of the relations of anxiety sensitivity to the depressive and anxiety disorders. *Psychological Bulletin*, *136*, 128–150. doi:10.1037/a0018055
- Olatunji, B. O., & Wolitzky-Taylor, K. B. (2009). Anxiety sensitivity and the anxiety disorders: A meta-analytic review and synthesis. *Psychological Bulletin*, *135*, 974–999. doi:10.1037/a0017428
- Olthuis J. V., Watt M. C., & Stewart S. H. (2014). Anxiety Sensitivity Index (ASI-3) subscales predict unique variance in anxiety and depressive symptoms. *Journal of Anxiety Disorders*, *28*, 115–124. doi:10.1016/j.janxdis.2013.04.009
- Osman, A., Gutierrez, P. M., Smith, K., Fang, Q., Lozano, G., & Devine, A. (2010). The Anxiety Sensitivity Index-3: Analyses of dimensions, reliability estimates, and correlates in nonclinical samples. *Journal of Personality Assessment*, *92*, 45–52. doi:10.1080/00223890903379332
- Paunonen, S. V., & Ashton, M. C. (2001). Big five factors and facets and the predictor of behaviour. *Journal of Personality and Social Psychology*, *81*, 524–539. doi:10.1037//0022-3514.81.3.524
- R Core Team (2016). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Preuzeto sa <https://www.R-project.org/>.
- Reiss, S., & McNally, R. J. (1985). The expectancy model of fear. In U. S. Reiss & R. Bootzin (Eds.), *Theoretical issues in behavior therapy* (pp. 107–121). New York: Academic Press.
- Reiss, S., Peterson, R. A., Gursky, D. M., & McNally, R. J. (1986). Anxiety sensitivity, anxiety frequency and the prediction of fearfulness. *Behaviour Research and Therapy*, *24*, 1–8. doi:10.1016/0005-7967(86)90143-9
- Revelle, W., & Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega, and the glb: Comments on Sijtsma. *Psychometrika*, *74*, 145–154. doi:10.1007/s11336-008-9102-z
- Rifkin, L. S., Beard, C., Hsu, K. J., Garner L., & Bjorgvinsson T. (2015). Psychometric properties of the Anxiety Sensitivity Index-3 in an acute and heterogeneous treatment sample. *Journal of Anxiety Disorders*, *36*, 99–102. doi:10.1016/j.janxdis.2015.09.010
- Rizopoulos, D. (2006). ltm: An R package for latent variable modelling and Item Response Theory analyses. *Journal of Statistical Software*, *17*(5), 1–25. doi:10.18637/jss.v017.i05. Preuzeto sa <http://www.jstatsoft.org/v17/i05/>

- Rodriguez, B. F., Bruce, S. E., Pagano, M. E., Spencer, M. A., & Keller, M. B. (2004). Factor structure and stability of the Anxiety Sensitivity Index in a longitudinal study of anxiety disorder patients. *Behaviour Research and Therapy*, *42*, 79–91. doi:10.1016/S0005-7967(03)00074-3
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, *48*, 1–36. Preuzeto sa <http://www.jstatsoft.org/v48/i02/>
- Samejima, F. (1969). *Estimation of latent trait ability using a response pattern of graded scores (Psychometrika Monograph Suppl. No. 17)*. Richmond, VA: Psychometric Society. Preuzeto sa <http://www.psychometrika.org/journal/online/MN17.pdf>
- Schmidt, N. B., & Joiner, T. E. (2002). Structure of the Anxiety Sensitivity Index psychometrics and factor structure in a community sample. *Journal of Anxiety Disorders*, *16*, 33–49. doi:10.1016/S0887-6185(01)00087-1
- Schmidt, N. B., Zvolensky, M. J., & Maner, J. K. (2006). Anxiety sensitivity: Prospective prediction of panic attacks and Axis I pathology. *Journal of Psychiatric Research*, *40*, 691–699. doi:10.1016/j.jpsychires.2006.07.009
- semTools Contributors (2016). *semTools: Useful tools for structural equation modeling*. R package version 0.4-12. Preuzeto sa <http://cran.r-project.org/package=semTools>.
- Smederevac, S., Mitrović, D., Čolović, P., & Nikolašević, Ž. (2014). Validation of the measure of Revised reinforcement theory constructs. *Journal of Individual Differences*, *35*, 12–21. doi:10.1027/1614-0001/a000121.
- Steering Committee of the Physicians Health Study Research Group. (1988). Preliminary report: Findings from the aspirin component of the ongoing physicians' health study. *New England Journal of Medicine*, *318*, 262–264.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics, 6th ed.* Boston: Pearson.
- Taylor, S. (1999). *Anxiety sensitivity: Theory, research, and treatment of the fear of anxiety*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Taylor, S., Koch, W. J., & McNally, R. J. (1992). How does anxiety sensitivity vary across the anxiety disorders? *Journal of Anxiety Disorders*, *6*, 249–259. doi:10.1016/0887-6185(92)90037-8
- Taylor, S., Koch, W. J., Woody, S., & McLean, P. (1996). Anxiety sensitivity and depression: How are they related? *Journal of Abnormal Psychology*, *105*, 474–479. doi:10.1037/0021-843x.105.3.474
- Taylor, S., Zvolensky, M. J., Cox, B. J., Deacon, B., Heimberg, R. G., Ledley, D. R., . . . Cardenas, S. J. (2007). Robust dimensions of anxiety sensitivity: Development and initial validation of the Anxiety Sensitivity Index-3. *Psychological Assessment*, *19*, 176–188. doi:10.1037/1040-3590.19.2.176
- Vasić, A., Šarčević, D. i Trogrlić, A. (2011). Zadovoljstvo životom u Srbiji. *Primenjena psihologija*, *2*, 151–177.

- Vujanovic, A. A., Arrindell, W. A., Bernstein, A., Norton, P. J., & Zvolensky, M. J. (2007). Sixteen-Item Anxiety Sensitivity Index: Confirmatory factor analytic evidence, internal consistency, and construct validity in a young adult sample from the Netherlands. *Assessment, 14*, 129–143. doi:10.1177/1073191106295053
- Vukosavljević-Gvozden, T., Batinić, B. i Peruničić, I. (2012). Osetljivost na anksioznost. *Engrami, 34*, 23–34.
- Wheaton, M. G., Deacon, B. J., McGrath, P. B., Berman, N. C., & Abramowitz, J. S. (2012). Dimensions of anxiety sensitivity in the anxiety disorders: Evaluation of the ASI-3. *Journal of Anxiety Disorders, 26*, 401–408. doi:10.1016/j.janxdis.2012.01.002
- Won, H. T., Park, H. S., & Kwon, S. M. (1995). A study on the development of the Korean versions of Panic Scales. *Korean Journal of Clinical Psychology, 14*, 95–110.

Marija Volarov
Milan Oljača
Ljiljana Mihić
Petar Čolović

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

PSYCHOMETRIC EVALUATION OF A SERBIAN ADAPTATION OF THE ANXIETY SENSITIVITY INDEX (ASI-3)

The main purpose of this study was to investigate validity and psychometric properties of the third revision of Anxiety Sensitivity Index (ASI-3) in a sample of general population from Serbia. Total sample was comprised of 553 participants of both gender aged 18–60 years (82.1% female). Results from Confirmatory Factor Analysis (CFA) indicated that a bifactor model with one general factor of general anxiety sensitivity and three specific factors (physical, cognitive, and social concerns) had the best fit to empirical data. IRT results (2PL model) led to a conclusion that the ASI-3 items are relatively difficult. In other words, this questionnaire has better measurement performance in individuals with moderate and high trait levels. The ASI-3 also showed excellent convergent, discriminant, and incremental validity. Several items with poor performance within general population were identified (low information and discrimination parameters value, but high difficulty parameter value). Finally, its predictive power was demonstrated above and beyond Behavioural Inhibition System (BIS; Anxiety). Our results are consistent with earlier findings considering the bifactor structure of the ASI-3, and provide support for the theoretical assumption that anxiety sensitivity is a unique construct. Research and clinical implications were discussed.

Keywords: anxiety sensitivity, ASI-3, bifactor model, CFA, IRT