

Miša Avramović¹Departman za
psihologiju, Filozofski
fakultet, Univerzitet u
Nišu**VALIDACIJA SRPSKE ADAPTACIJE
SKALE REAKCIJA NA ISPITIVANJE**

Ciljevi ovog istraživanja bili su usmereni ka proveri faktorske strukture i proceni nekih metrijskih karakteristika srpske adaptacije Skale reakcija na ispitivanje. Pored toga, kreirana je i skraćena verzija skale, sa idejom da se na taj način popravi loš fit originalne verzije instrumenta, kao i da se skala učini ekonomičnijom za zadavanje. Uzorak istraživanja činilo je 300 prigodno odabranih studenata, prosečne starosti 22.73 godina. U konfirmatornoj faktorskoj analizi testiran je fit dva modela. Prvi je imao korelirane faktore prvog reda, dok je u drugi model uveden faktor drugog reda. Puna verzija skale imala je loš fit. Međutim, skraćena verzija skale (od po 5 ajtema u svakoj subskali) imala je odličan fit prvog modela ($CFI = .96$; $RMSEA = .048$) i neznatno slabiji fit drugog modela ($CFI = .95$; $RMSEA = .055$). Skraćena verzija skale sačuvala je zadovoljavajuće koeficijente interne konzistencije (.78 do .91 za subskale i .92 za celu skalu). Skraćena verzija skale pokazala je visoku konvergentnu validnost, kroz visoke korelacije sa Inventarom ispitne anksioznosti. Kao takva, skaćena verzija skale ima svoju upotrebnu vrednost, kako u istraživačkom tako i u obrazovnom kontekstu.

Ključne reči: konfirmatorna faktorska analiza, skala reakcija na ispitivanje, validnost

¹ Adresa autora:
misa.avramovic@gmail.com

Primljeno: 25. 09. 2018.
Primljena prva korekcija:
11. 02. 2019.
Primljena druga korekcija:
03. 03. 2019.
Prihvaćeno za štampu:
15. 03. 2019.

Uvod

Ispitna anksioznost predstavlja formu evaluativne anksioznosti koja se odnosi na set fenomenoloških, fizioloških i ponašajnih odgovora koji prate zabrinutost oko mogućeg neuspeha u bilo kojoj situaciji testiranja ili evaluacije (Sieber, O'Neil, & Tobias, 1977).

Zbog značaja koje testiranje i ispitivanje imaju u savremenom društvu, ispitna anksioznost predstavlja jednu od najistraživanih tema u obrazovanju i psihologiji (Powers, 2001). Dosadašnja istraživanja su pokazala da su studenti koji ispoljavaju anksioznost u situaciji provere znanja generalno vulnerabilniji, kao i da se češće javljaju lekaru usled psihičkih i psihosomatskih tegoba (Depreeuw & De Neve, 1992). Oni takođe imaju niža akademska postignuća ili moraju da ulažu značajno više truda da bi postigli iste akademske rezultate kao i studenti koji nemaju problem ispitne anksioznosti (Zeidner, 1998). Nemogućnost realizacije školskih/akademskih potencijala, koja se javlja usled anksioznosti učenika i studenata, Zeidner i Matthews (2011) smatraju značajnim problemom mentalnog zdravlja u obrazovnom kontekstu.

Sistematsko istraživanje koncepta ispitne anksioznosti počelo je pre 65 godina u okviru linije istraživanja učenja i anksioznosti koju su razradili Sarason i Mandler (1952). Ovi autori su ispitnu anksioznost konceptualizovali kao jednodimenzionalni konstrukt. Međutim, danas se on nedvosmisleno smatra višedimenzionalnim (Zeidner & Matthews, 2011).

Tokom godina je razvijen veliki broj instrumenata za merenje ispitne anksioznosti od kojih su najpoznatiji: Upitnik zabrinutosti i emocionalnosti i njegova revizija (Worry-Emotionality Questionnaire and Revised Worry-Emotionality Questionnaire: Leibert & Morris, 1967; Morris, Davis, & Hutchings, 1981), Sunova skala ispitno-anksioznog ponašanja (The Suinn Test Anxiety Behavior Scale - STABS: Suinn, 1969), Skala ispitne anksioznosti (Test Anxiety Scale - TAS: Sarason, 1978), Inventar ispitne anksioznosti (Test Anxiety Inventory - TAI: Spielberger et al., 1980), Kognitivna ispitna anksioznost (The Cognitive Test Anxiety - CTA: Cassady & Johnson, 2002) itd. Nakon pregleda instrumenata namenjenih merenju ispitne anksioznosti, kreiranih do kraja 90-tih godina prošlog veka, Zeidner (1998) je primetio da su istraživači, prilikom njihove konstrukcije najčešće razlikovali sledeće komponente: kognitivna (zabrinutost, mišljenje irelevantno za zadatku), afektivno-fiziološka (tenzija, telesne reakcije, opažena pobuđenost) i bihevioralna (deficitne veštine učenja, prokrastinacija, izbegavajuća ponašanja) (Zeidner, 1998). Međutim, pri konstruisanju instrumenata sve do skoro je bila dominantna paradigma koja je isticala dve komponente: zabrinutost (kognitivna komponenta) i emocionalnost (afektivno-fiziološka komponenta). Uvođenje dodatnih ili drugačijih dimenzija pre je bio izuzetak nego pravilo.

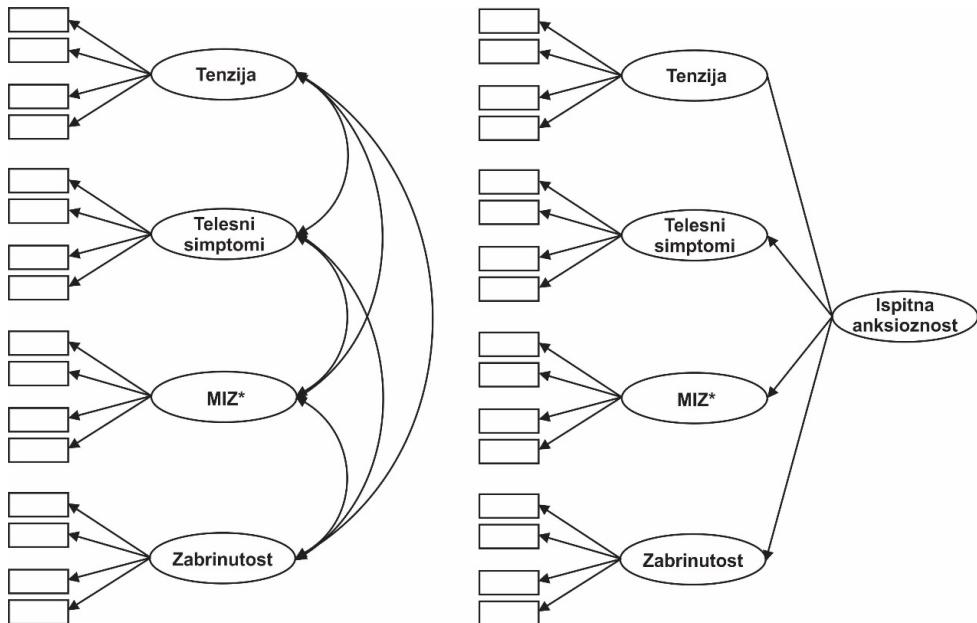
U skorije vreme se, pod uticajem kognitivno-motivaciono-relacione teorije stresa i emocija (Lazarus 1991, 1999), javlja interesovanje autora za afektivno-motivacionu komponentu ispitne anksioznosti (npr. Pekrun et al., 2004; Ringe-

isen, 2008; Ringeisten & Buchwald, 2010). Međutim, s obzirom na to da je broj istraživanja na ovu temu mali, rano je da se izvode bilo kakvi zaključci o tome da li i na koji način je najbolje uključiti ovu komponentu u instrumente namenjene merenju ispitne anksioznosti.

Skala reakcija na ispitivanje

Skala reakcija na ispitivanje (Reactions To Tests - RTT: Sarason, 1984) predstavlja jedan od instrumenata za merenje ispitne anksioznosti, koji je karakterističan po pokušaju da se poveća broj dimenzija ispitne anksioznosti u odnosu na dominantne i najčešće operacionalizovane dimenzije zabrinutosti i emocionalnosti (npr. Leibert & Morris, 1967; Morris et al., 1981; Spielberger et al., 1980). Sarason (1984) je smatrao je da će na taj način preciznije definisati konstukt ispitne anksioznosti, kao i da će obezbediti bolje razumevanje njegovog odnosa sa obrazovnim postignućem. U Skali reakcija na ispitivanje Sarason je zadržao dimenziju zabrinutosti, dimenziju emocionalnosti je podelio na osećanje tenzije i na telesne simptome, a kao potpuno novu dimenziju uveo je razmišljanje irelevantno za zadatak. Ukoliko se posmatraju komponente ispitne anksioznosti, subskale Zabrinutost i Razmišljanje irelevantno za zadatak, spadaju u kognitivnu komponentu, dok subskale Tenzija i Telesni simptomi predstavljaju afektivno-fiziološku ili emocionalnu komponentu.

U osnovi Skale reakcija na ispitivanje stoji model kognitivne interferencije čiji je Sarason bio zagovornik. Prema ovom modelu veza između crte ispitne anksioznosti i karakteristika evaluativne situacije, s jedne strane, i postignuća, s druge strane, posredovana je kognitivnom interferencijom (Zeidner, 1998). To znači da preokupiranost strahom od neuspeha, poređenjem sa drugima, mislima irelevantnim za zadatak, samokritikujućim mislima i sl., dovodi do smanjenja pažnje kao resursa neophodnog za dobro postignuće. Ova vrsta preokupiranosti je uslovljena kako objektivnim okolnostima, tako i interpretacijom tih okolnosti, a njen javljanje zavisi od toga da li su mehanizmi prevladavanja efikasni ili ne (Sarason, 1988). U modelu interferencije kognitivna komponenta ima veću značajnost za postignuće, u odnosu na emocionalnu komponentu, a ujedno je predstavljala osnov za uvođenje razmišljanja irelevantnog za zadatak kao potpuno nove dimenzije ispitne anksioznosti.



Slika 1. Model 1 sa koreliranim faktorima prvog reda (levo) i Model 2 sa faktorom drugog reda (desno).

Napomena. *MIZ - Mišljenje irelevantno za zadatak.

Faktorska struktura instrumenta bi mogla da se predstavi kroz dva modela (Slika 1). Prvi model bi sadržao samo korelirane faktore prvog reda, odnosno, subskale instrumenta. Fitovanje ovakvog modela bila bi značajna podrška testiranom mernom modelu. Međutim, moguće je pored faktora prvog reda uključiti i jedan faktor drugog reda, koji bi zapravo predstavljao konstrukt ispitne anksioznosti. Provera fita ovog modela bi išla korak dalje ka proveri teorijske osnove na kojoj je konstruisan instrument, a to je da postoji nadređeni faktor ispitne anksioznosti i da dimenzije operacionalizovane instrumentom pripadaju tom nadređenom faktoru.

Prethodne analize faktorske strukture Skale reakcija na ispitivanje

U izvornoj studiji (Sarason, 1984) na prvom uzorku od 390 američkih studenata, uporebom varimax rotacije, kao zasebni faktori izdvojile su se subskale Tenzija, Kognitivna zabrinutost i Razmišljanje irelevantno za zadatak. Subskala Telesni simptomi bila je sačinjena od ajtema koji su se rasporedili na nekoliko preostalih faktora. Svaki od tih faktora je objašnjavao bar 4% varijanse. Interkorelacije četiri izdvojena faktora varirale su od niskih preko umerenih do visokih. Korrelacija subskale Razmišljanja irelevantnog za zadatak sa Telesnim simptomima iznosila je .24, dok je sa subskalom Tenzija iznosila .28. Subskala Telesni simptomi

je sa Zabrinutošću korelirala takođe umereno ($r = .40$). Ostali koeficijenti korelacija između subskala imali su vrednost preko .50. Za finalne subskale je zadržano po 10 ajtema sa zasićenjima većim od .45. Pouzdanosti subskala izraženih alfa koeficijentom, na drugom uzorku od 385 studenata, iznosile su od .68 do .81 za pojedinačne subskale, dok je pouzdanost cele skale iznosila .78.

Benson i Bandalos (1992) su sproveli istraživanje na 636 američkih studenata slučajno podeljenih u dva uzorka od po 318 studenata. Na prvom uzorku konfirmatorna faktorska analiza četvorofaktorskog modela sa koreliranim latentnim varijablama dala je slabe parametre fita. Izvor slabog fitovanja modela bili su ajtemi sa zasićenjima na dva ili tri faktora, kao i mnogobrojne korelacije između reziduala. Isti model, sa uvedenim faktorom drugog reda, dao je podjednako loš fit, iako su alfa koeficijenti pouzdanosti za subskale i za celokupnu skalu bili na zadovoljavajućem nivou.

Autori su pokušali da reše problem lošeg fitovanja modela kreiranjem skraćene verzije upitnika od 20 stavki, na osnovu indicija za modifikaciju. Ovako su dobijeni dosta bolji parametri fita. Pri tome, alfa koeficijent pouzdanosti je značajnije pao samo za subskalu Telesni simptomi, dok su koeficijenti pouzdanosti preostalih subskala i skale u celini imali prihvatljive vrednosti. Na drugom uzorku skraćena verzija skale dala je nešto lošije parametre fita, dok su alfa koeficijenti pouzdanosti ostali približno isti. Priroda povezanosti faktora na skraćenoj verziji skale bila je saobražena nalazima originalnog istraživanja (Sarason, 1984). Korelacije između faktora kretale su se od slabih, preko umerenih ka visokim. Na kraju, zasićenja faktora prvog reda na faktoru drugog reda su bila statistički značajna i za originalnu i za skraćenu skalu, s tim što je zasićenje faktora Razmišljanje irelevantno za zadatak bilo daleko niže od ostalih.

Nešto bolje parametre fita za arapsku verziju skale od 40 ajtema dobili su Nasser i Takahashi (2003). Na prvom uzorku od 421 studenta, konfirmatorna faktorska analiza četvorofaktorskog modela sa koreliranim latentnim varijablama dala je loše parametre fita. Alfa koeficijenti pouzdanosti za subskale varirali su između .80 i .87. Na drugom uzorku od 374 studenata dobijeni su takođe loši parametri fita, a alfa koeficijenti pouzdanosti za subskale varirali su između .82 i .87.

Očigledno je da je Skala reakcija na ispitivanje pri kreiranju imala određenih psihometrijskih nedostataka, pre svega niže pouzdanosti nekih subskala. Takođe, niske korelacije subskale Razmišljanje irelevantno za zadatak sa ostalim subskalama, kao i niska zasićenja ovog faktora na generalnom faktoru drugog reda otvaraju pitanje njegove pripadnosti konstruktu ispitne anksioznosti, posebno imajući u vidu i to što se ista sumnja javila i u proverama strukture ispitne anksioznosti u kojima je ovaj konstrukt meren primenom drugih instrumenata (npr. Hodapp & Benson, 1997).

Ciljevi istraživanja

Problem ispitne anksioznosti i njegove povezanosti sa postignućem učenika i studenata gotovo da nije prepoznat u našem obrazovnom sistemu. Poslednjih go-

dina istraživači pokušavaju da nadomeste ovaj nedostatak učestalijim publikovanjem istraživanja koja za centralnu okosnicu imaju problem ispitne anksioznosti. Međutim, samo par instrumenata za merenje ispitne anksioznosti je prevedeno i dostupno na srpskom jeziku, a da su pri tome proverene i objavljene njihove metrijske karakteristike na domaćim uzorcima.

Skala reakcija na ispitivanje pripada merama ispitne anksioznosti koje eksplicitno ne uključuju bihevioralnu i afektivno-motivacionu komponentu, ali koje ipak poseduju određene prednosti. Kao prvo, njen neosporni značaj je razdvajanje dimenzije emocionalnosti na „tenziju” i „telesne simptome” čime se pravi jasna razlika između afektivne i fiziološke komponente ispitne anksioznosti (Pekrun et al., 2004). Drugo, iako je opravданost uvođenja mišljenja irelevantnog za zadatok u konstrukt ispitne anksioznosti sporno (Benson & Bandalos, 1992; Hodapp & Benson, 1997), ovaj fenomen je nesumnjivo povezan sa ispitnom anksioznošću i zaslužuje dalje istraživanje.

U navedenom kontekstu ciljevi ovog istraživanja bili su usmereni na provjeru faktorske strukture i nekih metrijskih karakteristika srpske adaptacije Skale reakcija na ispitivanje. Dodatno, kreirana je skraćena verzija skale, sa ukupno 20 ajtema (po 5 za svaku subskalu), kao rešenje za očekivani loš fit pune verzije instrumenta.

Metod

Uzorak i procedura

Uzorak istraživanja činilo je 300 prigodno odabralih studenata (176 ženskog i 124 muškog pola) iz Beograda, Novog Sada, Niša i Kosovske Mitrovice. Uzrast ispitanika kretao se od 19 do 39 godina, sa prosečnim uzrastom od 22.73 godina. Kriterijum selekcije ispitanika je bio najmanje jedan položen ispit. Prosečan broj položenih ispita iznosio je 23.67.

Istraživanje je, iz praktičnih razloga, sprovedeno u toku pripreme studenata za polaganje ispita u aprilskom, odnosno junskom ispitnom roku. Sama crta ispitne anksioznosti, koja je merena u istraživanju, teorijski ne bi trebalo da zavisi od vremena testiranja. Učesnike istraživanja su testirali anketari pojedinačno na fakultetima, u domovima studenata i u čitaonicama. Deo ispitanika (oko 10%) koji nije mogao odmah da popuni testove prihvatio je da bateriju popuni online, pristupajući linku koji im je obezbedio anketar. Na ovaj način prikupljen je heterogen uzorak ispitanika sa razičitim fakulteta.

Učestvovanje u istraživanju je bilo dobrovoljno, a uputstvo koje su ispitanici dobili od anketara ili pročitali u online verziji baterije sadržalo je sve potrebne informacije uključujući i one o zaštiti proverljivosti i anonimnosti podataka. Ispitivanje je trajalo među 20 i 30 minuta.

Instrumenti

Skala reakcija na ispitivanje (Reactions to Tests - RTT: Sarason, 1984).

Ova skala sadrži 4 subskale od po 10 stavki sa četvorostepenom skalom odgovora, gde broj 1 označava „Uopšte nije tipično za mene“, a broj 4 „Veoma je tipično za mene“. Svaka subskala pretenduje da meri po jednu dimenziju ispitne anksioznosti: Zabrinutost, Mišljenje irrelevantno za zadatak, Tenzija i Telesni simptomi.

Prevod skale je rađen metodom prevoda unapred. Nakon što je autor preveo skalu sa engleskog na srpski jezik, nezavisni prevodilac je prosudio o ekvivalentnosti prevedenih i originalnih ajtema. U finalnoj fazi su autor i prevodilac, uz konsultacije sa dva bilingvalna studenta koji govore engleski i srpski jezik, usaglasili prevode pojedinih stavki. Glavna izmena u odnosu na originalni upitnik bila je u tome što je engleska reč „test“ prevodena kao „ispit“. Takva odluka doneta je pre svega iz razloga što srpski termin „ispit“ obuhvata i pismeno i usmeno ispitivanje, koje je još uvek velikoj meri zastupljeno u našoj zemlji, posebno u akademskom kontekstu. Termin „test“ ili „testiranje“ u srpskom jeziku se, pre svega, odnosi na pismeno ispitivanje. Isti princip koristili su i Jelić, Popov i Sretković (2014) pri adaptaciji instrumenta PHCC Test Anxiety Questionnaire (Nist & Diehl, 1990). Pored toga sintagma „test anxiety“ se u srpskoj i hrvatskoj literaturi ustaljeno prevodi kao „ispitna anksioznost“. Osim toga, sadržaj tri ajtema bio je takav da je bio smislen samo u uslovima pismenog ispitivanja. U tim slučajevima je zadržano prethodno pravilo, s tim što je prevod neznatno adaptiran tako da se sadržaj stavki jasno odnosi na pismeno ispitivanje.

Inventar ispitne anksioznosti (Test Anxiety Inventory - TAI: Spielberger et al., 1980). TAI sadrži 20 stavki na koje se odgovara putem četvorostepene skale procene, gde broj 1 označava „gotovo nikada“, a broj 4 „gotovo uvek“. Po 8 ajtema grupisano je u dve subskale (Emocionalnost - TAI-E i Zabrinutost - TAI-W), dok preostala četiri ajtema pripadaju samo globalnoj skali. Skorovi se mogu računati za skalu u celini i za posebne subskale. U originalnom istraživanju vrednosti test-retest pouzdanosti dobijene na uzorcima srednjoškolaca i studenata za period od dve nedelje do jednog meseca, varirale su između .80 i .81. Alfa koeficijenti varirali su između .92 i .96 za celu skalu, .83 i .91 za subskalu Zabrinutost i između .85 i .91 za subskalu Emocionalnost. U ovom istraživanju dobijeni su sledeći koeficijenti interne konzistencije: subskala Zabrinutost .86, subskala Emocionalnost .91 i Globalna skala .93.

Analiza podataka

Provera faktorske strukture (konfirmatorna faktorska analiza) instrumenta rađena je softverom IBM AMOS 20.0 metodom maksimalne verodostojnosti. Kao parametri fita korišćeni su svi parametri iz dva ranija istraživanja faktorske strukture - engleske (Benson & Bandalo, 1992) i arapske (Nasser & Takahashi, 2003) verzije instrumenta: GFI (Goodness-of-fit index), CFI (Comparative fit index), TLI

(Tucker-Lewis index), RMR (Root-mean-square residual) i SRMR (Standardized RMR) i RMSEA (Root-mean-square error of approximation). Prema sugestiji koju su dali Hu i Bentler (1999), kao kritične vrednosti indikativne za dobar fit korišćene su vrednosti veće ili jednake .95 za CFI i TLI. Nihove sugestije za vrednosti indikatora koje ukazuju na dobar fit modela za SRMR su vrednosti do .08, a za RMSEA do .06. Međutim, u praksi se češće koristi još stroži kriterijum do .05 za oba indeksa fita (npr. Byrne, 2010). Kada je u pitanju GFI njegovi autori, Jöreskog i Sörborn (1984), nisu dali predlog kritične vrednosti za dobar fit. Noviji autori, takođe, izbegavaju navođenje jedinstvenih vrednosti za ovaj indikator, zbog toga što se pokazuje da GFI može da dâ visoke vrednosti za loše specifikovane modele (Bollen & Stine, 1992), ali i da zavisi od veličine uzorka (npr. Bollen, 1989; Fan, Wang, & Thompson, 1999). Uobičajena granična vrednost koju istraživači koriste u svojim radovima je .90. Shevlin i Miles (1998) se slažu da, s obzirom na to da GFI zavisi i od veličine uzorka i od visine faktorskih zasićenja, nije lako dati jedinstvenu kritičnu vrednost, ali savetuju da se koristi kritična vrednost od .95 kada se zasićenja kreću od niskih do umerenih, bez obzira na veličinu uzorka. Na kraju, za RMR korišćen je kritični skor od .05, mada treba imati u vidu da je upotreba RMR kod istraživača zapostavljena u korist SRMR koji se računa na standardizovanim rezidualima.

Skraćena verzija skale kreirana je uz pomoć indicija za modifikaciju takođe iz softvera IBM AMOS 20.0. Pri tome je vođeno računa o visini zasićenja individuálnih stavki na faktorima prvog reda.

Rezultati

Faktorska struktura i depskriptivni pokazatelji Skale reakcija na ispitivanje

U istraživanju su proveravana dva modela. Model 1 sa koreliranim faktorima prvog reda i Model 2 sa uvedenim faktorom drugog reda. Model 1 imao je sledeće parametre fita: $\chi^2(734) = 2021.19$; $p = .000$; GFI = .73; CFI = .84; TLI = .83; RMSEA = .077; RMR = .068; SRMR = .075. Model 2, sa uvedenim faktorom drugog reda, imao je takođe loše parametre fita: $\chi^2(736) = 2098.65$; $p = .000$; GFI = .72; CFI = .83; TLI = .82; RMSEA = .079; RMR = .075; SRMR = .084. Standardizovana zasićenja faktora prvog reda na faktoru drugog reda su iznosila: Tenzija .93; Telesni simptomi .92; Mišljenje irrelevantno za zadatok .50; Zabrinutost .92. Sva zasićenja su značajna na nivou .001.

Razlog za slabo fitovanje originalne verzije skale bio je, pre svega, veliki broj ajtema sa istovremenim visokim zasićenjima na više faktora prvog reda. Zbog toga je korišćenjem podataka o indicijama za modifikaciju i visini faktorskih zasićenja izvršeno izbacivanje loših ajtema, sa idejom da se kreira kraća verzija upitnika uz popravljanje faktorske strukture upitnika. U dobijenoj skraćenoj verziji upitnika za-

držano je po 5 najboljih ajtema za svaku subskalu. Standardizovana zasićenja svih zadržanih ajtema iznosila su više od .55 i bila su značajna na nivou .001 (Slika 2).

Deskriptivni podaci za skraćenu verziju skale dati su u Tabeli 1 uporedno sa podacima za originalnu verziju skale.

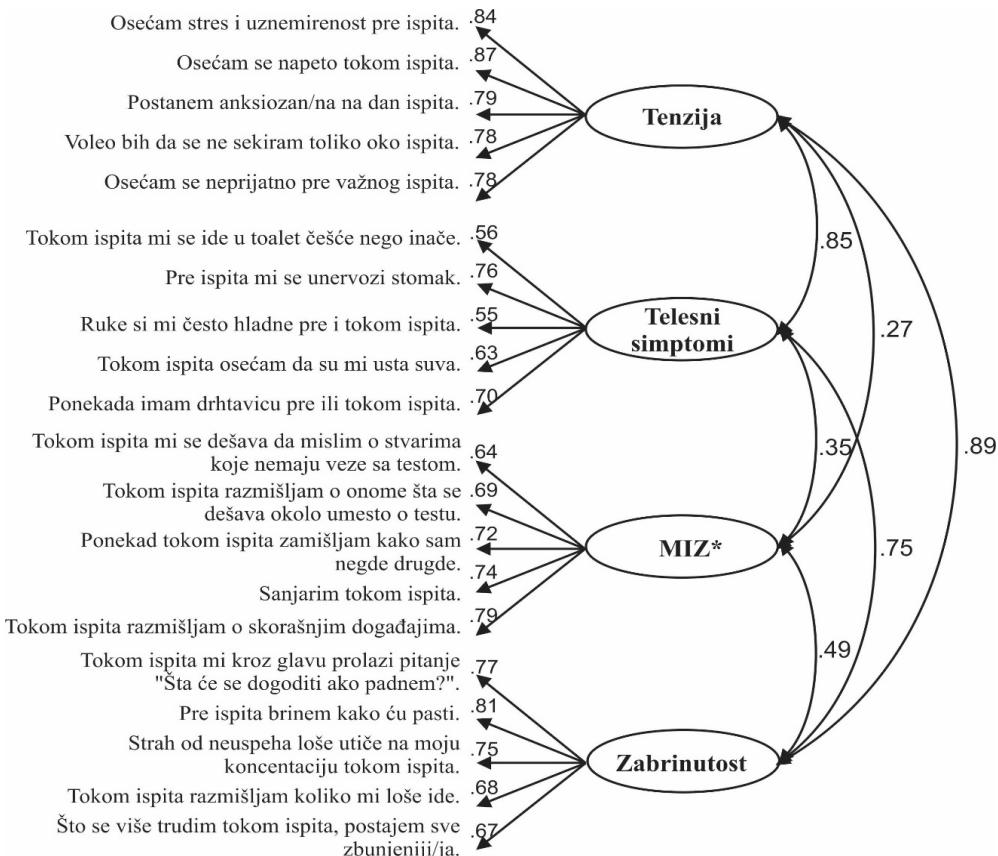
Tabela 1

Deskriptivni podaci za originalnu i skraćenu verziju Skale reakcija na ispitivanje

	N	Min	Max	M	SD	Sk	Ku	α
RTT (originalna verzija)	300	40	149	77.45	24.27	0.63	-0.45	.96
Tenzija	300	10	40	23.43	8.76	0.31	-0.99	.95
Telesni simptomi	300	10	40	18.33	6.86	0.92	0.11	.88
Mišljenje irelevantno za zadatak	300	10	37	16.50	6.51	1.02	0.32	.91
Zabrinutost	300	10	38	19.20	6.67	0.72	-0.38	.87
RTT (skraćena verzija)	300	20	74	38.72	12.55	0.57	-0.52	.92
Tenzija	300	5	20	12.21	4.59	0.16	-1.14	.91
Telesni simptomi	300	5	20	9.48	3.82	0.85	0.03	.78
Mišljenje irelevantno za zadatak	300	5	19	7.84	3.19	1.23	0.90	.84
Zabrinutost	300	5	20	9.19	3.94	0.81	-0.31	.85

Napomena. RTT – Skala reakcija na ispitivanje, N – broj ispitanika, Min – minimum, Max – maksimum, M – aritmetička sredina, SD – standardna devijacija, Sk – skjunitis, Ku – kurtozis, α – koeficijent pouzdanosti po tipu interne konzistencije.

Faktorska zasićenja prikazana na Slici 2 pripadaju Modelu 1, ali su na drugoj decimali gotovo identična onima iz Modela 2.



Slika 2. Standardizovana faktorska zasićenja stavki na dimenzijama ispitne anksioznosti i korelacije između subskala (Model 1).

Napomene. MIZ - Mišljenje irrelevantno za zadatak. Sve relacije u modelu su značajne na nivou $p < .01$.

Najniža faktorska zasićenja imaju stavke koje čine dimenziju Telesni simptomi, koja se nalaze u rangu od .55 do .70, dok stavke na ostalim dimenzijama imaju zasićenja u rangu od .64 do .87. Model 1 imao je veoma dobre parametre fita: $\chi^2(164) = 277.95$; $p = .000$; GFI = .91; CFI = .96; TLI = .96; RMSEA = .048; RMR = .045; SRMR = .050.

Fit Modela 2, bio je očekivano nešto slabiji: $\chi^2(164) = 317.67$; $p = .000$; GFI = .90; CFI = .95; TLI = .94; RMSEA = .055; RMR = .054; SRMR = .062. Standardizovana zasićenja faktora prvog reda na faktoru drugog reda su iznosila: Tenzija .97; Telesni simptomi .86; Mišljenje irrelevantno za zadatak .36; Zabrinutost .91. Sva zasićenja su bila značajna na nivou .001.

Očigledno je da skraćena verzija znatno bolje fituje sa teorijskim modelom od originalne skale, stoga će u daljem delu rada rezultati biti prikazivani samo za skraćenu skalu.

Konvergentna validnost skraćene verzije Skale reakcija na ispitivanje

Za skraćenu verziju Skale reakcija na ispitivanje proverena je i konvergentna validnost, putem Pirsonovih koeficijenata korelacija sa subskalama Inventara ispitne anksioznosti (Spielberger et al., 1980). Dobijene vrednosti prikazane su u Tabeli 2.

Tabela 2

Interkorelacije originalne i skraćene verzije Skale reakcija na ispitivanje (RTT) i Inventara ispitne anksioznosti (TAI)

	TAI	TAI-W	TAI-E
RTT (skraćena verzija)	.88**	.83**	.82**
RTT Tenzija	.87**	.76**	.88**
RTT Telesni simptomi	.70**	.61**	.68**
RTT Misljenje irelevantno za zadatak	.31**	.37**	.22**
RTT Zabrinutost	.85**	.85**	.77**

Napomena. TAI – Inventar ispitne anksioznosti (ukupna skala), TAI-W – subskala Zabrinutost, TAI-E – subskala Emocionalnost.

** $p < .01$.

Prilikom analize konvergentne validnosti trebalo bi posmatrati korelacije kognitivnih sa kognitivnim i emocionalnih sa emocionalnim komponentama oba instrumenta. Može se videti da su koeficijenti korelacije veoma visoki i pozitivno usmereni za sve subskale međusobno, izuzev za relacije subskale Mišljenje irelevantno za zadatak i subskala Inventara ispitne anksioznosti. Obe subskale kojima je operacionalizovana afektivno-fiziološka komponenta imaju dobru konvergentnu validnost. Međutim, od operacionalizacija kognitivne komponente, subskala Zabrinutost ima dobru, dok je konvergentna validnost Mišljenja irelevantnog za zadatak slaba.

Diskusija

Glavni cilj ovog istraživanja bio je usmeren na proveru metrijskih karakteristika srpske adaptacije Skale reakcija na ispitivanje. Ova skala je značajna pre svega zbog pokušaja Sarasona (1984) da operacionalizacijom indikatora skale u

pojmovni okvir ispitne anksioznosti uvede veći broj definišućih dimenzija. Kao i u ranijim istraživanjima (Benson & Bandalos, 1992; Nasser & Takahashi, 2003), analiza faktorske strukture originalne verzije skale dala je slabe parametre fita. Da bi se otklonio ovaj problem kreirana je skraćena verzija skale od ukupno 20 ajtema, po 5 za svaku originalnu subskalu. Ovakva verzija skale dala je dobre parametre fita, posebno za Model 1, sa koreliranim faktorima prvog reda.

Konfirmatorna faktorska analiza kreirane skraćene verzije skale pokazuje da sve izdvojene stavke imaju visoka standardizovana faktorska zasićenja. Najniža zasićenja imale su stavke koje čine dimenziju Telesni simptomi (.55 - .70). Njihov sadržaj odnosi se na fiziološke simptome ispitne anksioznosti kao što su: „nervozni“ stomak, drhtavica, hladne ruke, suva usta itd. Navedeni simptomi, verovatno, dosta variraju u kontekstu individualnih razlika, te dovode u pitanje jednodimenzionalnost subskale, čime je moguće objasniti niža faktorska zasićenja.

S druge strane, stavke sa najvišim zasićenjima su one koje čine dimenziju Tenzija (.78 - .87). Sadržaj ovih stavki se odnosi na emocionalni doživljaj napetosti, brige, uznemirenosti, stresa, neprijatnosti i anksioznosti. Analiza sadržaja stavki koje operacionalizuju pomenute aspekte dimenzije Tenzija ukazuju na jasno razlikovanje simptoma fiziološke pobuđenosti od subjektivnih doživljaja telesne napetosti i emocija. Upravo preko ova dva kvaliteta Zeidner i Matthews (2011) definišu emocionalnost, koju Hodapp, Glanzmann i Laux (1995) povezuju sa percepcijom osećanja i reakcija autonomnog nervnog sistema.

Stavke koje zasićuju kognitivne komponente ispitne anksioznosti imaju takođe visoka standardizovana faktorska zasićenja, koja se kreću u rasponu od .67 do .81 za dimenziju Zabrinutost, odnosno u rasponu od .64 do .79 za dimenziju Mišljenje irelevantno za zadatak. Sadržaj stavki koje čine dimenziju Zabrinutost se odnose na razmišljanje o neuspehu i o posledicama neuspeha, kao i o posledicama koje takvo mišljenje ima na koncentraciju. Sadržaj stavki koje čine dimenziju Mišljenje irelevantno za zadatak odnose se na različite vrste misaonih aktivnosti, kao što su razmišljanje o prošlim ili potencijalnim budućim događajima, događanjima u učionici ili van nje. Za sve njih je zajedničko da odvlače pažnju studenata od sadržaja relevantnih za ispitnu situaciju.

Interkorelacije dimenzija Skale reakcija na ispitivanje su veoma visoke između subskala Tenzija, Telesni simptomi i Zabrinutost (.75 - .89). Tri navedene subskale visoko koreliraju i sa subskalama Emocionalnost i Zabrinutost merenih Inventarom ispitne anksioznosti (.61 - .88). Ovi nalazi nisu iznenadejući, jer je poznato da dimenzija Emocionalnost i dimenzija Zabrinutost visoko koreliraju (npr. Deffenbacher, 1980) i da je zbog toga često postavljano pitanje opravdanosti njihovog razdvajanja u nezavisne dimenzije (npr. Schwarzer, 1984). Međutim, subskala Mišljenje irelevantno za zadatak tek umereno korelira sa subskalama Tenzija i Telesni simptomi (redom .27 i .35), a u nešto višem stepenu sa subskalom Zabrinutost (.49). Korelacije ove subskale sa subskalama Inventara ispitne anksioznosti su umerenog intenziteta, što ukazuje na mogućnost da Mišljenje irelevantno za zadatak nije deo konstrukta ispitne anksioznosti. Ovakvom zaključku ide u prilog

i rezultat dobijen proverom fita Modela 2, u kojem Mišljenje irelevantno za zadatak, kao faktor prvog reda, ima umereno standardizovano faktorsko zasićenje od .36 na faktoru drugog reda koji predstavlja konstrukt ispitne anksioznosti. Slična sumnja izražena je i u ranije pomenutim istraživanjima koja su sproveli Benson i Bandalos (1992) i Hodapp i Benson (1997). Ovakav nalaz ne znači da treba nužno revidirati model kognitivne interferencije. Mehanizam koji prema ovom modelu dovodi do nižeg akademskog postignuća je okarakterisan javljanjem intruzivnih misli koje ometaju osobu pri usmeravanju pune pažnje na zadatak (Wine, 1982). Nalazi ovog i drugih navedenih istraživanja ukazuju samo na to da preokupiranost strahom od neuspeha (dimenzija Zabrinutost) predstavlja pre karakteristiku ispitne anksioznosti nego što je to sučaj sa mislima o drugim sadržajima koji se ne odnose na zadatak (dimenzija Mišljenje irrelevantno za zadatak). Moguće je da razmišljanje o sadržajima koji se ne odnose na zadatak/ispit zapravo predstavlja način kognitivnog izbegavanja problema, odnosno mehanizam prevladavanja, a ne karakteristiku ispitne anksioznosti.

Koefficijenti pouzdanosti skraćenih subskala i skale u celini ostali su prilično visoki i kretali su se od .78 do .91, dok je pouzdanost cele skale iznosila .92. Međutim, s obzirom na opravданu sumnju da dimenzija Mišljenje irrelevantno za zadatak pripada konstruktu ispitne anksioznosti, postavlja se pitanje adekvatnosti upotrebe globalnog skora za Skalu reakcija na ispitivanje. Rešenje ovog problema se može tražiti u računanju ukupnog skora na osnovu tri subskale koje nesumnjivo pripadaju konstruktu ispitne anksioznosti, dok se subskala Mišljenje irrelevantno za zadatak može posmatrati zasebno, ali svakako su neophodne dalje provere kako bi se doneo konačni zaključak.

Osnovni nedostatak ovog rada je izostanak analiza koje uključuju polne razlike. Premda je dobro poznato da ispitanici ženskog pola ostvaruju više skorove na merama anksioznosti, bilo bi značajno ispitati polne razlike na ređe korišćenim subskalama ispitne anksioznosti. Posebno važno bi bilo videti da li se očekivane razlike između polovajavljaju na subskali Mišljenje irrelevantno za zadatak.

Na kraju, može se zaključiti da je upotreba skraćene verzije srpske adaptacije Skale reakcija na ispitivanje sasvim opravdana sa aspekata pouzdanosti, faktorske strukture i ekonomičnosti. Iako srpska adaptacija Skale reakcija na ispitivanje ima visoke koeficijente pouzdanosti, loš fit i veliki broj ajtema dovode u pitanje opravdanost njene upotrebe. Međutim, skraćena verzija skale dala je dobre parametre fita sa teorijski postavljenim modelom, pri čemu je skala zadržala visoke koeficijente interne konzistencije. S obzirom na to da meri četiri različite dimenzije, ova skala može dati detaljniji uvid u strukturu fenomena ispitne anksioznosti u odnosu na druge dostupne skale namenjene merenju istog konstrukta. Kao takva, skraćena verzija Skale reakcija na ispitivanje ima svoju upotrebnu vrednost, kako u istraživačkom tako i u obrazovnom kontekstu.

Reference

- Benson, J., & Bandalos, D. L. (1992). Second-Order Confirmatory Factor Analysis of the Reactions to Tests Scale with Cross-Validation. *Multivariate Behavioral Research*, 27(3), 459–487. doi:10.1207/s15327906mbr2703_8
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley.
- Bollen, K. A., & Stine, R. A. (1992). Bootstrapping goodness-of-fit measures in structural equation models. *Sociological Methods and Research*, 21, 205–229. doi:10.1177/0049124192021002004
- Byrne, M. B. (2010). *Structural Equation Modeling with AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming* (2nd ed.). New York: Routledge.
- Cassady, J. C., & Johnson, R. E. (2002). Cognitive test anxiety and academic performance. *Contemporary Educational Psychology*, 27(2), 270–295. doi:10.1006/ceps.2001.1094
- Deffenbacher, J. L. (1980). Worry and emotionality in test anxiety. In I. G. Sarason (Ed.), *Test anxiety* (111–128). Hillsdale, N.J.: LEA.
- Depreeuw, E., & De Neve, H. (1992). Test anxiety can harm your health: Some conclusions based on a student typology. In D. G. Forgays, T. Sosnowski, & K. Wrzesniewski (Eds.), *Series in health psychology and behavioral medicine. Anxiety: Recent developments in cognitive, psychophysiological, and health research* (pp. 211–228). Washington, DC: Hemisphere. doi:10.1002/per.400
- Fan, X., Wang, L., & Thompson, B. (1999). Effects of Sample Size, Estimation Methods, and Model Specification on Structural Equation Modeling Fit Indexes. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 56–83. doi:10.1080/10705519909540119
- Hodapp, V., & Benson, J. (1997). The multidimensionality of test anxiety: A test of different models. *Anxiety, Stress, & Coping: An International Journal*, 10(3), 219–244. doi:10.1080/10615809708249302
- Hodapp, V., Glanzmann, P. G., & Laux, L. (1995). Theory and measurement of test anxiety as a situation specific trait. In C. D. Spielberger & P. R. Vagg (Eds.), *Test Anxiety. Theory, Assessment, and Treatment* (pp. 47–58). London: Taylor & Francis.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria Versus New Alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55. doi:10.1080/10705519909540118
- Jelić, D., Popov, B. i Sretković, T. (2014). Psihometrijske karakteristike PHCC upitnika ispitne ankioznosti. *Primenjena psihologija*, 7(1), 23–44. doi:10.19090/ pp.2014.1.23-44
- Jöreskog, K. G., & Sörborn, D. (1984). *LISREL VI users guide* (3rd ed.). Moorsvilfe, IN: Scientific Software.
- Lazarus, R. S. (1991). *Emotion and adaptation*. New York: Oxford University Press.
- Lazarus, R. S. (1999). *A new synthesis: Stress and emotion*. New York: Springer Publishing Company.

- Liebert, R. M., & Morris, L. W. (1967). Cognitive and emotional components of test anxiety: A distinction and some initial data. *Psychological Reports*, 20, 975-978. doi:10.2466/pr0.1967.20.3.975
- Mandler, G., & Sarason, S. B. (1952). A study of anxiety and learning. *Journal of Abnormal Psychology*, 47(2), 166-173. doi:10.1037/h0062855
- Morris, L. W., Davis, M. A., & Hutchings, C. H. (1981). Cognitive and emotional components of anxiety: literature review and a revised worry-emotionality scale. *Journal of Educational Psychology*, 73(4), 541-555. doi:10.1037//0022-0663.73.4.541
- Nasser, F., & Takahashi, T. (2003). The Effect of Using Item Parcels on Ad Hoc Goodness-of-Fit Indexes in Confirmatory Factor Analysis: An Example Using Sarason's Reactions to Tests. *Applied Measurement in Education*, 16(1), 75-97. doi:10.1207/s15324818ame1601_4
- Nist, P., & Diehl, M. (1990). *Test Anxiety Questionnaire*. Retrieved from: <http://web.ccsu.edu/fye/teachingresources/pdfs/test%20anxiety%20questionnaire.pdf>
- Pekrun, B., Goetz, T., Perry, R. P., Kramer, K., Hochstadt, M., & Molfenter, S. (2004). Beyond test anxiety: Development and validation of the test emotions questionnaire (TEQ). *Anxiety, Stress, and Coping*, 17, 287-316. doi:10.1080/10615800412331303847
- Powers, D. E. (2001). Test anxiety and test performance: Comparing paper-based and computer-adaptive versions of the graduate record examination (GRE) general test. *Journal of Educational Computing Research*, 24, 249-273. doi:10.2190/680w-66cr-qrp7-cl1f
- Ringeisen, T. (2008). *Emotions and coping during exams: A dissection of cultural variability by means of the tripartite self-construal model*. Münster: Waxmann.
- Ringeisten, T., & Buchwald, P. (2010). Test Anxiety and Positive and Negative Emotional States during an Examination. *Cognition, Brain, Behavior: An Interdisciplinary Journal*, 14(4), 431-447.
- Sarason, I. G. (1978). The Test Anxiety Scale: Concept and research. In C. D. Spielberger & I. G. Sarason (Eds.), *Stress and anxiety*, Vol. 5 (pp. 193-216). Washington, DC: Hemisphere.
- Sarason, I. G. (1984). Stress, anxiety, and cognitive interference: reactions to tests. *Journal of Personality and Social Psychology*, 46(4), 929-938. doi:10.1037//0022-3514.46.4.929
- Sarason, I. G. (1988). Anxiety, self-preoccupation and attention. *Anxiety Research*, 1, 3-7. doi:10.1080/10615808808248215
- Sarason, S. B., & Mandler, G. (1952). Some correlates of test anxiety. *Journal of Abnormal Psychology*, 47(4), 810-817. doi:10.1037/h0060009
- Schwarzer, R. (1984). Worry and Emotionality as Separate Components in Test Anxiety. *Applied Psychology*, 33(2), 205-220. doi:10.1111/j.1464-0597.1984.tb01429.x

- Shevlin, M., & Miles, J. N. V. (1998). Effects of sample size, model specification and factor loadings on the GFI in confirmatory factor analysis. *Personality and Individual Differences* 25, 85–90. doi:10.1016/s0191-8869(98)00055-5
- Sieber, J. E., O'Neil Jr., H. F., & Tobias, S. (1977). *Anxiety, learning and instruction*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Spielberger, C. D., Gonzalez, H. P., Taylor, C. J., Anton, E. D., Algaze, B., Ross, G. R., & Westberry, L. G. (1980). *Manual for the Test Anxiety Inventory ("Test Attitude Inventory")*. Redwood City, CA: Consulting Psychologists Press.
- Suinn, R. M. (1969). The STABS, a measure of test anxiety for behavior therapy: Normative data. *Behaviour Research and Therapy*, 7(3), 335–339. doi:10.1016/0005-7967(69)90018-7
- Wine, J. (1982). Evaluation anxiety: A cognitive-attentional construct. In H. W. Krohne & L. Laux (Eds.), *Achievement, stress, and anxiety* (pp. 207–209). Washington, DC: Hemisphere.
- Zeidner, M. (1998). *Test anxiety: The state of the art*. New York: Plenum Press.
- Zeidner, M., & Matthews, G. (2011). *Anxiety 101*. New York: Springer Publishing.

Miša Avramović

Department of
Psychology, Faculty
of Philosophy,
University of Niš

**VALIDITY OF SERBIAN ADAPTATION OF
THE REACTIONS TO TESTS SCALE**

Aims of this research were to evaluate construct validity of the Serbian adaptation of Reaction to Tests scale and to assess some psychometric properties of this scale. In addition, a short version of the scale was created, with the idea to correct the bad fit of the original version of the instrument, as well as making the scale more economical for the use. The research sample consisted of 300 conveniently selected students (average age 22.73). The confirmatory factor analysis tested the fit of the two models. The first one had correlated first-order factors, while the second model introduced a second-order factor. The full version of the scale had a bad fit. However, the short version of the scale (with 5 items in each subscale) had an excellent fit for the first model ($CFI = .96$; $RMSEA = .048$) and slightly weaker fit of the second model ($CFI = .95$; $RMSEA = .055$). The short version of the scale retained satisfactory coefficients of internal consistency (.78 to .91 for subscales and .92 for the full scale). Both the full and short version of the scale showed high convergent validity, through high correlations with the Test Anxiety Inventory. As such, short version of the scale has its use value, both in the research and in the clinical context.

Key words: confirmatory factor analysis, Reactions to Tests Scale, validity

