

**PRIMENJENA  
PSIHOLOGIJA**



No3, 2018

## Sadržaj

### KONSTRUKCIJA UPITNIKA PODRŠKE TUGUJUĆIMA: PROVERA FAKTORSKE STRUKTURE I METRIJSKIH KARAKTERISTIKA

- 259 Ana Genc, Jasmina Pekić, Isidora Rajić i Jovana Obradović  
RELACIJE BAVLJENJA SPORTOM I EMOCIONALNE INTELIGENCIJE  
NA SREDNJOŠKOLSKOM UZRASTU
- 285 Duško Lepir, Siniša Lakić i Vladimir Takšić  
JOŠ JEDAN PSIHOMETRIJSKI DOKAZ O KORISNOSTI SKRAĆENE  
SKALE MATEMATIČKE ANKSIOZNOSTI: IRT ANALIZA
- 323 Selka Sadiković, Ilija Milovanović i Milan Oljača  
OSOBINE LIČNOSTI, CILJNE ORIJENTACIJE I ŠKOLSKI USPJEH
- 325 Gabrijela Vrdoljak, Izabela Lovaković i Ana Kurtović  
ZNAMO LI ŠTO NAS ČINI SRETNIMA? VAŽNOST LAIČKIH  
UVJERENJA O UZROCIMA SREĆE I VRIJEDNOSTI ZA DOŽIVLJAJ  
SREĆE
- 345 Andreja Bubić i Nikola Erceg  
EMOCIJE I IZGARANJE NA RADU IZ REBT PERSPEKTIVE: KRATKA  
PROSPEKTIVNA STUDIJA
- 384 Boris Popov, Dragana Jelić, Sara Raković i Jelena Matanović

## Contents

- BEREAVED SUPPORT QUESTIONNAIRE: DEVELOPMENT, FACTOR STRUCTURE AND METRIC CHARACTERISTICS  
284 Ana Genc, Jasmina Pekić, Isidora Rajić, and Jovana Obradović
- RELATIONS BETWEEN SPORT AND EMOTIONAL INTELLIGENCE AT HIGH SCHOOL AGE  
300 Duško Lepir, Siniša Lakić, and Vladimir Takšić
- ANOTHER PSYCHOMETRIC PROOF OF THE ABBREVIATED MATH ANXIETY SCALE USEFULNESS: IRT ANALYSIS  
301 Selka Sadiković, Ilija Milovanović, and Milan Oljača
- PERSONALITY TRAITS, GOAL ORIENTATIONS AND SCHOOL ACHIEVEMENT  
344 Gabrijela Vrdoljak, Izabela Lovaković, and Ana Kurtović
- DO WE KNOW WHAT MAKES US HAPPY? THE RELEVANCE OF LAY THEORIES OF HAPPINESS AND VALUES FOR CURRENT HAPPINESS  
364 Andreja Bubić and Nikola Erceg
- EMOTIONS AND WORK BURNOUT FROM THE REBT PERSPECTIVE: A SHORT-TERM PROSPECTIVE STUDY  
365 Boris Popov, Dragana Jelić, Sara Raković, and Jelena Matanović



**Ana Genc<sup>1</sup>**  
**Jasmina Pekić**  
**Isidora Rajić**  
**Jovana Obradović**

Odsek za psihologiju,  
Filozofski fakultet,  
Univerzitet u Novom  
Sadu

## KONSTRUKCIJA UPITNIKA PODRŠKE TUGUJUĆIMA: PROVERA FAKTORSKE STRUKTURE I METRIJSKIH KARAKTERISTIKA<sup>2</sup>

Socijalna podrška tugujućim osobama predstavlja važnu psihološku oblast, koja se u nekoliko poslednjih decenija nalazi u fokusu sve većeg broja empirijskih studija. Međutim, u domaćoj nauci fenomen pružanja verbalne podrške ožalošćenima tek počinje da se uvodi u repertoar istraživačkih problema. Stoga je osnovni cilj ovog istraživanja bio pionirski poduhvat, koji je podrazumevao konstruisanje upitnika za ispitivanje suportivnog potencijala poruka koje neposredno socijalno okruženje uobičajeno upućuje pojedincima u procesu žaljenja zbog smrti bliske osobe. Pored Upitnika podrške tugujućima, u radu su prikazane faktorska struktura, kao i psihometrijske karakteristike novokonstruisanog instrumenta. Drugi cilj istraživanja odnosio se na utvrđivanje stepena (ne)korisnosti različitih poruka upućenih ožalošćenima, a ispitani je i odnos između doživljene korisnosti poruka i stepena njihove usmerenosti na tugujuću osobu. Istraživanje je sprovedeno na prigodnom uzorku od 301 ispitanika. Dobijeni rezultati ukazuju na to da se radi o validnom i pouzdanom instrumentu, čija se kompozitna struktura sastoji od pet dimenzija: Socijalna podrška, Minimiziranje osećanja tugujućeg, Isticanje religijske perspektive, Komplimentiranje i normalizacija osećanja tugujućeg i Nuđenje konkretnе pomoći. Drugi deo rezultata potvrđuje očekivanje da stepen usmerenosti na osobu predstavlja odgovarajuće teorijsko objašnjenje različitog intenziteta delotvornosti poruka upućenih osobama u procesu tugovanja.

<sup>1</sup> Adresa autora:  
agenc@ff.uns.ac.rs

Primljeno: 01. 06. 2018.  
Primljena korekcija:  
02. 07. 2018.  
Prihvaćeno za štampu:  
30. 07. 2018.

**Ključne reči:** faktorska struktura, psihometrijske karakteristike, Upitnik podrške tugujućima, usmerenost na osobu

---

<sup>2</sup> Istraživanje prikazano u radu sprovedeno je u okviru projekta „Efekti egzistencijalne nesigurnosti na pojedinca i porodicu u Srbiji“ (br. 179022), koji finansira Ministarstvo prosvete, nauke i tehnološkog razvoja Republike Srbije.

## Uvod

Gubici usled smrti bliske osobe predstavljaju jedan od najuniverzalnijih, visoko stresnih, a neretko i traumatskih događaja (Angel, 1998; Worden, 2005). Bez obzira na ovu neoborivu činjenicu, smrt je ipak i dalje tabu tema. Tek kada smo u društvu ožalošćene osobe kojoj želimo da pružimo podršku u procesu tugovanja, postajemo svesni paradoksa koliko malo znamo o gubicima (Arambašić, 2005). Mnogi će u takvim okolnostima izveštavati o doživljaju bespomoćnosti, nekompetentnosti i nedoraslosti tom zadatku (Bath, 2009). Uprkos tome, savremeni autori iz oblasti tatanologije smatraju da je fenomen tugovanja po svojoj prirodi inhernitno socijalni proces, a ne isključivo privatno iskustvo koje egzistira u nekoj vrsti interpersonalnog vakuma (Rack, Burleson, Bodie, Holmstrom, & Servaty-Seib, 2008).

Istraživanja fokusirana na ispitivanje onih poruka koje imaju za cilj da uteše sagovornika (eng. comforting message research), predstavljaju izuzetno važan segment u oblasti izučavanja fenomena socijalne podrške (Bippus, 2001). Burleson kao vodeći istraživač ovakvih poruka određuje ih kao komunikacijske strategije koje su fokusirane na ublažavanje stresnih reakcija partnera u interakciji, demonstraciju verbalne forme podrške i usmerenost, pre svega, na osećanja sagovornika, a ne na njegovu fizičku ili materijalnu dobrobit (Burleson & Samter, 1985).

Rezultati mnogobrojnih istraživanja sugerisu da adekvatno pružena i primljena socijalna podrška ima za posledicu značajne psihičke i zdravstvene koristi (Bodie, Jones, Vickery, Hatcher, & Cannava, 2014; Jones & Wirtz, 2006): učestalije i intenzivnije prijatne emocije (Burleson et al., 2009), veći stepen zadovoljstva međuljudskim odnosima (Bodie, Burleson, & Jones, 2012), efikasnije suočavanje sa širokom lepezom stresa (Bodie et al., 2011) i снижен nivo opštег stresa (Battenburg & Das, 2014).

Nažalost, primaoci ne doživljavaju sve pokušaje pružanja laičke verbalne utehe nakon gubitka voljene osobe kao delotvorne (Kunkel, 2002). Štaviše, nemali broj poruka koje tugujući dobijaju od njihove socijalne mreže može da nanese više štete nego koristi (Bodie et al., 2010). Da bi socijalna podrška bila efikasna, neophodno je da pojedinac koji želi da je pruži prvo prepozna potrebu za njom, zatim da bude sposoban i voljan za ovu vrstu pomagačkog ponašanja, a kao najbitnije, nužno je da primalac percipira pokušaj pomoći kao koristan i (koliko god je to moguće) utešan vid komunikacije (Logan, Thornton, & Breen, 2018). Pojedini autori navode razne oblike jednoznačno negativnih, pa i povređujućih reakcija koje određene tugujuće osobe doživljavaju od strane prirodnih „pomagača“. Među njima su razna neprimerena pitanja (npr. „Da li je osoba poginula u saobraćajnoj nesreći bila vezana sigurnosnim pojasmom, pijana ili pod dejstvom narkotika?“), cinični ili zlobni komentari o preminulom (npr. „Bio je neodgovoran, sebičan.“), ili čak direktno optuživanje tugujućeg da je on na neki način kriv za smrt (Arambašić, 2005). Ovakve i slične grube interakcije mogu da budu okidači za izuzetno negativne posledice kod ožalošćenih, poput aktiviranja depresije ili posttraumatiskog stresnog poremećaja (Burke, Neimeyer, & McDevitt-Murphy, 2010). Pored

ovih ekstremno neprihvatljivih, u literaturi nailazimo i na spisak suptilnijih, ali i dalje najčešće nedelotvornih i potencijalno štetnih pokušaja pružanja podrške tugujućima: umanjivanje važnosti gubitka („Mlada si, naći ćeš drugog muža.“), izražavanje nerealističnih očekivanja („Moraš da budeš jak zbog tvoje porodice.“), odvraćanje misli od gubitka i podsticanje potiskivanja („Nemoj stalno da misliš na to.“), obeshrabriranje iskazivanja emocija („Nemoj da plačeš.“) i dr. (Arambašić, 2005; Jones & Wirtz, 2006).

Na osnovu do sada opisanog nameću se logična pitanja: šta da kažemo tugujućima kako bi oni doživeli naše pomagačke napore kao korisne i utešne? Šta čini suportivnu komunikaciju efikasnom? (Batenburg & Das, 2014). Istraživači iz oblasti komunikologije svoje empirijske napore usmerili su ka identifikovanju onih formalnih i sadržinskih karakteristika potencijalno utešnih poruka, koje kod većine tugujućih doprinose emocionalnom boljitku (Bodie et al., 2012).

Pionirskim poduhvatom u ovom domenu smatra se studija Lehmana i saradnika (Lehman, Ellard, & Wortman, 1986). Autori su intervjuisali 94 ispitanika koji su izgubili supružnika ili dete u saobraćajnoj nesreći. Subjekti su odgovarali na dva pitanja otvorenog tipa: 1) „Da li su Vam u periodu nakon smrti drage osobe drugi ljudi uputili određene poruke koje su Vam bile naročito korisne u suočavanju sa gubitkom i ako jesu, koje?“ i 2) „Da li su Vam nakon smrti drage osobe, u pokušaju da Vam pomognu, drugi ljudi rekli neke stvari koje su Vas uznenimire, razljutile ili povredile? Ako jesu, kako su glasile te poruke?“. Na osnovu dobijenih odgovora istraživači su identifikovali sledeće kategorije poruka koje su od strane ožalošćenih bile percipirane kao korisne i utešne: nuđenje kontakta sa ljudima u sličnoj situaciji, davanje prilike da se razgovara o sopstvenim osećanjima, izražavanje brige, prisustvo utešitelja, religijska podrška, uključivanje u socijalne aktivnosti, upućivanje komplimenta preminulom, nuđenje praktične pomoći, razgovor o mogućnosti da se tugujuća osoba nekad ponovo sretne s umrlim, razgovor o mogućem vaskrsenju drage osobe, razgovor o sećanjima na preminulog i kategorija „razno“. Nadalje, klasifikovane su i poruke koje su ispitanici doživeli kao nekorisne i štetne: davanje saveta, pozurivanje oporavka, nepristojne primedbe, minimalizacija patnje/ nametanje veselog raspoloženja, potpuna identifikacija sa emocijama tugujućeg („Tačno znam kako se osećaš!“), pružanje neželjene praktične pomoći, mešanje u život ožalošćenog i neželjeni razgovori o umrlog. Kategorija „nuđenje filozofske perspektive“ percipirana je podjednako i kao korisna, ali i kao nedelotvorna.

Sledeća studija, koja je od izuzetnog značaja za aktuelno istraživanje, predstavlja rad Marwita i Carusa (Marwit & Carusa, 1998), koji su na uzorku odraslih sastavili prvi upitnik namenjen proceni (ne)korisnosti pružanja verbalne podrške nakon gubitka (Skala podržavajućih poruka, Support-inteded Statements Scale – SISS). Kao polaznu osnovu za konstrukciju skale autori su upotrebili gore navedene Lehmanove kategorije, pri čemu su iz 21 originalnih izostavili nedovoljno jasno definisanu kategoriju „razno“, a spojili su one koje su se međusobno preklapale. Konačna verzija upitnika sadrži 14 kategorija pokušaja pružanja verbalne podrške tugujućima, a svaka od ovih grupa je reprezentovana sa po 3 ajtema. Rezultati

Marwita i Carusa u velikoj meri se poklapaju sa navedenim Lehmanovima zaključcima – ispitanici su kao najdelotvornije poruke procenjivali one koje su spadale u kategorije nuđenja prisustva, razgovora o osećanjima i izražavanja brige za dobrobit tugujućeg, dok su poruke iz kategorija minimalizacije i davanja saveta ocenjene kao nekorisne.

Iako su empirijska istraživanja o podržavajućim porukama upućenim tugujućima prilično malobrojna, u postojećoj literaturi izdvajaju se još dve, za ovaj rad možda najrelevantnije studije. U jednoj je na uzorku adolescenata takođe korišćen SISS, pri čemu su dobijeni rezultati skoro u potpunosti identični opisanim nalazima Marwita i Carusa (Servaty-Seib & Burleson, 2007). Rack i njeni saradnici izvršili su modifikaciju SISS-a (Modified Support-intended Statements Scale), a njihova verzija skale sadrži 64 ajtema raspoređenih u 16 kategorija poruka nameñenih podršci ožalošćenima. Ovi autori su svaku Marwitovu i Carusinu kategoriju dopunili sa još po jednom stavkom, a zatim su dodali još dve grupe potencijalno podržavajućih poruka: upućivanje komplimenata tugujućoj osobi i isticanje pozitivnog. Ispitanici su svaku stavku ocenili po kriterijumu njene percipirane utešnosti. Rezultati ovih autora, takođe, se u najvećoj meri poklapaju sa već opisanim prethodnim nalazima (Rack et al., 2008).

Nakon identifikacije (ne)korisnih tipova podržavajućih poruka, pojedini istraživači postavili su sasvim opravdano pitanje: da li je moguće pronaći odgovarajuće teorijski utemeljeno objašnjenje zašto su pojedine strategije pružanja verbalne podrške tugujućima percipirane kao manje odnosno više delotvorne? (Bodie, 2009; Rack et al., 2008) Prema Burlesonu, poruka koju će većina ljudi doživeti kao utešnu treba da poseduje određeni stepen sofisticiranosti, a to se postiže ispunjavanjem sledećih kriterijuma: pružalač adekvatne podrške više je usmeren na slušanje primaoca, a manje na sopstveno pričanje, ima neutralan, a ne procenjivački stav, fokusiran je na osećanja sagovornika, a ne na okolnosti i dešavanja koja su dovela do gubitka, ne nameće svoja gledišta i stavove i pomaže tugujućem da pronađe smisao u smrti voljene osobe (Burleson et al., 2011). Konstrukt koji obuhvata navedene kvalitete utešnih poruka nazvan je „usmerenost na osobu“ (eng. person centeredness) i odnosi se na stepen u kojem konkretna poruka eksplicitno prepoznaje, elaboriše, legitimizuje i prihvata osećanja i perspektivu ožalošćenog (Burleson, 1982). Prema tome, poruke koje imaju nizak nivo usmerenosti na osobu otpisuju emocije sagovornika, dovode u pitanje njihovu opravdanost, na razne načine kritikuju tugujućeg i/ ili mu nameću kako bi trebalo da se oseća, misli i ponaša (Burleson et al., 2009) (npr. „Treba da nastaviš sa svojim životom.“). Poruke sa umerenom usmerenošću na osobu implicitno ukazuju na prepoznavanje njenih emocija, sadrže u sebi određeni stepen saosećanja (ali ne pozivaju na aktivno ispoljavanje osećanja i misli), podstiču ožalošćenog na skretanje pažnje sa procesa tugovanja i/ ili nude kognitivna, manje–više racionalna objašnjenja bolnih okolnosti koja tugujući ne traži (Bodie & Jones, 2012) (npr. „Vreme leči sve rane.“). Poruke sa visokim nivoom usmerenosti na osobu eksplicitno prepoznavaju i legitimizuju osećanja sagovornika, podstiču na otvoreni razgovor i eksplorisanje

psihičkog stanja tugujućeg i pomažu mu u pokušajima pronalaženja smisla gubitka (Samter, 2002) (npr. „Tu sam za tebe, ako želiš da razgovaraš.“).

Rezultati sada već popriličnog broja istraživanja ukazuju na visoku pozitivnu povezanost između konstrukta usmerenosti na osobu i procjenjenog stepena de-lotvornosti poruka koje su namenjene ublažavanju patnje ožalošćenih, pri čemu su poruke sa visokim nivoom usmerenosti na osobu konzistentno percipirane kao više utešne (Bodie et al., 2010; Bodie et al., 2011; Burleson et al., 2009; Rack et al., 2008; Servaty-Seib & Burleson, 2007; Winters & Waltman, 1997). Nadalje, utvrđeno je da one osnažuju socijalne i kognitivne resurse neophodne za efikasno suočavanje sa gubitkom (Burleson et al., 2011), u većoj meri doprinose smanjivanju stresa kod tugujućih (Bodie et al., 2012), a pojedinci koji u komunikaciji sa ožalošćenima češće upotrebljavaju poruke koje su više usmerene na osobu, doživljeni su kao bolji i više podržavajući slušaoci (Bodie & Jones, 2012). Jedno od mogućih objašnjenja za navedene nalaze sugerire da na osobu usmerene podržavajuće poruke olakšavaju ponovne kognitivne procene gubitka, podstiču dublju kognitivnu obradu bolnog iskustva, te pomažu tugujućima u postizanju emocionalnog oporavka (Jones & Wirtz, 2006).

S obzirom na činjenicu da je velika većina opisanih istraživanja sprovedena u SAD i da na srpskom jeziku ne postoji merni instrument namenjen proceni poruka koje pretenduju da pruže podršku tugujućima, osnovni cilj ovog istraživanja podrazumevao je konstrukciju instrumenta koji bi bio usklađen sa ovdašnjom kulturom. Pored predstavljanja Upitnika podrške tugujućima, u radu su prikazane faktorska struktura, kao i psihometrijske karakteristike novokonstruisanog instrumenta. Drugi cilj aktuelnog istraživanja usmeren je na utvrđivanje stepena (ne)korisnosti različitih poruka upućenih ožalošćenima, a ispitan je i odnos između doživljene korisnosti poruka i stepena njihove usmerenosti na tugujuću osobu.

## Metod

### Uzorak i procedura

Uzorak se sastoji od 301 ispitanika (75.7% ženskog pola). Uzrast ispitanika je u rasponu od 18 do 73 godine, pri čemu prosečna starost iznosi 29.16 godina. Heterogen u pogledu obrazovne strukture, uzorak najvećim delom obuhvata ispitanike sa završenim fakultetom (52.5%), zatim one sa završenom srednjom školom (29.3%), dok je procenat ispitanika sa završenim master i doktorskim studijama najniži (18.3%). Vernici su u manjini (37.2%) u odnosu na nereligiозne ispitanike (62.8%). Od ukupnog broja ispitanika 44.5% je izjavilo da im je u poslednje dve godine preminuo neko blizak, a 55.5% da nisu imali ovaku vrstu gubitka.

Istraživanje je sprovedeno online preko društvene mreže Facebook primenom Google Forms platforme. Naime, istraživači su na svojim Facebook profilima objavili link koji je korisnike ove društvene mreže, zainteresovane za učešće u

istraživanju, upućivao na internet stranicu na kojoj je bila postavljena Saglasnost za učešće u istraživanju, kao i Upitnik podrške tugujućima. Uzorak prikupljen na ovakav način ima karakteristike prigodnog uzorka. Popunjavanje instrumenta bilo je dobrovoljno i anonimno, uz mogućnost odustajanja od učešća u istraživanju u bilo kom momentu. Sprovodenje istraživanja odobreno je od strane Etičke komisije Odseka za psihologiju, Filozofskog fakulteta u Novom Sadu.

## Instrumenti

**Upitnik podrške tugujućima (UPT, u Prilogu).** Koncept podrške tugujućima operacionalizovan je posredstvom verbalnih poruka koje neposredno socijalno okruženje uobičajeno upućuje pojedincima u procesu žaljenja zbog smrти bliske osobe. Suportivni potencijal ovih poruka određen je percepcijom date poruke kao manje ili više utešne od strane tugujuće osobe. Referentni okvir za konstrukciju ajtema upitnika predstavlja su ranije studije, u kojima je ostvaren konsenzus u pogledu identifikovanja tipičnih obrazaca komunikacije prirodne socijalne mreže sa osobama u procesu žaljenja (Marwit & Carusa, 1998; Rack et al., 2008). Shodno tome, inicijalni indikatori za konstrukciju ajtema bile su višestruko empirijski potvrđene strategije pružanja podrške tugujućima kao što su: poruka da je druga osoba stalno na raspolaganju tugujućoj, spremnost da se ona sasluša, izražavanje zabrinutosti za ožalošćenog, predlaganje uključivanja tugujuće osobe u različite socijalne aktivnosti, upućivanje komplimenata tugujućoj osobi, isticanje kvaliteta preminulog, upućivanje poruka religijske, odnosno filozofske prirode, nuđenje pomoći ožalošćenom u obavljanju svakodnevnih aktivnosti, davanje saveta u vezi sa prevazilaženjem gubitka i minimiziranje osećanja tugujućeg. Razredom ovih indikatora konstruisan je početni set od 77 stavki. Uputstvo za popunjavanje upitnika je glasilo: „Pred Vama se nalaze rečenice koje ljudi koriste u želji da što uspešnije uteše i pruže podršku nekoj ožalošćenoj osobi, kojoj je preminuo neko blizak. Procenite koliko je po Vašem mišljenju svaka od navedenih rečenica delotvorna u pružanju podrške tugujućem“. Korišćena je četvorostepena skala Likertovog tipa sa ponuđenim rasponom odgovora od 1 (*smatram da ova rečenica uopšte nije utešna za ožalošćenu osobu*) do 4 (*smatram da je ova rečenica utešna za ožalošćenu osobu*).

Tri eksperta iz oblasti psihologije procenila su u kojoj meri je svaka od tvrdnji usmerena na osobu. Procene su vršili nezavisno jedan od drugog na trostopenoj skali: niska, srednja i visoka usmerenost na osobu. Stepen slaganja među procenjivačima iznosio je 94.80%.

## Analiza podataka

Sve statističke analize sprovedene su u okviru programa SPSS for Windows verzija 16, pri čemu je za procenu metrijskih karakteristika kompozitnih mernih instrumenata korišćen modifikovani makro RTT9G (Knežević i Momirović, 1996).

Ovim makroom proverene su mere valjanosti, reprezentativnosti i pouzdanosti. Latentna struktura upitnika ispitana je eksplorativnom faktorskom analizom pod modelom glavnih komponenti uz Promax rotaciju faktora. Detaljnije informacije o primjenjenim pokazateljima i korišćenim analizama date su u odeljku Rezultati.

## Rezultati

### Inicijalne analize na početnom skupu stavki

U cilju optimizacije novokonstruisanog instrumenta, prevashodno u aspektu metrijskih karakteristika, ali i njegove obimnosti, inicijalni skup od 77 stavki vrednovan je prema 8 kriterijuma:

1. visina komunaliteta na osnovu sprovedene analize glavnih komponenti – visina komunaliteta svih stavki nalazila se u rasponu od .49 do .82;
2. vrednosti iz komponentne matrice, takođe na osnovu sprovedene analize glavnih komponenti – sve stavke su imale vrednosti iznad .30;
3. pouzdanost upitnika nakon izbacivanja pojedinačnih ajtema – nijedan ajtem nije snižavao pouzdanost instrumenta, odnosno u slučaju izbacivanja pojedinačnih ajtema pouzdanost upitnika se kretala oko vrednosti  $\alpha = .95$ ;
4. ajtem–total korelacije – korelacije ajtema i ukupnog skora su imale vrednost nižu od .30 u slučaju sedam stavki (Tabela A u Prilogu);
5. reprezentativnost pojedinačnih stavki izražena preko normalizovanih Kaiser–Meyer–Olkinovih koeficijenata reprezentativnosti, koji se u listinzzima statističkih paketa često nazivaju *MSA* (Measure of Sampling Adequacy) – pet stavki je imalo reprezentativnost ispod vrednosti .80 ili nižu od „zaslužne“ (Tabela A u Prilogu);
6. pouzdanost pojedinačnih stavki izražena preko koeficijenata determinacije (*SMC* – Squared Multiple Correlation), a koji su zapravo imaju varijanse varijabli – koeficijenti determinacije za sve stavke nalazili su se u rasponu od .37 do .81;
7. valjanost pojedinačnih stavki izražena preko korelacija (standardizovanih faktorskih opterećenja) imaju varijabli reskaliranih na Harrisovu metriku, sa njihovom prvom glavnom komponentom – osam stavki je imalo standardizovana faktorska opterećenja niža od .30 (Tabela A u Prilogu);
8. deskriptivni pokazatelji u vidu aritmetičke sredine, standardne devijacije i parametara normalnosti distribucije skorova na ajtemima (skewness i kurtosis) – u slučaju 17 stavki, *AS* je gravitirala oko vrednosti 2.

Primenjujući vrlo restriktivan pristup u selekciji ajtema, u konačnu verziju upitnika uključene su 54 stavke koje su udovoljavale zahtevima naznačenim u okviru svih osam opisanih kriterijuma. Sa druge strane, diskvalifikovane stavke nisu dosezale dovoljno visoke vrednosti u domenima korelaciјe sa ukupnim rezul-

tatom, reprezentativnosti i valjanosti, dok su u okviru deskriptivnih pokazatelja aritmetičke sredine na većini ovih stavki upućivale na zaključak da ih ispitanici percipiraju kao „uglavnom neutrešne“, što implicira da je njihovo značenje, u terminima (ne)utešnosti, nedovoljno jasno i precizno određeno, te da se ove stavke otežano diskriminisu duž kontinuma „neutešno – utešno“ (Tabela A u Prilogu). Imajući u vidu delikatnu prirodu predmeta merenja, bilo je važno da upitnik ne bude preobiman. S obzirom na činjenicu da su dobre metrijske karakteristike задрžane i nakon redukovavanja broja ajtema, o čemu će posebno biti reči u odeljcima koji slede, ovakvim pristupom u konstrukciji upitnika napravljen je dobar balans između kategorija kvantiteta i kvaliteta.

## Faktorska analiza Upitnika podrške tugujućima

Latentni prostor merenja Upitnika podrške tugujućima ispitani je eksplorativnom faktorskom analizom pod modelom glavnih komponenti uz Promax rotaciju faktora. Postoje barem dva razloga za sprovođenje eksplorativne faktorske analize. Naime, iako ranija istraživanja potvrđuju postojanje različitih kategorija poruka koje sredina upućuje tugujućima, ona imaju i različito viđenje reprezentativnog broja tih kategorija. Lehman i saradnici (Lehman et al., 1986) razlikuju 21, Marwit i Carusa (1998) 14, dok su Rack i saradnici (Rack et al., 2008) identifikovali 16 kategorija. Drugo, indikatori koji su predstavljali osnovu za formulisanje ajtema u ovom upitniku nastali su u SAD i stoga se postavlja pitanje u kojoj meri predstavnici ovdašnje kulture prepoznaju utešni kapacitet poruka tipičnih za američko podneblje.

Značajnost korelace matrice utvrđena je Bartlettovim testom sferičnosti ( $\chi^2 = 8755.38, p < .01$ ), a njena pogodnost za faktorizaciju sugerisana je Kaiser-Meyer-Olkinovim testom adekvatnosti uzorkovanja ( $KMO = .89$ ). Odluka o zadрžavanju 5 faktora u daljoj analizi doneta je na osnovu Hornove paralelne analize (Horn, 1965), koja se u pregledu popularnih kriterijuma za određenje broja faktora ocenjuje kao superiorna opcija u odnosu na sve druge postupke (Holgado-Tello, Chacón-Moscoso, Barbero-García, & Vila-Abad, 2012; Subotić, 2013). Hornova analiza sprovedena je pomoću programa Monte Carlo PCA for Parallel Analysis. Iz Tabele 1 se vidi da 5 faktora ima veće karakteristične korene stvarnih podataka od svojih slučajnih parnjaka odgovarajućih vrednosti dobijenih na nasumično generisanim podacima, te da pomenuti faktori kumulativno objašnjavaju 49.08% varijanse merenih varijabli. No, i pored manjkavosti konvencionalnih postupaka koji uglavnom precenjuju broj faktora, petofaktorsko rešenje sugerije i Scree test (Grafikon A u Prilogu), a s obzirom na monotono opadanje procenta objašnjene varijanse nakon petog faktora i Guttman–Kaiserov kriterijum uslovno podržava ovakvu odluku.

Tabela 1

*Ukupna varijansa objašnjena faktorima i rezultati paralelne analize*

Faktor	Svojstvena vrednost	Procenat varijanse	Kumulativni % varijanse	Vrednost dobijena paralelnom analizom	Odluka
1.	12.22	22.64	22.64	1.93	prihvatiti
2.	7.07	13.09	35.73	1.84	prihvatiti
3.	2.73	5.06	40.79	1.77	prihvatiti
4.	2.35	4.36	45.15	1.77	prihvatiti
5.	2.12	3.92	49.08	1.66	prihvatiti
6.	1.53	2.84	51.91	1.62	odbaciti
7.	1.45	2.69	54.60		
8.	1.31	2.43	57.03		
9.	1.21	2.23	59.27		
10.	1.17	2.17	61.44		
11.	1.07	1.98	63.41		

Na osnovu vrednosti iz matrice faktorske strukture (Tabela 2) uočljivo je da se stavke prilično smisleno i pravilno grupišu oko pet izolovanih faktora, koji su imenovani na sledeći način: Socijalna podrška, Minimiziranje osećanja tugujućeg, Iстicanje religijske perspektive, Komplimentiranje i normalizacija osećanja tugujućeg i Nuđenje konkretne pomoći. Radi lakšeg praćenja, u tabeli su prikazane samo vrednosti koeficijenata korelacije iznad .30. Prvi faktor zasićuju stavke čiji je zajednički imenitelj pružanje podrške kroz upućivanje poruka da je druga osoba stalno na raspolaganju tugujućoj, kroz spremnost da je sasluša ili da joj ponudi bilo koji vid svog prisustva. Drugi faktor reprezentuju stavke sa porukama koje su usmerene na umanjivanje značaja ili čak banalizaciju osećanja tugujuće osobe, kao i na davanje (netraženih) saveta, kojima se pokušava nametanje dobrog raspoloženja kod ožalošćenog. Treći faktor ima najčistiju strukturu, jer sve poruke imaju religijsku konotaciju. Značenje četvrtog faktora temelji se na porukama koje ističu pozitivne karakteristike preminule osobe, odnosno samog tugujućeg, kao i na porukama koje sugeriraju primerenost i opravdanost osećanja ožalošćene osobe. Naposletku, peti faktor okuplja stavke u kojima se tugujućoj osobi nudi konkretna pomoć, kako u obavljanju svakodnevnih obaveza tako i u realizaciji socijalnih aktivnosti. Gotovo istovetan način grupisanja stavki sugerira i vrednosti zasićenja faktora na pojedinačnim ajtemima, što je vidljivo iz matrice faktorskog sklopa (Tabela B u Prilogu).

Tabela 2  
*Matrica faktorske strukture Upitnika podrške tugujućima*

Stavke	Faktori				
	1	2	3	4	5
	$\alpha = .89$	$\alpha = .86$	$\alpha = .90$	$\alpha = .86$	$\alpha = .79$
Moja vrata su ti uvek otvorena.	.83				
Tu sam za tebe ako ti je potreban razgovor.	.81				
Kadgod ti se priča o tome, rado će te saslušati.	.75				
Ako ti je lakše da ne budeš sam, računaj na mene.	.73				
Tu sam ako ti zatrebam.	.72				
Tu sam za tebe.	.71				
Stalo mi je do tebe.	.66				
Da li bi ti prijalo da zajedno radimo nešto u čemu uživaš?	.59				
Stalo mi je do tebe.	.57				
Želiš li da pričaš o tome?	.56				
Srećom imаш ljude na koje možeš da se osloniš.	.55				
Divim se tvojoj snazi.	.53				
Biće ti lakše ako pričaš o tome.	.52				
Teško mi je kada vidim da patiš.	.46				
Vreme leči sve rane.	.73				
Ono što te ne ubije, čini te jačim.	.69				
Život ide dalje.	.62				
Nemoj previše da razmišljaš.	.61				
Normalno je da ti je sada teško, ali bol će proći.	.59				
Ti si jaka osoba, izborićeš se s tugom.	.58				
Nemoj toliko da se opterećuješ time.	.56				
Moraš da budeš jak zbog tvojih bližnjih.	.56				
Ne dozvoli sebi da sad budeš slab.	.55				
Nema svrhe plakati, nema povratka.	.54				
Nemoj da plačeš, suze ga neće vratiti.	.54				
Drugim tugujućim ćeš pomoći ako im ne pokažeš da je tebi taško.	.53				
Barem ne pati više!	.50				

Pravi si borac!	.49
Neke događaje jednostavno ne možemo da kontrolišemo.	.45
Najviše će ti pomoći ako se osloniš na veru u Boga.	.87
Bog ima plan za svakog.	.86
Molitve će ti sigurno pomoći.	.85
Božja volja se ne dovodi u pitanje.	.79
Bog uzima k sebi one koje najviše voli.	.75
Bog mu je pomogao da ne pati više.	.68
Sve se dešava sa razlogom.	.61
Hvala Bogu što ga je spasio od muka.	.55
Uvek sam uživala u njegovom društvu.	.86
Bilo je zadovoljstvo poznavati ga.	.83
Bio je predivna osoba.	.82
On mi je bio jako drag.	.78
Ne znam šta da ti kažem, ali osećam da ti je teško.	.61
Potpuno je prirodno da se sada tako osećaš!	.58
Barem je imao ispunjen život.	.56
Odlično se snalaziš u ovoj teškoj situaciji.	.55
Razumem kako se osećaš.	.49
U redu je ako ti nije do druženja.	.40
Da li ti je potrebna pomoć oko kućnih poslova?	.78
Možda bi ti prijalo da zajedno odemo u kupovinu.	.73
Mogu li da ti pomognem u obavljanju svakodnevnih poslova?	.69
Hoćeš li da se prošetamo?	.68
Što ne nabaviš nekog kućnog ljubimca da ne bi bio usamljen?	.56
Poznajem nekog ko je imao slično iskustvo. Da li bi želeo da porazgovaraš sa njim?	.54
Možda bi ti pomogla neka knjiga samopomoći.	.45

## Metrijske karakteristike Upitnika podrške tugujućima

Redukovanjem početnog skupa stavki nipošto nisu redukovane njene metrijske karakteristike. Pouzdanost upitnika merena Cronbachovim alfa koeficijentom iznosi .93, a mera pouzdanosti pod Guttmanovim modelom merenja  $RHO = .96$ , što upućuje na vrlo visok stepen interne konzistentnosti. Visoke vrednosti Cronbachovog alfa koeficijenta utvrđene su i u slučaju svih pet izolovanih faktora (Tabela 2). Valjanost je izračunata na nivou ajtema i kreće se u rasponu od .32 do .61 (u pitanju je valjanost varijabli u Burtovom prostoru koja predstavlja ne-korigovanu korelaciju sa ukupnim skorom). Imajući u vidu saznanje da nijedna mera valjanosti ne može premašiti koeficijent pouzdanosti (Knežević i Momirović, 1996), valjanost stavki smatra se dobrom. Normalizovana KMO mera reprezentativnosti celokupne upitnika iznosi .89, što se u Kaiserovoj živopisnoj deskripciji normira kao „zaslužna“ (skoro „divna“) vrednost. O visokoj reprezentativnosti svedoči i Kaiserova mera reprezentativnosti  $Psi2$ , koja iznosi .88.

## Relacije utešnosti strategija podrške tugujućima i usmerenosti na osobu

Kao što je u uvodnom delu rada navedeno, obrazloženja različitog stepena delotvornosti strategija pružanja verbalne podrške tugujućima konstituisana su na osnovu koncepta usmerenosti na osobu. Pri proceni suportivnog potencijala različitih strategija podrške tugujućima, identifikovanih u ovom istraživanju, u slučaju svake od pet strategija izračunat je procenat zastupljenosti stavki koje su ocenjene kao visoko utešne, kao i procenat u kojem pomenute strategije sadrže poruke koje su nisko, srednje ili visoko usmerene na osobu.

Tabela 3

*Strategije podrške tugujućima: utešnost i usmerenost na osobu*

Usmerenost na osobu izražena procentima	Utešnost strategija podrške tugujućima izražena procentima				
	Socijalna podrška	Minimiziranje osećanja tugujućeg	Isticanje religijske perspektive	Komplimentiranje i normalizacija osećanja tugujućeg	Nuđenje konkretnе pomoći
80.95%	46.40%	42.43%	69.73%	60.21%	
Niska		60%	25%		28.57%
Srednja	35.71%	40%	75%	70%	57.14%
Visoka	64.29%			30%	14.29%

Kao što se iz Tabele 3 uočava, poruke u okviru strategije pružanja socijalne podrške uključuju u najvećem procentu poruke koje su procenjene kao utešne, strategije koje imaju značenje komplimentiranja i normalizacije osećanja tugujućeg, odno-

sno nuđenja konkretne pomoći, sadrže niži procenat utešnih, dok se se najniži procenat utešnih poruka registruje u okviru strategija kojima se sugerije minimiziranje osećanja tugujućeg i isticanje religijske perspektive. Socijalna podrška je najviše zasićena porukama koje su u visokom nivou usmerene na osobu (iako sadrži i manji procenat poruka srednje usmerenosti na osobu). Kao sledeće izdvaja se Komplimentiranje i normalizacija osećanja tugujućeg sa srednjom do visokom usmerenošću na osobu. Iстicanje religijske perspektive, као и Nuđenje konkretne pomoći odražavaju nisku do srednju usmerenost na osobu, с tim što se kod na kraju pomenute strategije kroz manji procenat poruka ipak dostiže i nivo visoke usmerenosti. Naposletku, Minimiziranje osećanja tugujućeg podrazumeva predominantno nisku usmerenost na osobu, koja ipak u nezanemarljivom postotku doseže nivo srednje usmerenosti.

## Diskusija

Upitnik podrške tugujućima predstavlja instrument sa veoma dobrim metrijskim karakteristikama koje ukazuju na to da on meri zaista ono za šta je konstruisan (valjanost), posredstvom stavki koje podstiču visoku doslednost u davanju odgovora (pouzdanost) i dobro reprezentuju univerzum svih stavki koje imaju isti predmet merenja (reprezentativnost).

Kompozitna struktura ovog instrumenta može se opisati preko pet strategija pružanja podrške tugujućima, koje sažimaju višestruko empirijski potvrđene kategorije poruka upućenih pojedincima u procesu žaljenja zbog smrti bliske osobe. Imajući u vidu strane studije, u kojima se barata sa 14 (Marwit & Carusa, 1998; Servaty-Seib & Burleson, 2007), 16 (Rack et al., 2008), pa i 21-om kategorijom suportivnih poruka (Lehman et al., 1986), petofaktorsko rešenje može pobuditi sumnje u potencijalnu simplifikaciju datog problema. Međutim, struktura izolovanih faktora ukazuje na prilično smislen način grupisanja stavki, koji je moguće objasniti i kulturološkim kontekstom. Naime, najveći broj početnih zasebnih indikatora sažet je u faktoru Socijalna podrška. Ovo se može objasniti očekivanjem da je nuđenje prisustva tugujućoj osobi („Moja vrata su ti uvek otvorena.“; „Tu sam za tebe.“; „Ako ti je lakše da ne budeš sam, računaj na mene.“ i sl.) neodvojivo od poruka koje nude specifičniji način pružanja socijalne podrške, bilo kroz razgovor („Tu sam za tebe ako ti je potreban razgovor.“; „Kad god ti se priča o tome, rado ću te saslušati.“) ili zajedničko obavljanje aktivnosti koje prijaju tugujućoj osobi („Da li bi ti prijalo da zajedno radimo nešto u čemu uživaš?“). Za razliku od pripadnika, na primer, američke kulture, koji najdelotvornijim smatraju uopštene poruke o tome da im drugi stoje na raspolaganju (Hogan & DeSantis, 1994), čini se da se u našoj kulturi od prirodne socijalne mreže očekuje podrška koja neće biti samo na nivou „uopštene opcije“ (što se možda doživljava kao puka kurtoazija), već će predstavljati i realizaciju konkretnih socijalnih aktivnosti.

Drugi faktor udružio je strategije minimiziranja osećanja tugujućeg, forsiranja dobrog raspoloženja i davanja (netraženih) saveta, koje se inače u stranoj lite-

raturi uglavnom ocenjuju kao nedelotvorne, pa čak i štetne (Lehman et al., 1986; Marwit & Carusa, 1998). Međutim, ukoliko se obrati pažnja na ukupni procenat percipirane utešnosti ove izolovane dimenzije (46.40%), uočljivo je da se ova strategija, iako i dalje ispodprosečna, ipak približava prosečnoj delotvornosti. Sasvim je moguće da se ovaj faktor doživljava kao više utešan u odnosu na očekivanja, jer su mu se pridružili i oni ajtemi koji se odnose na nuđenje određene vrste „filozofske“ perspektive. O mogućnosti pozitivnog delovanja ovakve perspektive izveštavaju i strani autori (Lehman et al., 1986). Takve stavke opisuju različite mitove i klišee, u koje pripadnici naše kulture sasvim izvesno duboko veruju („Vreme leći sve rane.“; „Ono što te ne ubije, čini te jačim.“; „Neke događaje jednostavno ne možemo da kontrolišemo.“). Reč je o porukama koje se do te mere učestalo izgovaraju, da ih ovdašnje stanovništvo doživljava kao aksiome čija se istinitost ne dovodi u pitanje. Mnoge od tih poruka imaju eufemistički karakter, što znači da tendiraju ka ulepšavanju stvarnosti, jer nastoje da neprijatne sadržaje saopšte na prijatniji način. Eufemizmi se inače sreću u svim kulturama i vremenima i univerzalne su prirode. Ali za nastanak i upotrebu eufemizama presudne su specifične društvene norme koje važe u nekoj jezičkoj zajednici i koje je njen govornik svesno ili nesvesno internalizovao (Beli-Genc i Ninković, 2011).

Našoj kulturi je, nadalje, svojstveno da proces tugovanja pokušava da učini što je više moguće uniformnim, tako što očekuje da se tugujući u potpunosti uklope u određene običajne obrasce (držanje pomena na 40 dana, šest meseci i godinu dana nakon smrti, nošenje crnine određeni vremenski period i sl.), što neretko dovodi do osuđivanja onih koji odstupaju od ovih nepisanih „pravila“. Imajući u vidu ovakav kulturološki kontekst, sasvim je moguće da se strategije minimiziranja osećanja i forsiranja dobrog raspoloženja percipiraju kao delotvornije kako bi se postiglo uklapanje u „primerene“ obrasce ponašanja.

Treći faktor okuplja isključivo stavke sa religijskom konotacijom, iz čega proizilazi da su verske poruke kao način utehe jasno razgraničene od poruka koje se baziraju na profanim sadržajima. Ukupni procenat doživljene utešnosti ove izolovane dimenzije na aktuelnom uzorku je 42.43%. Prema tome, pružanje podrške kroz upućivanje religijski konotiranih poruka percipirano je kao blago ispodprosečno utešno.

Četvrti faktor predstavlja kombinaciju komplimentiranja tugujućeg, kao i preminulog, i normalizaciju osećanja ožalošćenog. Iako nema čistu strukturu, nije teško razumeti da se na isticanje pozitivnih karakteristika tugujućeg i umrle osobe prirodno nadovezuju poruke koje sugerišu primerenost osećanja ožalošćene osobe, kao i poruke koje odražavaju poistovjećivanje sa emocijama tugujućeg. Identifikovanje sa osećanjima tugujuće osobe („Ne znam šta da ti kažem, ali osećam da ti je teško.“; „Razumem kako se osećaš.“) najčešće je nekorisno ukoliko je identifikacija potpuna („Tačno znam kako se osećaš.“), ali to ovde nije bio slučaj. Čini se da ispitanici nisu uočili suptilnu jezičku razliku između navedenih ajtema. Ova dimenzija je od strane aktuelnog uzorka doživljena kao natprosečno utešna (69.73%).

Naposletku, peti faktor prilično nedvosmisleno odslikava usmerenost na nuđenje konkretne vrste pomoći, što se i u prethodnim, već opisanim istraživanjima pokazalo kao zasebna i delotvorna strategija (Lehman et al., 1986; Marwit & Carusa, 1998). Na sadašnjem uzorku se ova dimenzija takođe pokazala kao natprsečno utešna (60.21%).

Drugi deo rezultata proizilazi iz nastojanja da se ustanovljene strategije podrške tugujućima dovedu u relaciju sa konceptom usmerenosti na osobu, kako bi se bolje razumeo mehanizam njihovog utešnog delovanja. Ukoliko povežemo procenat poruka koje su ocenjene kao utešne u okviru izolovanih dimenzijama sa procentom stavki koje su ocenjene kao nisko, srednje i visoko usmerene na osobu, uočićemo da se strategije koje su procenjene kao visoko utešne (Socijalna podrška i Komplimentiranje i normalizacija osećanja tugujućeg) nalaze u rasponu srednje do visoke usmerenosti na osobu. Dimenzija Minimiziranje osećanja tugujućeg pokazala se kao niže zasićena utešnim porukama, a poruke od kojih se ona sastoji su predominantno nisko do srednje usmerene na osobu. U skladu sa već navedenom interpretacijom ove dimenzije, dobijeni rezultat je očekivan, jer socijalno okruženje koje teši umanjivanjem značaja osećanja tugujućeg i nametanjem dobrog raspoženja istovremeno ne može da legitimizuje i prihvati osećanja i perspektivu ožalošćenog. U slučaju Isticanja religijske perspektive uočava se prilična usaglašenost nivoa utešnosti poruka (42.43%) i stepena njihove usmerenosti na osobu (pretežno srednja, a u manjem procentu niska usmerenost). Viši stepen utešnosti Nuđenja konkretne pomoći (60.21%) vidljiv je i u tome što ova strategija sadrži stavke predominantno srednje do visoke usmerenosti na osobu, iako manji broj ajtema (28.57%) spada u kategoriju niske usmerenosti.

Neadekvatno odtugovan gubitak može da predstavlja faktor rizika, ako ne i okidač za pojavu mnogobrojnih psihičkih tegoba, počev od socijalne izolacije, raznih teškoća u svakodnevnom funkcionisanju, preko pojave tzv. komplikovanog tugovanja, pa sve do razvoja ozbiljnih psihopatoloških posledica (anksiozni, depresivni i psihosomatski poremećaji, zloupotreba psihootaktivnih supstanci, suicidalnost i dr.) (Simonsen & Cooper, 2015). Iako većini ljudi koja doživi smrt bliske osobe neće biti potreban neki oblik stručne psihološke pomoći, oslanjanje na spontanu, neformalnu podršku od strane prirodne socijalne mreže predstavlja svakako jedan od najčešće upotrebljavanih strategija suočavanja sa ovim teškim iskustvom (Tedrick Parikh & Servati-Seib, 2011). Uprkos ovome, iznenadujući je mali broj onih empirijskih istraživanja, koja ispituju *na koji način* suportivna komunikacija primljena od prirodnih pomagača utiče na proces žalosti (Rack et al., 2008). Novokonstruisani Upitnik podrške tugujućima predstavlja prvi upitnik konstruisan za procenu (ne)delotvornosti verbalnih pokušaja pružanja podrške ožalošćenima na srpskom govornom području i značajan je doprinos psihološkoj subdisciplini tanatologije. Razumevanje varijacija u evaluacijama i efektima podržavajućih poruka ima kako teorijski tako i praktični značaj. Teorijski posmatrano, od velike važnosti je da se utvrdi eventualno postojanje sistematskih razlika u doživljavanju utešnosti ovih poruka kao i uzrok njihovog nastanka. Na taj način

otvara se mogućnost za identifikaciju i ispitivanje onih latentnih mehanizama, preko kojih poruke podrške dovode do različitih psihičkih ishoda kod njihovih primalaca (Bodie et al., 2011). U ovom radu načinjen je prvi korak ka kasnijim detaljnijim eksploracijama složenih odnosa mnogobrojnih promenljivih, koje mogu imati značajnu ulogu u celokupnom procesu pružanja podrške tugujućima. U budućim istraživanjima planirano je da se ispitaju kompleksne, kako direktnе tako i posredne (npr. medijacijske i/ ili moderacijske) relacije koje potencijalno postoje između doživljaja (ne)korisnosti poruka koje imaju za cilj da uteše, i varijabli kao što su: okolnosti koje su dovele do smrti, stepen emocionalne bliskosti koji je postojao između tugujućeg i pokojnika, empatski kapaciteti pružaoca podrške, religiozna uverenja ili njihovo nepostojanje i dr. S praktične tačke gledišta, rezultati ovde prikazanog istraživanja mogu da posluže kao polazna osnova za osmišljavanje psihosocijalnih treninga namenjenih stručnjacima koji se bave pomagačkim delatnostima, ali i opštoj populaciji u cilju edukacije za pružanje što delotvornije podrške ožalošćenima. Iako mnogobrojna istraživanja sugerisu postojanje određenih relativno univerzalnih pravilnosti u procesu tugovanja, od velike je važnosti da se u dovoljnoj meri vodi računa o individualnom karakteru svakog pojedinačnog gubitka, ožalošćene osobe i procesa tugovanja. Stoga bi se na pomenutim edukativnim treninzima trebalo voditi računa o doslednom isticanju mogućih interindividualnih razlika.

Jedno od ograničenja ovde prikazanog istraživanja ogleda se u značajno većem broju ispitanica u aktuelnom uzorku. Iako u ovoj studiji nisu ispitivane polne razlike, koje sasvim verovatno postoje u proceni (ne)korisnosti podržavajućih poruka, preporučljivo je da se buduća istraživanja pozabave i ovim pitanjem, te bi u skladu s tim bilo poželjno da se prikupe polno više ujednačeni uzorci ispitanika. Nadalje, raspon godina starosti ispitanika u aktuelnom uzorku izuzetno je širok, pa se postavlja opravdano pitanje da li mlada, tek punoletna osoba percipira utešni potencijal podržavajućih poruka na isti način kao neko u trećoj životnoj dobi. Bilo bi korisno da naredna istraživanja ispitaju moguće postojanje i prirodu razlika u doživljaju podržavajućih poruka među različitim starosnim grupama. Još jedna sugestija za buduća istraživanja je da se prilikom prikupljanja informacija o tome da li je neko u skorašnje vreme doživeo smrt bliske osobe precizira tačno vreme kada se gubitak desio, jer je sasvim verovatno da će pojedinac kome je bliska osoba umrla pre dve nedelje, drugačije doživljavati podržavajuće poruke od nekog kome se gubitak dogodio pre dve godine. Sledeća moguća limitacija ovog istraživanja odnosi se na činjenicu da su subjekti popunjavali upitnik isključivo online, pa je uzorak samim tim ipak ograničen na korisnike društvene mreže Facebook. Kako bi se obezbedio veći stepen generalizabilnosti rezultata, bilo bi korisno da naredna istraživanja kombinuju online prikupljanje podataka sa klasičnim „papir–olovka“ pristupom.

## Reference

- Angel, L. R. (1998). Communication comforting strategies and social bereavement: Verbal and nonverbal planning and appropriateness. *Journal of Personal & Interpersonal Loss*, 3(3), 271–283. doi:10.1080/10811449808409704
- Arambašić, L. (2005). *Gubitak, tugovanje, podrška*. Jastrebarsko: Naklada Slap.
- Batenburg, A., & Das, E. (2014). An experimental study on the effectiveness of disclosing stressful life events and support messages: When cognitive reappraisal support decreases emotional distress, and emotional support is like saying nothing at all. *PLoS ONE*, 9(12), 1–20. doi:10.1371
- Bath, D. M. (2009). Predicting social support for grieving persons: A theory of planned behavior perspective. *Death Studies*, 33, 869–889. doi:10.1080/07481180903251547
- Beli-Genc, J. i Ninković, S. (2011). Dem Tod ein schönes Gesicht zaubern. Von Euphemismen im Bereich des Todes. *Godišnjak Filozofskog fakulteta u Novom Sadu*, XXXVI–1, 23–31.
- Bippus, A. M. (2011). Recipients' criteria for evaluating the skillfulness of comforting communication and the outcomes of comforting interactions. *Communication Monographs*, 68(3), 301–313. doi:10.1080/03637750128064
- Bodie, G. D. (2009). Evaluating listening theory: Development and illustration of five criteria. *The International Journal of Listening*, 23, 81–103. doi:10.1080/10904010903014434
- Bodie, G. D., & Jones, S. M. (2012). The nature of supporting listening II: The role of verbal person centeredness and nonverbal immediacy. *Western Journal of Communication*, 76(3), 250–269. doi:10.1080/10570314.2011.651255
- Bodie, G. D., Burleson, B. R., & Jones, S. M. (2012). Explaining the relationships among supportive message quality, evaluations, and outcomes: A dual-process approach. *Communication Monographs*, 79(1), 1–22. doi:10.1080/03637751.2011.646491
- Bodie, G. D., Burleson, B. R., Holmstrom, A. J., McCullough, J. D., Rack, J. J., Hanasono, L. K., & Rosier, J. G. (2011). Effects of cognitive complexity and emotional upset on processing supportive messages: Two tests of a dual-process theory of supportive communication outcomes. *Human Communication Research*, 37, 350–376. doi:10.1111/j.1468-2958.2011.01405.x
- Bodie, G. D., Burleson, B. R., Rosier, J. G., McCullough, J. D., Holmstrom, A. J., Rack, J. J., Hanasono, L. K., & Mincy, J. (2010). Explaining the impact of attachment style on evaluations of supportive messages: A dual-process framework. *Communication Research*, 38(2), 228–247. doi:10.1177/0093650210362678
- Bodie, G. D., Jones, S. M., Vickery, A. J., Hatcher, L., & Cannava, K. (2014). Examining the construct validity of enacted support: A multitrait–multimethod analysis for judging immediacy and listening behaviors. *Communication Monographs*, 81(4), 495–523. doi:10.1080/03637751.2014.957223

- Burke, L. A., Neimeyer, R. A., & McDevitt-Murphy, M. E. (2010). African American homicide bereavement: Aspects of social support that predict complicated grief, PTSD, and depression. *OMEGA*, 61(1), 1–24. doi:10.2190/OM.61.1.a
- Burleson, B. R. (1982). The development of comforting communication skills in childhood and adolescence. *Child Development*, 53, 1578–1588. doi:10.2307/1130086
- Burleson, B. R., & Samter, W. (1985). Consistencies in theoretical and naive evaluations of comforting messages. *Communication Monographs*, 52, 103–123. doi:10.1080/03637758509376099
- Burleson, B. R., Hanasono, L. K., Bodie, G. D., Holmstrom, A. J., Rack, J. J., Rosier, J. G., & McCullough, J. D. (2009). Explaining gender differences in responses to supportive messages: Two tests of a dual-process approach. *Sex Roles*, 61, 265–280. doi:10.1007/s11199-009-9623-7
- Burleson, B. R., Hanasono, L. K., Bodie, G. D., Holmstrom, A. J., McCullough, J. D. Rack, J. J., &, Rosier, J. G. (2011). Are gender differences in responses to supportive communication a matter of ability, motivation, or both? Reading patterns of situation effects through the lens of a dual-process theory. *Communication Quarterly*, 59(1), 37–60. doi:10.1080/01463373.2011.541324
- Hogan, N. S., & DeSantis, L. (1994). Things that help and hinder adolescent sibling bereavement. *Western Journal of Nursing Research*, 16, 132–153. doi:10.1177/019394599401600202
- Holgado-Tello, E. P., Chacón-Moscoso, S., Barbero-García, I., & Vila-Abad, E. (2012). Polychoric versus Pearson correlations in exploratory and confirmatory factor analysis of ordinal variables. *Quality & Quantity*, 44(1), 153–166. doi:10.1007/s11135-008-9190-y
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the numbers of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179–185. doi:10.1007/BF02289447
- Jones, S. M., & Wirtz, J. G. (2006). How does the comforting process work? An empirical test of an appraisal-based model of comforting. *Human Communication Research*, 32, 217–243. doi:10.1111/j.1468-2958.2006.00274.x
- Knežević, G. i Momirović, K. (1996). RTT9G, program za analizu metrijskih karakteristika kompozitnih mernih instrumenata. U P. Kostić (Ur.), *Problemi mereњa u psihologiji*, 2 (str. 37–56). Beograd: Institut za kriminološka i sociološka istraživanja.
- Kunkel, A. (2002). Explaining sex differences in the evaluation of comforting massages: The mediating role of interaction goals. *Communication Reports*, 15(1), 29–42. doi:10.1080/08934210209367750
- Lehman, D. R., Ellard, J. H., & Wortman, C. B. (1986). Social support for the bereaved: Recipients' and providers' perspectives on what is helpful. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 54(4), 438–446. doi:10.1037/0022-006X.54.4.438

- Logan, E. L., Thornton, J. A., & Breen, L. J. (2018). What determines supportive behaviours following bereavement? A systematic review and call to action. *Death Studies, 42*(2), 104–114. doi:10.1080/07481187
- Marwit, S. J., & Carusa, S. S. (1998). Communicated support following loss: Examining the experiences of parental death and parental divorce in adolescence. *Death Studies, 22*, 237–255. doi:10.1080/074811898201579
- Rack, J. J., Burleson, B. R., Bodie, G.D., Holmstrom, A. J., & Servaty-Seib, H. (2008). Bereaved adults' evaluations of grief management messages: Effects of message person centeredness, recipient individual differences, and contextual factors. *Death Studies, 32*, 399–427. doi:10.1080/07481180802006711
- Samter, W. (2002). How gender and cognitive complexity influence the provision of emotional support: A study of indirect effects. *Communication Reports, 15*(1), 5–16. doi:10.1080/08934210209367748
- Servaty-Seib, H. L., & Burleson, B. R. (2007). Bereaved adolescents' evaluations of the helpfulness of support-intended statements: Associations with person centeredness and demographic, personality, and contextual factors. *Journal of Social and Personal Relationships, 24*(2), 207–223. doi:10.1177/0265407507075411
- Simonsen, G., & Cooper, M. (2015). Helpful aspects of bereavement counselling: An interpretative phenomenological analysis. *Counselling and Psychotherapy Research, 15*(2), 119–127. doi:10.1002/capr.12000
- Subotić, S. (2013). Pregled metoda za utvrđivanje broja faktora i komponenti (u EFA i PCA). *Primjenjena psihologija, 6*(3), 203–229.
- Tedrick Parikh, S. J., & Servati-Seib, H. L. (2011). College students' beliefs about supporting a grieving peer. *Death Studies, 37*, 653–669. doi:10.1080/07481187.2012.684834
- Winters, M., & Waltman, M. S. (1997). Feminine gender identity and interpersonal cognitive differentiation as correlates of person-centered comforting. *Communication Reports, 10*(2), 123–132. doi:10.1080/08934219709367668
- Worden, J. W. (2005). *Savjetovanje i terapija u tugovanju*. Jastrebarsko: Naklada Slap.

## Prilog

### **Upitnik podrške tugujućima (UPT)**

---

Pred vama se nalaze rečenice koje ljudi koriste u želji da što uspešnije uteše i pruže podršku nekoj ožalošćenoj osobi, kojoj je preminuo neko blizak. Procenite koliko je po vašem mišljenju svaka od navedenih rečenica delotvorna u pružanju podrške tugujućem.

Brojevi znače sledeće:

- 1 – smatram da ova rečenica **uopšte nije** utešna za ožalošćenu osobu
- 2 – smatram da je ova rečenica **uglavnom nije** utešna za ožalošćenu osobu
- 3 – smatram da je ova rečenica **delimično** utešna za ožalošćenu osobu
- 4 – smatram da je ova rečenica **utešna** za ožalošćenu osobu

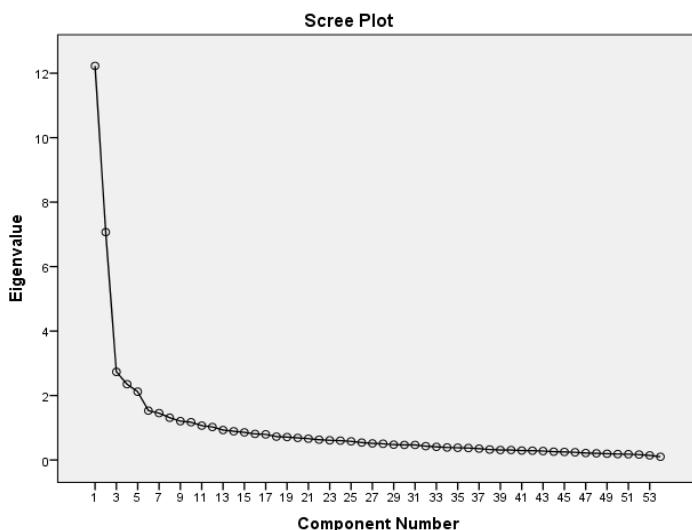
1. Božja volja se ne dovodi u pitanje.	1 2 3 4
2. Da li bi ti prijalo da zajedno radimo nešto u čemu uživaš?	1 2 3 4
3. Želiš li da pričaš o tome?	1 2 3 4
4. Hvala Bogu što ga je spasio od muka.	1 2 3 4
5. Kadgod ti se priča o tome, rado ću te saslušati.	1 2 3 4
6. Neke događaje jednostavno ne možemo da kontrolišemo.	1 2 3 4
7. Normalno je da ti je sada teško, ali bol će proći.	1 2 3 4
8. U redu je ako ti nije do druženja.	1 2 3 4
9. Život ide dalje.	1 2 3 4
10. Nemoj toliko da se opterećuješ time.	1 2 3 4
11. Mogu li da ti pomognem u obavljanju svakodnevnih poslova?	1 2 3 4
12. Što ne nabaviš nekog kućnog ljubimca da ne bi bio usamljen.	1 2 3 4
13. Pravi si borac!	1 2 3 4
14. Vreme leči sve rane.	1 2 3 4
15. Ono što te ne ubije, čini te jačim.	1 2 3 4
16. Tu sam ako ti zatrebam.	1 2 3 4
17. Ako tražiš pomoć to ne znači da si slab.	1 2 3 4
18. Srećom imaš ljude na koje možeš da se osloniš.	1 2 3 4
19. Teško mi je kada vidim da patiš.	1 2 3 4
20. Ti si jaka osoba, izborićeš se s tugom.	1 2 3 4
21. Bog uzima k sebi one koje najviše voli	1 2 3 4
22. Nema svrhe plakati, nema povratka.	1 2 3 4

23. Divim se tvojoj snazi.	1 2 3 4
24. On mi je bio jako drag.	1 2 3 4
25. Razumem kako se osećaš.	1 2 3 4
26. Molitve će ti sigurno pomoći.	1 2 3 4
27. Možda bi to pomogla neka knjiga samopomoći.	1 2 3 4
28. Najviše će ti pomoći ako se osloniš na svoju veru u Boga.	1 2 3 4
29. Tu sam za tebe ako ti je potreban razgovor.	1 2 3 4
30. Bog ima plan za svakog.	1 2 3 4
31. Bilo je zadovoljstvo poznavati ga.	1 2 3 4
32. Moraš da budeš jak zbog tvojih bližnjih.	1 2 3 4
33. Možda bi ti prijalo da zajedno odemo u kupovinu.	1 2 3 4
34. Bog mu je pomogao da ne pati više.	1 2 3 4
35. Sve se dešava sa razlogom.	1 2 3 4
36. Nemoj da plačeš, suze ga neće vratiti.	1 2 3 4
37. Drugim tugujućim ćeš pomoći ako im ne pokažeš da je tebi teško.	1 2 3 4
38. Tu sam za tebe.	1 2 3 4
39. Barem ne pati više!	1 2 3 4
40. Uvek sam uživala u njegovom društvu.	1 2 3 4
41. Biće ti lakše ako pričaš o tome.	1 2 3 4
42. Hoćeš li da se prošetamo?	1 2 3 4
43. Stalo mi je do tebe.	1 2 3 4
44. Moja vrata su ti uvek otvorena.	1 2 3 4
45. Poznajem nekog ko je imao slično iskustvo. Da li bi želeo da porazgovaraš sa njim?	1 2 3 4
46. Barem je imao ispunjen život.	1 2 3 4
47. Ne dozvoli sebi da sad budeš slab.	1 2 3 4
48. Nemoj previše da razmišljaš.	1 2 3 4
49. Ako ti je lakše da ne budeš sam, računaj na mene.	1 2 3 4
50. Potpuno je prirodno da se sada tako osećaš!	1 2 3 4
51. Odlično se snalaziš u ovoj teškoj situaciji.	1 2 3 4
52. Da li ti je potrebna pomoć oko kućnih poslova?	1 2 3 4
53. Bio je predivna osoba.	1 2 3 4
54. Ne znam šta da ti kažem, ali osećam da ti je teško.	1 2 3 4

**Tabela A**  
**Kriterijumi selekcije početnog skupa stavki**

Stavke	Kriterijumi						
	4.	5.	7.	AS	SD	Sk	Ku
Samo se strpi, vremenom će ti biti lakše.	.27	.76	.27	1.95	.85	.39	-.83
Hoćeš da obavim kupovinu umesto tebe?	.26	.79	.27				
Koje je tvoje najdraže sećanje o njemu?	.28		.30				
Kada ti je teško, možda bi ti pomoglo da se fizički aktiviraš.				2.15	.99	.35	-.99
Moraš da nastaviš sa svojim životom.				2.16	.97	.37	-.88
Pričaj mi o njemu, kakav je bio?	.29		.21				
Verujem da ti je sad najviše potrebno da budeš sam.	.23	.74	.23	2.05	.92	.52	-.63
Misli pozitivno.				2.04	1.04	.61	-.83
On je sada među anđelima.				1.94	1.07	.72	-.85
Možda bi ti prijao odlazak sa društvom u bioskop.				2.14	.96	.34	-.93
Jednog dana čete se ponovo sresti na lepšem mestu.				2.18	1.11	.37	-1.24
Loša iskustva nas uče da više cenimo to što imamo.				2.04	.98	.48	-.88
Najbolje je da se zaokupiš nečim, tako nećeš misliti na njega				1.98	.86	.36	-.86
Nemoj da plačeš pred drugima, samo ćeš i njih da uznemiriš.	.19		.19				
Moliću se za njegovu dušu.				2.09	1.10	.48	-1.17
Idemo u kafić za vikend, ako želiš pridruži nam se.				2.18	1.07	.32	-1.22
Mogu da zamislim kako ti je.				1.88	.95	.72	-.57
Moliću se da budeš snažan u ovim teškim trenucima.				2.16	1.15	.44	-1.23
Bolje da ne razgovaramo više o tome.	.17	.77	.16				
Pomoći će ti ako se okreneš ka svojoj budućnosti.				2.10	.93	.31	-.92
Čula sam za grupu podrške tugujućima, možda bi ti koristilo da odeš.	.79			2.02	.99	.48	-.96
Tačno znam kako ti je.				.28	1.89	.95	.69
							-.65

*Napomena.* 4. – ajtem–total korelacije, 5 – reprezentativnost pojedinačnih stavki, 7 – valjanost pojedinačnih stavki, 8 – deskriptivni pokazatelji. Radi što lakšeg praćenja rezultata, nisu navedene sve vrednosti specifikovanih pokazatelja, što znači da nedostajuće kolone, odnosno prazne celije u tabeli podrazumevaju da su izbačene stavke u tim domenima zadovoljile postavljene kriterijume.



Grafikon A. Scree test.

Tabela B

Matrica faktorskog sklopa Upitnika podrške tugujućima

Stavke	Faktori				
	1	2	3	4	5
Tu sam za tebe ako ti je potreban razgovor.	.87				
Kadgod ti se priča o tome, rado će te saslušati.	.81				
Moja vrata su ti uvek otvorena.	.80				
Tu sam za tebe.	.77				
Tu sam ako ti zatrebam.	.76				
Ako ti je lakše da ne budeš sam, računaj na mene.	.74				
Ako tražiš pomoć to ne znači da si slab.	.56				
Srećom imаш ljude na koje možeš da se osloniš.	.54				
Stalo mi je do tebe.	.49				
Želiš li da pričaš o tome?	.47				
Teško mi je kada vidim da patiš.	.44				
Da li bi ti prijalo da zajedno radimo nešto u čemu uživaš?	.42				

Stavke	Faktori				
	1	2	3	4	5
Biće ti lakše ako pričaš o tome.	.39				
Divim se tvojoj snazi.	.38				
Vreme leči sve rane.		.81			
Ono što te ne ubije, čini te jačim.		.71			
Nemoj previše da razmišljaš.		.67			
Normalno je da ti je sada teško, ali bol će proći.		.66			
Život ide dalje.		.63			
Nemoj toliko da se opterećuješ time.		.62			
Ti si jaka osoba, izborićeš se s tugom.		.58			
Ne dozvoli sebi da sad budeš slab.		.52			
Moraš da budeš jak zbog tvojih bližnjih.		.46			
Nema svrhe plakati, nema povratka.		.43			
Drugim tugujućim ćeš pomoći ako im ne pokažeš da je tebi taško.		.43			
Barem ne pati više!		.42			
Nemoj da plačeš, suze ga neće vratiti.		.40			
Pravi si borac!		.38			
Neke događaje jednostavno ne možemo da kontrolišemo.		.33			
Najviše će ti pomoći ako se osloniš na svoju veru u Boga.		.93			
Bog ima plan za svakog.		.91			
Molitve će ti sigurno pomoći.		.89			
Božja volja se ne dovodi u pitanje.		.82			
Bog uzima k sebi one koje najviše voli.		.68			
Bog mu je pomogao da ne pati više.		.53			
Sve se dešava sa razlogom.		.43			
Hvala Bogu što ga je spasio od muka.		.35			
Bilo je zadovoljstvo poznavati ga.					.88
Bio je predivna osoba.					.86

Stavke	Faktori				
	1	2	3	4	5
Uvek sam uživala u njegovom društvu.				.85	
On mi je bio jako drag.				.75	
Barem je imao ispunjen život.				.61	
Ne znam šta da ti kažem, ali osećam da ti je teško.				.53	
Potpuno je prirodno da se sada tako osećaš!				.35	
Odlično se snalaziš u ovoj teškoj situaciji.				.35	
Razumem kako se osećaš.				.34	
U redu je ako ti nije do druženja.				.26	
Možda bi ti prijalo da zajedno odemo u kupovinu.				.77	
Da li ti je potrebna pomoć oko kućnih poslova?				.75	
Mogu li da ti pomognem u obavljanju svakodnevnih poslova?				.65	
Što ne nabaviš nekog kućnog ljubimca da ne bi bio usamljen?				.63	
Hoćeš li da se prošetamo?				.54	
Možda bi ti pomogla neka knjiga samopomoći.				.48	
Poznajem nekog ko je imao slično iskustvo. Da li bi želeo da porazgovaraš sa njim?				.45	

**Ana Genc  
Jasmina Pekić  
Isidora Rajić  
Jovana Obradović**

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

## BEREAVED SUPPORT QUESTIONNAIRE: DEVELOPMENT, FACTOR STRUCTURE AND METRIC CHARACTERISTICS

In the recent decades social support in the bereavement process represents an important and newly emerging scientific field of study. However, within the framework of national science surprisingly little empirical work has examined how supportive communication can affect the grieving process. The main objective of this study was to develop a questionnaire which measures the helpfulness of comforting messages received from the social network members. In addition to presenting the Bereaved Support Questionnaire, the present study explores the factor structure, as well as the psychometric characteristics of the scale. The second aim of the study is to determine whether the person centeredness of these messages explains their helpfulness. The survey was conducted on a sample of 301 respondents. The results indicate that the Bereaved Support Questionnaire represents a valid and reliable instrument whose composite structure is reflected by five factors: Social support, Minimizing feelings, Providing a religious perspective, Complimenting the deceased/ bereaved and normalizing feelings, and Offering practical help. The results confirm the expectations that the person centeredness of the five supporting strategies are related with the participants' evaluations of the helpfulness of these strategies.

**Key words:** Bereaved Support Questionnaire, factor structure, person centeredness, psychometric characteristics

## Duško Lepir<sup>1</sup>

Institut za sport,  
Fakultet fizičkog  
vaspitanja i sporta,  
Univerzitet u Banjoj  
Luci

## Siniša Lakić

Odsjek za psihologiju,  
Filozofski fakultet,  
Univerzitet u Banjoj  
Luci

## Vladimir Takšić

Odsjek za psihologiju,  
Filozofski fakultet,  
Sveučilište u Rijeci

## RELACIJE BAVLJENJA SPORTOM I EMOCIONALNE INTELIGENCIJE NA SREDNJOŠKOLSKOM UZRASTU<sup>2</sup>

Istovremeno vrlo popularan i metodološki kontroverzan konstrukt emocionalne inteligencije je dovođen u vezu sa velikim brojem relevantnih eksternih varijabli kada je u pitanju psihološko funkcionišanje u različitim životnim domenima. Iako postoji teorijska razmatranja koja povezuju bavljenje sportom sa izraženošću emocionalne inteligencije, mali je broj empirijskih istraživanja te veze, a ona su pogotovo rijetka na našem podneblju i kada je u pitanju adolescentska dob. Cilj našeg istraživanja je bio ispitati da li bavljenje sportom na srednjoškolskom uzrastu ostvaruje relaciju sa emocionalnom inteligencijom koja je konceptualizovana i kao crta ličnosti i kao sposobnost. Na uzorku od 191 učenika srednje škole (od čega 61.1% ženskog pola, uzrasta od 14 do 19 godina) zadani su upitnik samoprocjene UEK45, koji ima trofaktorsku strukturu, te dva objektivna situaciona testa emocionalne inteligencije, STEU i STEM. Naši rezultati potvrđuju potrebu za diferencijacijom konstrukata koji se mijere upitnicima samoprocjene i objektivnim testovima. Nadalje, ustanovljeno je da, čak i kada se kontrolišu efekti pola i godina starosti, sportisti postižu više rezultate na svim mjerama, ali je to pogotovo evidentno na objektivnim testovima. U radu diskutujemo moguća objašnjenja za dobijene razlike koje se očituju na hijerarhijski složenijim aspektima emocionalne inteligencije i ukazujemo na potrebu za multimetodskim pristupom kada su u pitanju naučna i stručna procjena emocionalnih kompetencija mladih sportista.

<sup>1</sup> Adresa autora:  
dusko.lepir@ffvs.unibl.org

**Ključne riječi:** adolescencija, crte ličnosti, emocionalna inteligencija, sport, sposobnosti

<sup>2</sup> Dio rezultata ovog istraživanja je predstavljen kao poster „Exploring association between sport participation and emotional intelligence conceptualized as a trait and as an ability“ 2017. godine na ICEI – 2017, 6. međunarodnom kongresu o emocionalnoj inteligenciji u Portou, Portugal. Istraživački projekat „Emocionalna inteligencija kao prediktor sportskog uspjeha i zadovoljstva bavljenja sportom“ je dijelom finansiran stipendijom Ministarstva nauke i tehnologije Republike Srske rješenje br. 19/6-020/965-47/14.

## Uvod

Jedna od najobuhvatnijih i u naučnoj literaturi najprisutnijih definicija emocionalne inteligencije (EI) tvrdi da se radi o multidimenzionalnoj sposobnosti koja obuhvata „sposobnost da se tačno opaze, procijene i izraze emocije, sposobnost da se pristupi osjećanjima i/ili da se generišu osjećanja koja olakšavaju mišljenje, sposobnost da se emocije razumiju i da se posjeduje znanje o emocijama, te sposobnost da se emocije regulišu s ciljem emocionalnog i intelektualnog rasta“ (Mayer & Salovey, 1997, str. 10). Ovaj psihološki konstrukt ima relativno kratku istoriju. EI se pojavljuje tek početkom 90-tih godina prošlog vijeka u naučnoj literaturi (vidjeti Mayer & Salovey, 1993, 1995), kao i u onome što se može nazvati popularna psihologija (Goleman, 1995). Međutim, za relativno kratko vrijeme brojni aspekti ljudskog djelovanja su teorijski i empirijski dovođeni u vezu sa EI (vidjeti Brackett, Rivers, & Salovey, 2011; Stough, Saklofske, & Parker, 2009), te EI stiče status izuzetno važnog, ali i kontroverznog naučnog koncepta.

Istraživanja usmjerenja na adolescente školskog uzrasta, koja predstavljaju ciljnu populaciju ovoga rada, donose niz važnih nalaza. Ustanovljeno je da emocionalno kompetentniji adolescenti ispoljavaju veću društvenu, emocionalnu i akademsku samofikasnost, veću empatiju, lakše prihvataju različitost u mišljenju i imaju bolju komunikaciju sa vršnjacima, te imaju bolje indikatore različitih aspekata mentalnog zdravlja i društvenog funkcionisanja, dok su adolescenti sa nižom emocionalnom inteligencijom skloniji siledžijstvu, upotrebi alkohola, cigareta, te krađama i fizičkim obračunima, ali i iskustvima u ulozi žrtve siledžijstva (Brackett, Mayer, & Warner, 2004; Brackett et al., 2011; Davis & Humphrey, 2012; Kokkinos & Kiprītsi, 2012; Rivers et al., 2012; Salovey & Sluyter, 1999; Trinidad & Johnson, 2000). Takođe, interesantni su i rezultati nekih istraživanja (Gil-Olarre, Palomera Martin, & Brackett, 2006; Rivers et al., 2012; Takšić, 1998) koja pokazuju pozitivnu vezu između emocionalne inteligencije i školskog uspjeha, na osnovu kojih se može zaključiti da emocionalna inteligencija, pored opšte inteligencije, doprinosi objašnjenju varijacija u školskim ocenama.

Za razliku od pomenutih domena, ispitivanje konstrukta emocionalne inteligencije u oblasti sporta privuklo je značajno manju pažnju. Pored nekolicine radova koji su ispitivali vezu emocionalne inteligencije i uspjeha u sportu (Crombie, Lombard, & Noakes, 2009; Stou, Clements, Wallish, & Downey, 2009; Zizzi, Deanner, & Hirschhorn, 2003), EI i emocionalnih stanja (Lane, Thelwell, Lowther, & Devonport, 2009), postoji i određen broj radova koji su se bazirali na važno pitanje razlika između sportista i nesportista (Costarelli & Stamou, 2009; Narimani & Bashapoor, 2009; Perlini & Halverson, 2006; Szabo & Urban, 2014) gdje se uglavnom navodi da sportisti ispoljavaju viši stepen emocionalne inteligencije. Pored ovih relacija, u svom preglednom članku Laborde, Dosseville i Allen (2016) prikazuju i veze EI sa nekim drugim relevantnim konstruktima u kontekstu psihologije sporta, kao što su: strategije suočavanja sa stresom, doživljavanje takmičenja kao

izazova, doživljavanje pozitivnih emocija, anksiozno reagovanje, pridržavanje režima ishrane, slika tela, te osjećanje samofikasnosti u trenerskom radu.

Uprkos brojnim istraživanjima koja ukazuju na relevantnost EI, ukazano je i na mnogo nedosljednosti i dvomislenosti kada je u pitanju njena konceptualizacija (vidjeti Murphy, 2014). Ne samo da postoje različite definicije pojma EI i viđenja šta taj konstrukt obuhvata, nego se susrećemo i sa dilemom da li je EI specifična kognitivna sposobnost ili crta ličnosti mješovitog sastava koja spaja dispozicije, vještine, kompetencije i sposobnosti (Matthews, Zeidner, & Roberts, 2003; Petrides & Furnham, 2001; Takšić, Mohorić, & Duran, 2009; Van Rooy, Alonso, & Viswesvaran, 2005). U direktnoj vezi sa pomenutom dilemom je i pitanje operacionalizacije i merenja EI – pristalice modela sposobnosti koriste testove postignuća, dok pristalice modela crta ličnosti najčešće koriste metod upitničke samoprocjene. Rezultati nekih istraživanja upozoravaju na njihovu nisku konvergentnost (Brackett & Mayer, 2003; Brannick, Wahi, Arce, & Johnson, 2009), što podrazumijeva i različitu snagu eksterne prediktivne valjanosti, te ne čudi da aktuelno preovladava viđenje da se čak radi o dva odvojena konstrukta (Petrides, 2011). Uprkos tome, u preglednom radu Labordea i saradnika (2016) navodi se da se istraživači nedovoljno zaokupljaju ovim pitanjem u kontekstu povezanosti EI i sporta. Naime, od 36 proučenih empirijskih radova, pomenuti autori ističu da su samo u jednom istraživanju korišćena oba pristupa u merenju EI, ali u tom slučaju uzorak nisu činili sportisti, već sportska publika.

Povezujući sa jedne strane prepostavljenu važnost EI za psihofizičko blagostanje učenika i uspješnost u školskim zadacima, te sa druge strane neispitani potencijal sportske aktivnosti u procesu razvijanja EI, smatrali smo da bi bilo korisno dalje ispitati relacije sportske aktivnosti i EI na srednjoškolskom uzrastu, kada je bavljenje sportom uveliko prisutno. Imajući u vidu saznanja o visokoj emocionalnoj involviranosti sportista prije, tokom i nakon mečeva, empirijsko svjedočanstvo o postojanju veze između EI i strukturisanog sportskog aktiviranja koje podrazumijeva kontinuirane treninge i takmičenja, imalo bi značajne praktične implikacije u vidu podsticanja na bavljenje sportom. Pretragom naučne literature iz regionala pronašli smo tek jedno relevantno istraživanje (Takšić, Rukavina, & Lindarić, 2005) u kojem su učenici sportske gimnazije pokazali višu emocionalnu kompetentnost u poređenju sa onima iz „regularne“ gimnazije, ali je ta razlika bila značajna jedino za skalu sposobnosti izražavanja i imenovanja emocija u kontekstu modela EI kao crte ličnosti. Dakle, s obzirom na manjak istraživanja o ulozi EI u oblasti sporta na našim prostorima, kao i, uopšteno gledano, nejasan status EI unutar psihološke nauke, te potrebu da se dodatno ispita konvergentnost različitih pristupa merenju EI, ovim radom smo željeli provjeriti relaciju EI i sportske aktivnosti kod učenika srednjih škola, istovremeno koristeći i mjere samoprocjene i testove postignuća.

## Metod

### Uzorak i procedura

Ciljnu populaciju istraživanja predstavljaju učenici srednjih škola iz Bosne i Hercegovine. Prigodni uzorak na kom su urađene analize je obuhvatio 191 ispitanika od čega je 118 (61.8%) bilo ženskog pola, starosti od 14 do 19 godina ( $M = 16.7$ ,  $SD = 1.15$ ). Uzorak je obuhvatao aktivne sportiste ( $n = 122$ ), te učenike koji se ne bave aktivno sportom ( $n = 69$ ). Preciznije rečeno, prvu grupu su činili učenici koji su se u momentu sprovođenja ispitivanja aktivno bavili sportom, što je značilo da su praktikovali redovne sedmične treninge, te se redovno takmičili i to minimalno na regionalnom nivou. U drugu grupu smo svrstali učenike koji se nikada nisu bavili sportom, kao i one koji su navodili da se bave sportom „rekreativno”, ne učestvujući u takmičenjima. Pomenuti uzorak je ekstrahovan iz većeg uzorka šireg starosnog opsega prikupljenog u svrhu obimnijeg istraživačkog projekta, putem anketiranja u različitim sportskim organizacijama (klubovi, savezi, takmičenja), ali i obrazovnim institucijama (Gimnazija, Tehnička škola i Medicinska škola u Banjoj Luci, Bosna i Hercegovina). Na ovom mjestu treba napomenuti da su dodatna 53 ispitanika naveli da su ranije bili sportski aktivni, ali su se u međuvremenu prestali baviti takmičarskim sportom. Hetegorenost ove prelazne kategorije (npr. u pogledu motiva za prestanak bavljenja sportom ili vremena proteklog od trenutka prestanka bavljenja sportom) ju je činila problematičnom u kontekstu našeg istraživačkog problema, te smo takve ispitanike isključili iz analize. Svi navedeni instrumenti su zadani grupno u sklopu šire baterije, uz obezbeđenu anonimnost ispitanika, a ispitivanje je trajalo između 45 i 60 minuta. Za svakog ispitanika mladeg od 16 godina od roditelja je dobijena saglasnost za ispitivanje.

Datom veličinom uzorka ostvarena je statistička snaga od .91 za testiranje hipoteze o, konvencionalno gledano, umjerenim prosječnim razlikama ( $\delta = .50$ ) između sportista i nesportista. Ipak, za testiranje hipoteze o statistički malim razlikama u populaciji ( $\delta = .20$ ) ova veličina uzorka je bila nedovoljna (snaga testa:  $1 - \beta = .26$ ).

### Instrumenti

Kao što je u uvodu navedeno, u ovom radu smo nastojali obuhvatiti oba pristupa kada je u pitanju procjena EI, tako da smo koristili i testove postignuća (u nastavku „testovi”) i mjere samoprocjene. Testovi korišteni u ovome radu predstavljaju instrumente istog istraživačkog tima (MacCann & Roberts, 2008) koji tretiraju dvije, hijerarhijski više grane emocionalne inteligencije i koji su zasnovani na paradigmi provjere situacionog prosuđivanja (eng. situational judgment tests) gdje se ispitanicima zadaju verbalni scenariji za koje treba da odaberu adekvatan odgovor. Nakon dobijanja saglasnosti za prevod, za potrebe našeg istraži-

vanja preveli smo oba testa na ijekavsku verziju srpskog jezika, koristeći proceduru komisijskog prevodenja (eng. committee translation; vidjeti Smith, 2004).

**Situacioni test razumijevanja emocija (Situational Test of Emotional Understanding: STEU, MacCann & Roberts, 2008).** Ovaj test sadrži 42 stavke. Od ispitanika se traži da identificuje emociju koja će najvjeroatnije proistići iz vinjetom opisane situacije. Ispitanik bira između pet ponuđenih emocija (primjer: „Petrova hokejaška ekipa je naporno trenirala i osvojila je prvenstvo. Petar najvjeroatnije osjeća: a) nadu, b) ponos, c) olakšanje, d) radost, e) iznenađenje“). Za određivanje tačnog odgovora primjenjena je target metoda prema kojoj su autori testa definisali tačan odgovor na osnovu teorijsko-sadržinskih kriterija (vidjeti MacCann, Roberts, Matthews, & Zeidner, 2004; Takšić, Mohorić i Munjas, 2006). Autori testa navode internu konzistentnost sa alfa koeficijentima koji su značajno varirali među uzorcima u rasponu od .43 do .71. Rezultati na našem uzorku su pokazali da 5 stavki ostvaruju nulte ili negativne korelacije sa korigovanim ukupnim skorom, zbog čega su te stavke isključene, a test je sveden na 37 ajtema. Istu strategiju odabira stavki su koristili i autori originalnih STEU i STEM testova kada su test adaptirali za druge potrebe (vidi MacCann, Pearce, & Roberts, 2011). Na tako skraćenom instrumentu, dobili smo vrijednost alfa koeficijenata .68, odnosno .80 na teorijski korektnijim kalkulacijama na matrici tetrahoričnih korelacija (vidjeti Gadermann, Guhn, & Zumbo, 2012).

**Situacioni test upravljanja emocijama (Situational Test of Emotional Management: STEM, MacCann & Roberts, 2008).** Ovaj test operacionalizuje hijerarhijski najviši segment emocionalne inteligencije, a u originalnoj verziji sadrži 44 stavke. Od ispitanika se traži da između četiri izbora odabare onaj koji bi najvjeroatnije imao najbolje direktne posljedice za opisanu osobu (primjer: „Bojan je veoma nervozan zato što treba da glumi u sceni dok ga u publici posmatra mnogo veoma iskusnih glumaca. Koji postupak bi bio najproduktivniji za Bojana? a) da gleda to na način „nije kraj svijeta“, b) da primjeni neke glumačke tehnike kako bi se pribrao, c) da vjeruje u sebe i sve će biti u redu, d) da vježba scenu što je moguće više kako bi dobro nastupio“). Za određivanje tačnog odgovora korištena je ekspertska metoda sa skorovanjem po sistemu proporcija (vidjeti MacCann et al., 2004; Takšić i sar., 2006), a autori navode internu konzistentnost testa za različite uzorce i verzije u rasponu  $\alpha = .64 - .71$ . Na našem uzorku su utvrđene nulte i negativne korelacije za tri ajtema koje smo iz tog razloga izuzeli, čime je test redukovani na 41 stavku. Alfa koeficijent dobijen uobičajenom procedurom je iznosio .77, dok je njegova vrijednost bila viša (.87) kada je izračunat na matrici tetrahoričnih korelacija.

**Upitnik emocionalne kompetentnosti – UEK45 (Takšić, 2002).** Za operacionalizaciju emocionalne inteligencije putem upitnika samoprocjene korišten je Upitnik emocionalne kompetentnosti – UEK45 (Takšić, 2002), koji sadrži 45 stavki. Instrument je kreiran na osnovu modela Mayera i Saloveya (1997), nakon čega su uslijedile njegove adaptacije i prevodi na različite svetske jezike, pri čemu su dobijene adekvatne psihometrijske karakteristike (za pregled razvoja instru-

menta i prevedenih verzija vidjeti Takšić i sar., 2006 i Takšić et al., 2009). Ispitanik putem petostepene Likertove skale (1 – u potpunosti ne; 5 – u potpunosti da) treba da ocijeni u kojoj mjeri data tvrdnja odgovara njegovoj ličnosti (primjer: „Kada sam dobro raspoložen, teško me je oneraspoložiti.“). Skorovanje se izvodi na tri subskale kojima se procjenjuju tri različita aspekta emocionalne inteligencije: Sposobnost uočavanja i razumijevanja emocija ( $\alpha = .85$ ), Sposobnost izražavanja i imenovanja emocija ( $\alpha = .80$ ), te Sposobnost regulacije i upravljanja emocijama ( $\alpha = .77$ ).

## Statistička analiza podataka

Izračunavanjem koeficijenata korelacije provjereno je u kojoj mjeri skale međusobno konvergiraju. Nakon što je potvrđeno prisustvo značajnijih relacija unutar metoda (samoprocjena ili testovi), ali ne i među različitim metodama, primjenjena je multivarijatna analiza varijanse zasebno za skale testova, a zasebno za skale upitnika samoprocjene, kako bi se utvrdilo da li postoje razlike između srednjoškolaca koji su aktivni u sportu i onih koji nisu. Specifičnosti dobijenih razlika ispitane su primjenom Welch–ovog testa koji se preporučuje u situacijama heterogenosti varijanse, te neizbalansiranosti veličine uzorka (vidjeti Delacre, Lakens, & Leys, 2017; Kohr & Games, 1974, koji zagovaraju stalno korištenje Welch–ovog testa umjesto klasičnog  $t$ –testa), korištenjem Bayesovih faktora (BF) i izračunavanjem Cohenovih  $d$  vrijednosti. Statističke analize su izvedene u programskom okruženju R 3.3.3 (R Core Team, 2017) uz korištenje paketa *BayesFactor* (Morey & Rouder, 2015), *effsize* (Torchiano, 2017) i *psych* (Revelle, 2017).

## Rezultati

Tabela 1 prikazuje matricu korelacija različitih mjera EI. Dobijene su relativno visoke korelacije unutar metodskih pristupa, dok su korelacije između heterometodskih mjera bile slabe. Primjetno je da samo UEK skala Regulacije i upravljanja emocijama stoji u značajnom odnosu sa dvije skale testova, ali je pritom snaga tih korelacija niska ( $r = .20$ ), što ukazuje na to da je ova dva seta mjera opravdano tretirati zasebno. Dodatno napominjemo da smo pregledom dijagrama raspršenja, kao i poređenjem Pearson–ovih koeficijenata sa Spearmanovim koeficijentima, utvrdili da nije bilo ekstremnih podataka ili nelinearnosti koji bi značajno uticali na visinu korelacija.

Tabela 1

Matrica korelacija korištenih mjera emocionalne inteligencije

Mjera emocionalne inteligencije	STEU	STEM	URE	IIE
STEU	—			
STEM	.50**	—		
Uočavanje i razumijevanje (URE)	.09	.11	—	
Izražavanje i imenovanje (IIE)	-.07	.00	.57***	—
Regulacija i upravljanje (RUE)	.20**	.20**	.46***	.49***

Napomene. \*\*  $p < .01$ . \*\*\*  $p < .001$ .

Nakon navedene potvrde, proveli smo zasebne multivarijatne analize varijanse kako bismo ispitali postoje li ukupne razlike između sportski aktivnih i sportski neaktivnih učenika unutar oba seta mjera. Uočene su značajne razlike kako na upitnicima samoprocjene ( $Wilks' V = .95$ ,  $F(3, 187) = 2.99$ ,  $p = .03$ ), tako i na testovnim mjerama ( $Wilks' V = .93$ ,  $F(2, 188) = 7.29$ ,  $p < .001$ ).

Rezultati multivarijatnih analiza varijanse opravdali su dalje statističke procedure u cilju razumijevanja specifičnosti datih razlika. S obzirom na to da je na pojedinim skalamama uočena heterogenost varijanse među grupama, te da veličina poduzoraka nije bila balansirana, primijenjena je Welchova verzija  $t$ -testa za provjeru značajnosti razlika među grupama putem  $p$ -vrijednosti. Kao indikatori omjera vjerovatnosti alternativnih hipoteza u odnosu na nulte izračunati su i odgovarajući Bayesovi faktori ( $BF_{10}$ ) sa zadanim, neinformativnim prethodnim vjerovatnoćama (Cauchy distribucija sa parametrom 0.707). Uz to, izračunate su i vrijednosti Cohenovog  $d$  kao mjere standardizovanih razlika među aritmetičkim sredinama.

Tabela 2 prikazuje da je na svim mjerama EI opaženo da sportski aktivni srednjoškolci postižu više skorove. Navedene razlike su stabilnije za mjere na testovima nego na upitnicima samoprocjene. Najubjedljivija razlika je vidljiva za STEM test upravljanja emocijama i to je rezultat gdje je razlika na uzorku prešla konvencionalnu statističku granicu umjerenog intenziteta od .50 (Cohen, 1988). Nešto niže, ali i dalje relativno ubjedljive razlike dobijene su i za samoprocjenu Regulacije i upravljanja emocijama, kao i za STEU, test razumijevanja emocija. Za preostala dva testa razlike su nižeg intenziteta i mogu se smatrati inkonkluzivnim.

Uz navedeno, provjeravan je i eventualni efekat pola, te interakcije pola i bavljenja sportom, ali ni u jednom od pet slučajeva nisu dobijeni značajni doprinosi njihovog uvrštavanja. Osim u slučaju UEK skale Izražavanja i imenovanja emocija, Bayesov faktor je jasno (minimalni omjer 5:1) favorizovao modele koji se sastoje isključivo od glavnog efekta bavljenja sportom u odnosu na modele dopunjene polom i interakcijom. Kada je u pitanju Izražavanje i imenovanje emocija rezultati sugeriraju da i dalje postoji marginalni glavni efekat bavljenja sportom ( $p = .09$ ), a grafički prikaz je pokazao blago pojačan pozitivan efekat za muškarce u odnosu

na žene unutar grupe sportista (među nesportistima nema polnih razlika). Ipak, dobili smo slabe statističke dokaze ( $\eta^2 < .005$ ,  $p > .30$ ,  $BF_{10} > 2.0$ ) koji navode na zaključak da se radi o sistematskom efektu kako pola, tako i interakcije. Zanimljivo je da su za ostale skale polne razlike bile zanemarive ( $d < .12$ ,  $p > .40$ ). Ranije primjene ovoga instrumenta uglavnom su ukazivale na drugačije tendencije. Naime, većina radova pokazuje razlike u korist ženskog pola, naročito kada je u pitanju UEK skala Uočavanja i razumijevanja, te manje konzistentno, ali u istom smjeru i kada je u pitanju skala Izražavanje i imenovanje emocija, dok za skalu Regulacija i upravljanje emocijama efekat pola u većini slučajeva nije potvrđen (Takšić et al., 2009). Konačno, sproveli smo i analize kovarijanse koje su pokazale da je efekat starosti bio zanemariv unutar datog, ograničenog opsega godina.

Tabela 2

*Razlike na mjerama EI između sportski aktivnih i neaktivnih srednjoškolaca*

	STEU	STEM	URE	IIE	RUE
Sportisti, $M(SD)$	21.8 (4.5)	16.6 (3.7)	3.8 (0.5)	3.7 (0.5)	4.0 (0.4)
Nesportisti, $M(SD)$	19.8 (4.6)	14.5 (4.2)	3.7 (0.6)	3.5 (0.6)	3.8 (0.5)
$t$	2.87	3.45	1.06	1.95	2.74
$df$	139.8	126.3	116.7	117.1	128.4
$p$	.005	< .001	.292	.054	.007
$d$	0.43	0.54	0.17	0.31	0.43
$BF_{10}$	7.32	54.98	0.30	1.19	6.30

*Napomena.* URE – Uočavanje i razumijevanje emocija, IIE – Izražavanje i imenovanje emocija, RUE – Regulacija i upravljanje emocijama.

## Diskusija

Ovim istraživanjem smo željeli provjeriti eventualne veze koje postoje između bavljenja sportom i razvoja emocionalne inteligencije na srednjoškolskom uzrastu, ali i doprinijeti provjeri preklapanja mjera emocionalne inteligencije (EI) koje su predstavljene testovima postignuća i upitnicima samoprocjene. Kada je u pitanju šira dilema u vezi operacionalizacije EI, naša studija prilično jasno govori u prilog prethodnim zapažanjima o distinkтивnim informacijama koje različiti metodi donose. Na osnovu dobijenih interkorelacija učvrstili smo naše uvjerenje da postoji tek blaga srodnost među metodama procjene, bez obzira na to što dva korištена instrumenta polaze iz iste teorijske tačke. Ovo svakako nije nov nalaz (Van Rooy, Viswesvaran, & Pluta, 2005; Warwick & Nettelbeck, 2004) i istraživači EI bi svakako trebalo da razmotre multimetodski pristup ukoliko žele u svojim istraživanjima razmatrati EI kao važan koncept.

Međutim, i pored dokaza o značajnoj divergentnosti koje pokazuju dva pristupa operacionalizacije EI, zanimljivo je da rezultati naše studije daju konzistentnu sliku kada su u pitanju relacije sa bavljenjem sportom. Dakle, bez obzira da li su različite procjene EI produkt samoopažanja pojedinca ili njegova sposobnost rješavanja verbalno izloženih situacija, zapaža se da su učenici koji su redovno trenirali i takmičili se u sportu postizali veće vrijednosti na svim skalama EI. Ovi rezultati su saglasni sa našom hipotezom koja je postavljena na osnovu manjeg broja dosadašnjih empirijskih radova (Costarelli & Stamou, 2009; Narimani & Bashapoor, 2009; Perlini & Halverson, 2006; Szabo & Urban, 2014), ali i na osnovu teorijskih razmatranja. Emocionalna komponenta je zastupljena u sportu, prije svega kada je u pitanju takmičarski sport (Botterill & Brown, 2002; Hanin, 2000; Jones, 2002; Meyer & Fletcher, 2007; Vallerand & Blanchard, 2000). Naime, treba podsjetiti da za razliku od rekreativnog bavljenja sportom, takmičarski sport karakterišu: sistemski definisana pravila sporta, postavljanje kratkoročnih i dugoročnih ciljeva koje u interakciji postavljaju zainteresovane strane (igrači, treneri i roditelji), bodovanja i rangiranja unutar sistema, postojanje selekcionih i eliminacionih situacija, kontinuirana organizovana investicija vremena i truda u vidu strukturisanih treninga i takmičarskih događaja. Razumno je pretpostaviti da pojedinac koji je izložen ovakvom modelu funkcijanja vremenom postaje psihološki involviraniji u složeni kontekst takmičarskog sporta. Taj kontekst ima svoju jasnu emocionalnu ravan, ali za razliku od rekreativnog bavljenja sportom „emocionalni promet“ nije ograničen samo na trajanje meča, nego je značajno prisutan i prije i poslije mečeva i uz to obuhvata i složenu socijalnu ravan koja okuplja roditelje, trenere, saigrače, protivnike, i eventualno sponzore i profesionalne agente. Vještine kao što su razumijevanje i upravljanje emocijama predstavljaju oruđe za nošenje sa složenošću konteksta. Iz tog razloga, dugoročnije i intenzivnije aktiviranje u takmičarskom sportu moglo bi imati značajan efekat na razvoj tih vještina.

Analiza obrasca utvrđenih razlika pruža nam dodatne uvide u prirodu povezanosti EI i bavljenja sportom. Naime, intenzitet razlika u korist učenika koji su sportski aktivni raste kako se ide od pasivnijih (uočavanje i razumijevanje emocija) ka aktivnijim aspektima (regulacija i upravljanje emocijama) EI. Pomenuti slijed odgovara izvjesnoj hijerarhijskoj strukturi koja je zasnovana na samoj složenosti psiholoških procesa koji leže u osnovi konstrukta EI, te je zbog te prirode Joseph i Newman (2010) definišu kao „progresivni/kaskadni obrazac“. Navedena intenzifikacija razlika može biti objašnjena samom prirodnom bavljenju sportom. Kompleksni dinamizmi sportskih aktivnosti, a posebno takmičenja, često dovode pojedinca u situaciju visokog emocionalnog opterećenja, gdje je od primarne važnosti iskazati ne samo sposobnosti razumijevanja datih procesa, već i sposobnosti donošenja odluka i upravljanja emocijama kako bi se postigli željeni rezultati. Ovo je rjeđe slučaj kod učenika koji prolaze kroz „osnovne“ životne aktivnosti kao što su škola, hobiji, rekreativne sportske aktivnosti i slično. Iako i u tim kontekstima postoje izazovi, odnosno situacije koje zahtijevaju složene emocionalne odgovore

od kojih zavisi konačni ishod, one nisu toliko učestale niti, u prosjeku gledano, toliko emocionalno intenzivne, te mlada osoba ima manje prilike i potrebe da sistematski razvija emocionalne kompetencije.

Kada dva različita pristupa operacionalizaciji određene pojave ukažu na slične vrijednosti, to predstavlja dobru osnovu za iznošenje određenih zaključaka. Ipak, svjesni smo nekoliko metodoloških ograničenja studije koje nas limitiraju u našim zaključcima. Kao prvo, ovim istraživanjem nismo dobili dokaze o mogućem kauzalnom odnosu, prema kojem bi bavljenje takmičarskim sportom direktno povećavalo emocionalne sposobnosti na adolescentskom nivou. Validacija takve tvrdnje zahtijeva izvođenje longitudinalnog istraživanja sa kontrolnom grupom koje bi evidentiralo nivoje EI i intraindividualnu dinamiku EI i prije nego što se osoba počne aktivno baviti sportom. Naime, naši nalazi nam ne dozvoljavaju da otpišemo mogućnost da su sportski aktivni srednjoškolci zapravo oni koji su „opstali” u sportu upravo zahvaljujući svojim emocionalnim kompetencijama ili afinitetima koji podrazumijevaju emocionalne vještine. Takođe, ispitivana grupa sportista je bila heterogena grupa po svom sastavu, uzimajući u obzir i tip sporta (npr. individualni i kolektivni), ali i intenzitet bavljenja sportom i uspješnost u njemu (npr. dostignuti takmičarski nivo). Nadalje, uzorak našeg istraživanja je bio relativno mali – pogotovo u slučaju poredbene grupe – što nas onemogućava da procjenimo stabilnost veza između nekih aspekata EI koji su imali slabiju povezanost sa sportskom aktivnošću. Uz to, mnogo veći uzorak bi bio potreban i za provjeru eventualnog efekta moderatorskih varijabli (kao što su tip sporta, uspješnost u sportu i sl.). Konačno, instrumenti koje smo koristili imaju svoje nedostatke. Na primjer, STEU i STEM jesu provjeravani i upotrebljavani u nezavisnim istraživanjima (npr. Austin, 2010; Libbrecht & Lievens, 2012; Libbrecht, Lievens, Carette, & Côté, 2014) koja ukazuju na izvjesnu kriterijsku i konvergentno–diskriminativnu valjanost (kada su u pitanju mjere kognitivnih sposobnosti i crte ličnosti), ali očito je da postoje izvjesni psihometrijski nedostaci (npr. slaba diskriminativnost pojedinih stavki, različiti metodi skorovanja, niska interna konzistentnost). Takođe, iako UEK ima dobre psihometrijske karakteristike, njegovi rezultati bi trebalo da budu dopunjeni procjenama poznate druge osobe, a po mogućnosti i više njih. U kontekstu istraživanja u psihologiji sporta, procjene bi mogli da daju i treneri.

Bez obzira na navedena ograničenja, naši rezultati daju dovoljno razloga da se bavljenje sportom u adolescenciji posmatra kao mogući katalizator unapređenja emocionalnih kompetencija. Posebnu pažnju privlači nalaz da se utvrđene razlike među učenicima snažnije očitavaju na relativno složenijim aspektima emocionalne inteligencije. Mišljenja smo da naši nalazi mogu motivisati istraživače da se ozbiljnije posvete ovoj problematiki. Buduća istraživanja bi trebalo da nastave rasvjetljavati efekat EI koristeći, po pravilu, multimetodski pristup. Kao što smo napomenuli, longitudinalni istraživački pristup uz kontrolisanje intervenišućih varijabli (crte ličnosti, temperament, kognitivna sposobnost) bi mogao konačno razriješiti dileme o kauzalnom mehanizmu bavljanja sportom i razvoja emocionalne inteligencije. Potvrda kauzalnog efekta, posebno kada su u pitanju kom-

pleksni ponašajni aspekti regulacije, predstavljala bi iznimno važan argument za promociju sportske aktivnosti i takmičenja za široku populaciju djece, kako u srednjim školama, tako i na osnovnim nivoima obrazovanja.

## Reference

- Austin, E. J. (2010). Measurement of ability emotional intelligence: Results for two new tests. *British Journal of Psychology*, 101, 563–578. doi:10.1348/000712609X474370
- Botterill, C., & Brown, M. (2002). Emotion and perspective in sport. *International Journal of Sport Psychology*, 33, 38–60.
- Brackett, M. A., & Mayer, J. D. (2003). Convergent, discriminant, and incremental validity of competing measures of emotional intelligence. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 29, 1147–1158. doi:10.1177/0146167203254596
- Brackett, M. A., Mayer, J. D., & Warner, R. M. (2004). Emotional intelligence and its relation to everyday behaviour. *Personality and Individual Differences*, 36, 1387–1402. doi:10.1016/S0191-8869(03)00236-8
- Brackett, M. A., Rivers, S. E., & Salovey, P. (2011). Emotional intelligence: Implications for personal, social, academic, and workplace success. *Social and Personality Psychology Compass*, 5(1), 88–103. doi:10.1111/j.1751-9004.2010.00334.x
- Brannick, M. T., Wahi, M. M., Arce, M., & Johnson, H. A. (2009). Comparison of trait and ability measures of emotional intelligence in medical students. *Medical Education*, 43, 1062 – 1068. doi:10.1111/j.1365-2923.2009.03430.x
- Cohen, J. W. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Costarelli, V., & Stamou, D. (2009). Emotional Intelligence, Body Image and Disordered Eating Attitudes in Combat Sport Athletes. *Journal of Exercise Science & Fitness*, 7(2), 104–111. doi:10.1016/S1728-869X(09)60013-7
- Crombie, D.T., Lombard, C., & Noakes, T.D. (2009). Emotional Intelligence Scores Predict Team Sports Performance in a National Cricket Competition. *International Journal of Sports Science & Coaching*, 4(2), 209–224. doi:10.1260/174795409788549544
- Davis, S. K., & Humphrey, N. (2012). Emotional intelligence predicts adolescent mental health beyond personality and cognitive ability. *Personality and Individual Differences*, 52(2), 144–149. doi:10.1016/j.paid.2011.09.016
- Delacre, M., Lakens, D., & Leys, C. (2017). Why psychologists should by default use Welch's t-test instead of student's t-test. *International Review of Social Psychology*, 30(1), 92–101. doi:10.5334/irsp.82
- Gadermann, A. M., Guhn, M., & Zumbo, B. D. (2012). Estimating ordinal reliability for Likert-type and ordinal item response data: A conceptual, empirical, and practical guide. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 17(3).

- Gil-Olarreta, P., Palomera Martin, R., & Brackett, M. A. (2006). Relating emotional intelligence to social competence and academic achievement in high school students. *Psicothema, 18*, 118–123.
- Goleman, D. (1995). *Emotional intelligence*. New York: Bantam Books.
- Hanin, Y. L. (2000). Individual Zones of Optimal Functioning (IZOF) Model: Emotion Performance Relationships in Sports. In L. Y. Hanin (Ed.), *Emotion in Sport* (pp. 65–89). Champaign, IL: Human Kinetics.
- Jones, G. (2002). Performance excellence: A personal perspective on the link between sport and business. *Journal of Applied Sport Psychology, 14*, 268–281. doi:10.1080/10413200290103554
- Joseph, D. L., & Newman, D. A. (2010). Emotional intelligence: An integrative meta-analysis and cascading model. *Journal of Applied Psychology, 95*, 54–78. doi:10.1037/a0017286
- Kohr, R. L., & Games, P. A. (1974). Robustness of the analysis of variance, the Welch procedure and a box procedure to heterogeneous variances. *Journal of Experimental Education, 43*(1), 61–69. doi:10.1080/00220973.1974.10806305
- Kokkinos, C. M., & Kiprissi, E. (2012). The relationship between bullying, victimization, trait emotional intelligence, self-efficacy and empathy among preadolescents. *Social Psychology of Education, 15*(1), 41–58. doi:10.1007/s11218-011-9168-9
- Laborde, S., Dosseville, F., & Allen, M. S. (2016). Emotional Intelligence in Sport and Exercise: A Systematic Review. *Scandinavian Journal of Medicine & Science in Sports, 26*, 862–874. doi:10.1111/sms.12510
- Lane, A. M., Thelwell, R., Lowther, J., & Devonport, T. (2009). Emotional intelligence and psychological skills use among athletes. *Social Behavior and Personality, 37*(2), 195–201. doi:10.2224/sbp.2009.37.2.195
- Libbrecht, N., & Lievens, F. (2012). Validity evidence for the situational judgment test paradigm in emotional intelligence measurement. *International Journal of Psychology, 47*(6), 438–447. doi:10.1080/00207594.2012.682063
- Libbrecht, N., Lievens, F., Carette, B., & Côté, S. (2014). Emotional intelligence predicts success in medical school. *Emotion, 14*(1), 64–73. doi:10.1037/a0034392
- MacCann, C., & Roberts, R. D. (2008). Assessing emotional intelligence with situational judgment test paradigms: Theory and data. *Emotion, 8*, 540–551. doi:10.1037/a0012746
- MacCann, C., Pearce, N., & Roberts, R. (2011). Emotional intelligence as assessed by situational judgment and emotion recognition tests: Building the nomological net. *Psihologische teme, 20*(3), 393–412.
- MacCann, C., Roberts, R. D., Matthews, G., & Zeidner, M. (2004). Consensus scoring and empirical option weighting of performance-based Emotional Intelligence (EI) tests. *Personality and Individual Differences, 36*, 645–662. doi:10.1016/S0191-8869(03)00123-5

- Matthews, G., Zeidner, M., & Roberts, R. (2003). *Emotional Intelligence: Science and Myth*. Cambridge, MA: The MIT Press.
- Mayer, J. D., & Salovey, P. (1993). The intelligence of emotional intelligence. *Intelligence*, 17, 433–442. doi:10.1016/0160-2896(93)90010-3
- Mayer, J. D., & Salovey, P. (1995). Emotional intelligence and the construction and regulation of feelings. *Applied & Preventive Psychology*, 4, 197–208. doi:10.1016/S0962-1849(05)80058-7
- Mayer, J. D., & Salovey, P. (1997). What is emotional intelligence? In P. Salovey & D. J. Sluyter (Eds.), *Emotional development and emotional intelligence: Educational implications* (pp. 3-34). New York: Basic Books.
- Meyer, B. B., & Fletcher, T. B. (2007). Emotional intelligence: A theoretical overview and implications for research and professional practice. *Journal of Applied Sport Psychology*, 19, 1–15. doi:10.1080/10413200601102904
- Morey, R. D., & Rouder, J. N. (2015). *BayesFactor: Computation of Bayes Factors for Common Designs. R package version 0.9.12–2*. Preuzeto sa: <https://CRAN.R-project.org/package=BayesFactor>
- Murphy, K. R. (2014). *A critique of emotional intelligence: what are the problems and how can they be fixed?* New York, NY: Psychology Press. doi:10.4324/9781315820927
- Narimani, M., & Basharpoor, S. (2009). Comparison of Attachment Styles and Emotional Intelligence Between Athlete Women (Collective and Individual Sports) and Non-Athlete Women. *Research Journal of Biological Sciences*, 4, 216–221.
- Perlini, A. H., & Halverson, T. R. (2006). Emotional Intelligence in the National Hockey League. *Canadian Journal of Behavioral Science*, 38(2), 109–119. doi:10.1037/cjbs2006001
- Petrides, K. V. (2011). Ability and trait emotional intelligence. In T. Chamorro-Premuzic, S. von Stumm, & A. Furnham (Eds.), *The Wiley-Blackwell handbooks of personality and individual differences. The Wiley-Blackwell handbook of individual differences* (pp. 656–678). New Jersey: Wiley-Blackwell. doi:10.1002/9781444343120.ch25
- Petrides, K. V., & Furnham, A. (2001). Trait emotional intelligence: Psychometric investigation with references to established trait taxonomies. *European Journal of Personality*, 15, 425–448. doi:10.1002/per.416
- Revelle, W. (2017). *psych: Procedures for Personality and Psychological Research*. Northwestern University, Evanston, Illinois, USA. Preuzeto sa: <https://CRAN.R-project.org/package=psych> Version = 1.7.8.
- Rivers, S. E., Brackett, M. A., Reyes, M. R., Mayer, J. D., Caruso, D. R., & Salovey, P. (2012). Measuring Emotional Intelligence in Early Adolescence With the MSCEIT-YV: Psychometric Properties and Relationship With Academic Performance and Psychosocial Functioning. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 30, 344–366. doi:10.1177/0734282912449443

- Salovey, P., & Sluyter, D. J. (1999). *Emotional development and emotional intelligence: Implications for educators*. New York: Basic Books.
- Smith, T. W. (2004). Developing and evaluating cross-national survey instruments In S. Presser, J. M. Rothgeb, M.P. Couper, J.T. Lessler, E. Martin, J. Martin, et al. (Eds.), *Methods for testing and evaluating survey questionnaires* (pp. 431–452). Hoboken, NJ: Wiley. doi:10.1002/0471654728.ch21
- Stough, C., Clements, M., Wallish, L., & Downey, L. (2009). Emotional Intelligence in Sport: Theoretical Linkages and Preliminary Empirical Relationships from Basketball. In C. Stough, D. Saklofske, & J. Parker (Eds.), *Assessing Emotionale Intelligence: Theory, Research and Applications* (pp. 291–305). New York: Springer. doi:10.1007/978-0-387-88370-0\_15
- Stough, C., Saklofske, D., & Parker, J. (2009). A Brief Analysis of 20 Years of Emotional Intelligence: An Introduction to Assessing Emotional Intelligence: Theory, Research and Applications. In C. Stough, D. Saklofske, & J. Parker (Eds.), *Assessing Emotionale Intelligence: Theory, Research and Applications* (pp. 3–8). New York: Springer. doi:10.1007/978-0-387-88370-0\_1
- Szabo, A., & Urban, F. (2014). Do combat sports develop emotional intelligence? *Kinesiology*, 46(1), 53–60. doi:796.853.23:796.83:159.9.952
- Takšić, V. (1998). *Validacija konstrukta emocionalne inteligencije*. Nepublikovana doktorska disertacija. Filozofski fakultet, Univerzitet u Zagrebu.
- Takšić, V. (2002). Upitnici emocionalne inteligencije (kompetentnosti). U K. Lacković-Grgin, A. Bautović, V. Ćubela i Z. Penezić (ur.), *Zbirka psihologičkih skala i upitnika* (str. 27–45). Filozofski fakultet, Zadar.
- Takšić, V., Mohorić, T. i Munjas, R. (2006). Emocionalna inteligencija: teorija, operacionalizacija, primjena i povezanost s pozitivnom psihologijom. *Društvena istraživanja*, 4–5, 729–752.
- Takšić, V., Mohorić, T., & Duran, M. (2009). Emotional skills and competence questionnaire (ESCIQ) as a self-report measure of emotional intelligence. *Psihološka obzorja*, 18(3), 7–21.
- Takšić, V., Rukavina, T., & Linardić, M. (2005). Emotional intelligence in high school students in regular and sport grammar school. In D. Milanović, & F. Prot (Eds.), *4th International Scientific Conference on Kinesiology – Science and profession – Challenge for the future* (str. 679–682). Zagreb: Faculty of kinesiology, University of Zagreb.
- Torchiano, M. (2017). *effsize: Efficient Effect Size Computation. R package version 0.7.1*. Preuzeto sa: <https://CRAN.R-project.org/package=effsize>
- Trinidad, D. R., & Johnson, C. A. (2000). The association between emotional intelligence and early adolescent tobacco and alcohol use. *Personality and Individual Differences* 32, 95–105. doi:10.1016/S0191-8869(01)00008-3
- Vallerand, R. J., & Blanchard, C. M. (2000). The study of emotion in sport and exercise. In L. Y. Hanin (Ed.), *Emotions in Sport* (pp. 3–37). Champaign, IL: Human Kinetics.

- Van Rooy, D. L., Alonso, A., & Viswesvaran, C. (2005). Group differences in emotional intelligence scores: Theoretical and practical implications. *Personality and Individual Differences, 38*, 689–700. doi:10.1016/j.paid.2004.05.023
- Van Rooy, D. L., Viswesvaran, C., & Pluta, P. (2005). An Evaluation of Construct Validity: What Is This Thing Called Emotional Intelligence? *Human Performance, 18*(4), 445–462. doi:10.1207/s15327043hup1804\_9
- Warwick, J., & Nettelbeck, T. (2004). Emotional intelligence is ... ? *Personality and Individual Differences, 37*, 1091 – 1100. doi:10.1016/j.paid.2003.12.003
- Zizzi, S. L., Deaner, H. R., & Hirschhorn, D. K. (2003). The relationship between emotional intelligence and performance among college baseball players. *Journal of Applied Sport Psychology, 15*, 262–269. doi:10.1080/10413200305390

**Duško Lepir**

Institute of Sport,  
Faculty of Physical  
Education and Sport,  
University of Banja  
Luka

**Siniša Lakić**

Department of  
Psychology, Faculty  
of Philosophy,  
University of Banja  
Luka

**Vladimir Takšić**

Department of  
Psychology, Faculty  
of Philosophy,  
University of Rijeka

**RELATIONS BETWEEN SPORT AND  
EMOTIONAL INTELLIGENCE AT HIGH  
SCHOOL AGE**

Simultaneously a very popular and methodologically controversial construct of emotional intelligence has been associated with a plethora of relevant external variables of psychological functioning in various life domains. Although there are theoretical considerations linking sport participation and emotional intelligence, the lack of research on the topic is particularly apparent when it comes both to our region and the adolescent population. The aim of our study was to explore whether sport participation among high school students is associated with emotional intelligence, conceptualized both as a trait and as an ability. The sample comprised 191 high school students (61.1% females, age range: 14 to 19 years) to whom we administered the self-report questionnaire UEK45 with a three-factor structure, and two objective situational tests of emotional intelligence, STEU and STEM. Our results confirmed the need to distinguish the emotional intelligence constructs measured by self-assessment questionnaires and objective tests. Furthermore, we observed that – even when controlled for age and gender – the athletes score higher on all measures, this being more evident on objective tests. In our paper we discuss potential explanations for the differences obtained on hierarchically more complex levels of emotional intelligence and we emphasize the need for a multimethod approach when assessing emotional competences in young athletes whether for research or professional purposes.

**Key words:** abilities, adolescence, emotional intelligence, personality traits, sport

**Selka Sadiković  
Ilija Milovanović<sup>1</sup>  
Milan Oljača**

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

## ANOTHER PSYCHOMETRIC PROOF OF THE ABBREVIATED MATH ANXIETY SCALE USEFULNESS: IRT ANALYSIS<sup>2</sup>

The aim of this research is the psychometric evaluation of the Abbreviation Math Anxiety Scale (AMAS) on a sample of high school students. AMAS operationalizes math anxiety as a two-dimensional construct, basing its main components on the context model: math learning anxiety (MAL) and math evaluation anxiety (MAE). MAL represents the tendency of manifesting mathematical anxiety during the process of learning mathematics, while MAE represents math anxiety present in all situations that imply formal evaluation of math knowledge. The sample consisted of 514 high school students (45.3% male), aged 15 to 19. Confirmatory factor analysis pointed that AMAS is a one-dimensional scale with two facets, with the bifactorial solution showing the best fit parameters. Psychometric attributes of AMAS were tested by using Item Response Theory. Items and the questionnaire showed appropriate psychometric properties. The AMAS scale has expected patterns of relatedness with mathematical achievement, motivation for learning math, age and gender.

**Key words:** AMAS, high school, Item Response Theory, math anxiety

<sup>1</sup> Corresponding author email:  
[ilijamilovanovic@ff.uns.ac.rs](mailto:ilijamilovanovic@ff.uns.ac.rs)

<sup>2</sup> The data collected on the same sample were used in following research:

- Milovanović, I. (2016). Implicitne teorije inteligencije i motivacija za učenje matematike kod učenika srednjih škola [Implicit theories of intelligence and motivation for learning mathematics in high school students]. *Nastava i vaspitanje*, 65(3), 509–524.
- Milovanović, I., & Kodžopeljić, J. (2018). Faktorska struktura i konvergentna validnost upitnika matematičke anksioznosti za učenike srednjih škola [Factor structure and convergent validity of Math Anxiety Questionnaire for high school students]. *Nastava i vaspitanje*, 67(1), 113-128.

Primljeno: 16. 07. 2018.  
Primljena korekcija:  
10. 09. 2018.  
Prihvaćeno za štampu:  
17. 09. 2018.

## Introduction

Mathematical anxiety (MA) represents negative emotional and behavioral reactions in the situations which include numbers, mathematics and the use of math operations, in contexts of education, employment, as well as in the everyday life (Ashcraft & Moore, 2009; Ma & Xu, 2004; Ramirez, Gunderson, Levine, & Beilock, 2013). Nearly 6-20% of people suffer from a number of psychological symptoms caused by anxiety present in the situations where it is necessary to manipulate with some numerical information (Eden, Heine, & Jacobs, 2013; Glaister, 2007). Math anxiety is a global and international phenomenon (Foley et al., 2017; OECD, 2013), and the results of PISA testing suggest that about 60% of high school students from various countries (e.g., Greece, Serbia, United Arab Emirates) encounter the problem of math anxiety, which is significantly higher compared to the OECD average (Baucal & Pavlović-Babić, 2010; Foley et al., 2017). Additionally, results of some meta-analysis (Hembree, 1990; Ma, 1999) suggest that math anxiety in high school students correlates with most of other anxiety measures, and that it is not a consequence of lower intelligence (Prevatt, Welles, Li, & Proctor, 2010; Wu, Barth, Amin, Malcarne, & Menon, 2012).

In regards to gender differences, most recent results showed a higher prevalence of math anxiety during a high school education in girls (Else-Quest, Hyde, & Linn, 2010; Hunt, Clark-Carter, & Sheffield, 2011; Maloney, Waechter, Risko, & Fugelsang, 2012; Primi, Busdraghi, Tomasetto, Morsanyi, & Chiesi, 2014). On the other hand, Ma (1999) showed that there was no gender difference in the correlation between math anxiety and math achievement. Math anxiety was also shown to be more stable over time in female compared to male individuals. It was important to note that there were also studies reporting no gender differences, or even higher math anxiety in male participants (for a short review see Devine, Fawcett, Szucs, & Dowker, 2012). Results of PISA 2012 study (OECD, 2013) showed that in vast majority of OECD countries, average effect size of gender difference was small, but meaningful ( $d = .30$ ).

Math anxiety has numerous consequences on educational outcomes since elementary school (e.g., Milovanović, 2018; Ramirez et al., 2013), with the highest negative impact in secondary school (Hembree, 1990; Ma, 1999). Most of researches suggest a negative correlation between math anxiety and achievement on final math tests in a sample of high school students (e.g., Aschcraft & Kirk, 2001; Ashcraft & Moore, 2009). Math anxiety represents a risk factor for lower mathematical achievement (Arambašić, Vlahović-Štetić, & Severinac, 2005; Ashcraft, 2002; Ma & Xu, 2004; Ramirez et al., 2013), and its negative influence on mathematical achievement peaks at the very beginning of the high school (Hembree, 1990). However, there is no consensus on whether senior or junior students have more pronounced mathematical anxiety. Although a large number of studies indicate more pronounced mathematical anxiety among senior secondary school students, there is also a number of studies which results represent the indications

of non-existent age differences (for a short review see Dowker, Sarkar, & Looi, 2016).

The high math anxiety also makes negative correlations with motivation to study math (Maloney et al., 2012), the feeling of usefulness of math, satisfaction while applying math, and positive correlations with a lack of interest in math in high school (Milovanović & Kodžopeljić, 2018; Vahedi & Farrokhi, 2011). It is clear that math anxiety has some specific types of patterns with other psychological and educational measurements, which help teachers, parents and counselors in order to help students to overcome its negative consequences. In light of these findings, there is an urgent need to improve the existing tools that assess MA, and deepen our understanding of the relationship between MA and math performance.

## Models and Structure of Math Anxiety: Aspect of Context

Besides operationalization of math anxiety through affective and cognitive components (Wigfield & Mecce, 1988), recent researches emphasize the importance of the context which reflect, its negative influence on educational outcomes. The aspect of the context implies two contexts in differentiating MA: MA during learning math and MA during the evaluation of mathematical knowledge (Hopko, Mahadevan, Bare, & Hunt, 2003). Math anxiety is operationalized in the literature via several instruments, most commonly via general measure of MA (Aschcraft & Kirk, 2001; Krinzinger, Kaufmann, & Willmes, 2009; Núñez-Peña, Guilera, & Suárez-Pellicioni, 2013; Richardson & Suinn, 1972). An extensive overview of the literature shows the Abbreviated Math Anxiety Scale (AMAS), as the most commonly used in the research of this construct, which was found to have strong test-retest reliability, and good internal consistency and validity (e.g., Hopko, 2003; Hopko et al., 2003). Hopko et al. (2003) have extracted two factors – mathematical anxiety during the process of learning math, and mathematical anxiety during the evaluation of mathematical knowledge. The two-factor structure has been replicated in the research in German (Schillinger, Vogel, Diedrich, & Grabner, 2018), Spanish (Núñez-Peña, Suárez-Pellicioni, Guilera, & Mercadé-Carranza, 2013), Iranian (Vahedi & Farrokhi, 2011), Polish (Cipora, Szczygiel, Willmes, & Nuerk, 2015) and Italian (Primi et al., 2014) sample, and it shows appropriate psychometric characteristics, although there is no a clear evidence about differential functioning of the AMAS items.

The development of contextual measures of MA and their incorporation into the research designs enable a deeper understanding of the correlation among the conceptual measures, such as the cognitive and affective component of MA, and different situational variables. Previous research has shown that the environment, in which learning or evaluation takes place, can play a key role in developing a fear of math (e.g., Dogan, 2008). Therefore, this research contributes to understanding of different potential effects of MA on the educational and motivational outcomes, as well as the possibility of its regulation in the contexts of learning, achievement and evaluation.

## The Present Study

The importance of math anxiety beyond the high school sample has been shown in a number of foreign (e.g., Arambašić et al., 2006; Cipora et al., 2015; Hopko et al., 2003; Schillinger et al., 2018), and national (e.g., Milovanović & Kodžopeljić, 2018; Radišić, Videnović, & Baucal, 2018) researches. Most previous MA questionnaires have been tested only for English-speaking students, but the AMAS has been evaluated in other different languages as well. Given the high prevalence rate of MA among these groups of students in Serbia (Baucal & Pavlović-Babić, 2010; OECD, 2013) and the potentially detrimental consequences of MA for their performance in mathematics (Ashcraft & Moore, 2009), it seems important to adapt a questionnaire which will enable easier detection and potential prevention of mathematical anxiety in Serbia, as a part of the international rationale. In comparison to instruments of psychological assessment of anxiety, few research has focused on examining the psychometric properties of math anxiety measures. Given the good psychometric properties of the AMAS (Hopko et al., 2003), and its development towards becoming an international standard for assessing MA (Campbell, 2004), adapting the AMAS into Serbian appeared to be a good choice in order to fill this gap. The test adaptation for local samples is a strategy that may reduce bias and minimize impact on the cross-cultural equivalence of the test scores (van de Vijver & Tanzer, 2004). Based on some previous research, it can be observed that the factorial structure of the questionnaire is stable, but that some researches use AMAS as a one-dimensional scale (e.g., Devine et al., 2012), contrary to versions which separate MA during learning math, and during evaluation of mathematical knowledge. Also, there is no evidence about differential functioning of the AMAS items. This is a very important question, since some of the items saturate both factors of AMAS (Schillinger et al., 2018).

The first goal of this research is the verification of the factor structure of the AMAS scale. The second goal of the research is the psychometric evaluation of the AMAS scale based on the Item Response Theory – IRT. IRT combines confirmatory factor analysis, invariety of item comparison, as well as item precision which allows it to differentiate among the subjects with different levels of the measured trait in different parts of the continuum of the latent trait. Some additional goals of the research are verifying convergent validity of the AMAS scale via correlations with the Math Anxiety Questionnaire (MAQ), mathematical achievement, motivation for learning math, and examination of gender differences. A negative correlation of the dimensions of the AMAS and mathematical achievement (e.g., Ashcraft, 2002; Ma & Hu, 2004), usefulness of math, interest in math, and satisfaction with math, is expected, as well as a positive correlation with the lack of motivation (Milovanović & Kodžopeljić, 2018; Vahedi & Farrokhi, 2011). Moderate positive correlations are expected between dimensions of the two scales of mathematical anxiety (AMAS and MAQ), based on their conceptual similarities. Although this is a pioneering study of the AMAS items differential functioning, we can assume that other psychometrics

characteristics would be similar to those obtained in the samples from other linguistic and cultural backgrounds. This includes similarities in psychometric properties, as well as the average scores, and gender/age differences in which female and the first-year students should exhibit higher math anxiety.

## Method

### The Sample and Procedure

A total number of 514 high school students (45.3% male) from Serbia participated in the research. Participants were aged 15 to 19 (the average age was 16.7); 33.2% of participants attended the first grade, 21.7% of participant attended the second grade, 23% of participants attended the third grade, and 22.1% of participants attended the fourth grade of grammar (45.7%) or vocational (54.3%) high school. The minimum sample size required to identify medium-sized effects in SEM studies was calculated in accordance with the recommendations (Westland, 2010). The estimated minimum sample size, corrected for Likert type response items, was 400, indicating that the size of the sample in this study was appropriate. The research was conducted by using a pen-and-paper method. Before administering questionnaires, the purpose of the research was explained to the students, as well as the procedure of data protection and the anonymity of their responses. The authors of the research presented the problem of mathematical anxiety to the students, and explained that the aim of the research was to adapt the questionnaire for use in Serbian population of students in order to detect and overcome the problem of math anxiety in the future. The parents of the students and the principals of all schools gave their consent for conducting the research prior to the start of the research itself.

### Instruments and Measures

**Abbreviated Math Anxiety Scale (AMAS: Hopko et al., 2003, items presented in Table 3, Serbian version presented in Table A in Appendix).** This scale consists of 9 items with a five-point Likert scale (ranging from 1 – *not nervous at all* to 5 – *very nervous*). The authors of the scale suggest two dimensions of the AMAS questionnaire: math anxiety during learning math (MAL), and math anxiety during the evaluation of math knowledge (MAE). The questionnaire was translated from English to Serbian using a forward-translation method. Two professional bilingual translators, with knowledge of education and psychology, worked independently, and then they compared their translations to identify any variance in translation, in order to assess equivalence. Translators have been employed as assistant professors/lectures at University of Novi Sad. Minor differences in back-translation of AMAS have been solved by consensus between translators.

**Mathematical Anxiety Questionnaire (MAQ: Wigfield & Meece, 1988, Serbian version: Milovanović & Kodžopeljić, 2018).** Serbian version of the scale contains 11 items, with a seven-point Likert scale (ranging from 1 – *I completely disagree* to 7 – *I completely agree*). The previous research on Serbian samples shows a two-factorial structure of MAQ: Worry ( $\alpha = .86$ ) which measures the level of the student's concern in regards to math achievement, and Negative Affective Reaction ( $\alpha = .85$ ), which measures negative emotional states during math activity at school (Milovanović & Kodžopeljić, 2018).

**Student Motivation to Learn Mathematics Scale (SMOT; Githua & Mwangi, 2003, Serbian version: Milovanović, 2016).** This scale contains 28 items, with a five-point Likert scale (ranging from 1 – *I completely disagree* to 5 – *I completely agree*). A factor analysis in the previous research has shown that SMOT contains 4 subscales (Milovanović, 2016). Usefulness ( $\alpha = .85$ ) implies the relevance of math in the everyday life; Satisfaction ( $\alpha = .83$ ) implies satisfaction during learning math; Lack of Motivation ( $\alpha = .79$ ) implies unconcern about math achievement, and Interest ( $\alpha = .83$ ) implies the interest in pursuing math. We used SMOT and MAQ to provide estimates of convergent validity for the AMAS scores.

**Mathematical achievement.** This measure was calculated for every student by applying the average of math grades at half-term and the end of the school year.

## Data Analysis

Statistical and psychometric data analysis was conducted in R environment, version 3.3.0 (R CoreTeam, 2016). Descriptive parameters, correlation coefficients and confirmatory factor analysis were calculated in *psych* package, version 1.5.8 (Revelle, 2015). The calculation of the omega function and reliability coefficients ( $\omega$ ) was conducted by using the *Omega* program (Watkins, 2013). The omega coefficient should be higher than .75, and minimally higher than .50 (.41 – .60 is satisfactory, .61 – .80 is moderately high, and .81 – 1.0 extremely high) (Zinbarg, Revelle, Yovel, & Li, 2005). Internal validity of the AMAS questionnaire was verified by using a confirmatory factor analysis in the statistical package *lavaan* (Rosseel, 2012). Analysis parameters were calculated by using the method of maximum likelihood (ML). Model evaluation was conducted based on the comparative fit index and the Tucker–Lewis index (CFI and TLI – optimal values higher than .95, acceptable higher than .90), the root mean square error of approximation (RMSEA), and the standardized root mean square residual (SRMR) (RMSEA and SRMR – optimal values lower than .05, acceptable lower than .08) and the quotient  $\chi^2/df$  (recommended  $< 2$ ) (Ching-Yun, 2002; Kline, 2010). Psychometric characteristics of the items and the AMAS scale were analyzed by using Item Response Theory (IRT). A two-parameter model (2PL) was used for items with gradated response (GRM; Samejima, 1969). Item discrimination ( $\alpha$  – slope parameter), represents the ability of an item to differentiate persons with different levels of a latent trait, and the weight parameter ( $\beta$  – the value of the latent trait of the participant on

which the participant with a certain level of the trait has a 50% chance to select a lower or higher category of response) represent basic 2PL parameters of GRM model (DeMars, 2010; Morizot, Ainsworth, & Reise, 2007). The analysis was conducted in the *Itm* package (Rizopoulos, 2006).

## Results

### Descriptive Parameters of the AMAS Scale

Based on the skewness and kurtosis parameters (Table 1), it could be concluded that the distribution of scores followed the assumptions of a normal distribution (Tabachnick & Fidell, 2013). Comparing theoretical and empirical arithmetical means, it could be established that the participants more tended to disagree with the items. The same results could be seen for individual dimensions of the AMAS scale.

**Table 1**  
*Descriptive parameters for sub-dimensions and the overall score of the AMAS scale*

	Item number	Min	Max	M	Theoretical M	SD	Sk	Ku
MAL	5	5	25	10.44	15	4.81	0.78	-0.01
MAE	4	4	20	10.92	12	4.28	0.11	-0.80
MA	9	9	45	21.36	27	8.12	0.48	-0.17

*Notes:* Min – minimum, Max – maximum, M – arithmetical mean, SD – standard deviation, Sk – skewness, Ku – kurtosis.

### Dimensionality and Model Construct Validity Verification

Five models were evaluated to test the concordance of the structural model with the empirical data: a one-factor model (1); a two-factor model with correlated dimensions (2), a two-factor model with orthogonal dimensions (3); a hierarchical model with two lower-level factors (4) and a bifactorial model with one general factor and two specific factors (5). Results of Confirmatory Factor Analysis (Table 2) point to the conclusion that models 2, 4 and 5 could describe the structure of empirical data more adequately in comparison to models 1 and 3. The comparison of AIC and BIC coefficients, and the values of CFI and RMSEA fit index differences for models 2, 4 and 5 leads to the conclusion that the model 5 most adequately describes empirical data (Hirschfeld & von Brachel, 2014).

Table 2  
*Confirmatory models fit indexes*

	CFI	TLI	RMSEA (95 CI)	SRMR	$\chi^2$	df	$\chi^2/df$	AICc	BIC
M1	0.81	0.75	0.15 (.14 – .17)	0.08	346.6	27	12.84	14473	14548
M2	0.88	0.84	0.09 (.07 – .10)	0.06	225	26	8.7	14353	14432
M3	0.79	0.72	0.12 (.11 – .14)	0.08	385.5	27	14.3	14511	14586
M4	0.88	0.83	0.12 (.11 – .14)	0.08	225	25	9.0	14355	14438
M5	0.97	0.94	0.07 (.05 – .09)	0.03	65.6	18	3.6	14213	14322

Notes. M1 – a one-factor model, M2 – a two-factor model with correlated factors, M3 – a two-factor model with orthogonal factors, M4 – a hierarchical model with two lower-level factors, M5 – a bifactorial model.

The bifactorial model, with one main and two specific factors for the AMAS scale, has satisfactory indices of fit. The RMSEA coefficient is borderline, while SRMS, TLI and CFI coefficients have satisfactory values. The quotient of  $\chi^2/df$  is higher than 2 and not satisfactory, but overall, this model shows best indicators of fit. The value of the omega reliability coefficient for specific factors ( $MAL_s = .62$ ,  $MAE_s = .60$ ) is satisfactory, and extremely high for the general factor ( $MA_g = .84$ ), i.e. the general factor contrives a high percentage of total explained variance of the construct. Cronbach's  $\alpha$  reliability coefficients of MA factors are on a satisfactory level ( $MAL_s = .80$ ,  $MAE_s = .76$ ;  $MA_g = .85$ ).

Table 3  
*Loadings of individual items on the AMAS scale factors*

No	Item content	MA <sub>g</sub>	MAL <sub>s</sub>	MAE <sub>s</sub>
1	Having to use the tables in the back of a math book.	.42	<b>.09</b>	
3	Watching a teacher work an algebraic equation on the blackboard.	.65	.34	
6	Listening to the lecture in math class.	.61	.59	
7	Listening to another student explaining a math formula.	.50	.43	
9	Starting a new chapter in a math book.	.58	.44	
2	Thinking about an upcoming math test 1 day before.	.61		.84
4	Taking an examination in a math course.	.56		.41
5	Being given a homework assignment of many difficult problems that is due the next class meeting.	.79		<b>-.15</b>
8	Being given a “pop” quiz in math class.	.53		.13

The loadings of the AMAS scale items on the general factor (Table 3) are moderate and satisfactory, while certain items have higher loadings on the respective specific factors MAL and MAE. Most items have highest loadings on the general factor of mathematical anxiety.

### **Item Response Theory (IRT) Models Implemented on the AMAS**

Correlations between items' residuals after calculating the bifactorial model are shown in Table B in Appendix. No correlations surpassing the critical value of .20 were observed (Morizot et al., 2007). Accordingly, it could be assumed that the condition of local independence has been fulfilled. Both conditions (one-dimensionality and local independence) for the implementation of Item Response Theory models have been fulfilled.

Based on the aforementioned, IRT analysis was conducted on all items of the AMAS scale, with a single overall measure of MA. A 2PL model was used for the analysis of items with defined categories. A free discrimination parameter model was used (Table C in Appendix). LRT (Likelihood Ratio Test) showed a significant difference among the models of limited and free discrimination parameter. The free discrimination parameter model showed the lower AIC and BIC coefficient values, thus showed to be a model with better indicators of fit.

Table 4 shows 2PL model parameters for items with defined response categories for the AMAS scale overall.

Table 4

*Response threshold difficulty ( $\beta$ ), discrimination/slope ( $a$ ) and informativeness ( $I$ ) of the AMAS scale*

Item	$a$	Threshold difficulty				Informativeness (logit range)				
		$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	-3/-1	-1/1	1/3	$I(o)$ (-3/3)	% $I(o)$
amas1	1.02	0.03	0.63	2.75	3.38	0.22	0.55	0.61	1.38	66.87
amas2	1.54	-1.28	-0.31	0.35	1.18	0.89	1.48	0.83	3.20	94.42
amas3	2.05	-0.14	0.44	1.07	1.62	0.27	3.08	2.30	5.65	98.55
amas4	1.40	-1.45	-0.54	0.22	1.17	0.84	1.21	0.72	2.77	91.87
amas5	1.99	-0.11	0.51	1.11	1.77	0.28	2.10	1.80	4.19	35.28
amas6	2.05	-0.05	0.49	1.06	1.44	0.18	3.87	2.52	6.58	99.49
amas7	1.85	-0.02	0.60	1.31	1.92	0.25	1.78	1.71	3.74	94.26
amas8	1.25	-0.74	0.03	0.92	1.61	0.47	0.96	0.75	2.18	89.44
amas9	2.04	-0.07	0.55	1.16	1.61	0.16	2.99	2.44	5.59	98.69

*Note.*  $I(o)$  – overall informativeness in logits, % $I(o)$  – overall informativeness in percentages, amas1...9 – items as numerated in AMAS.

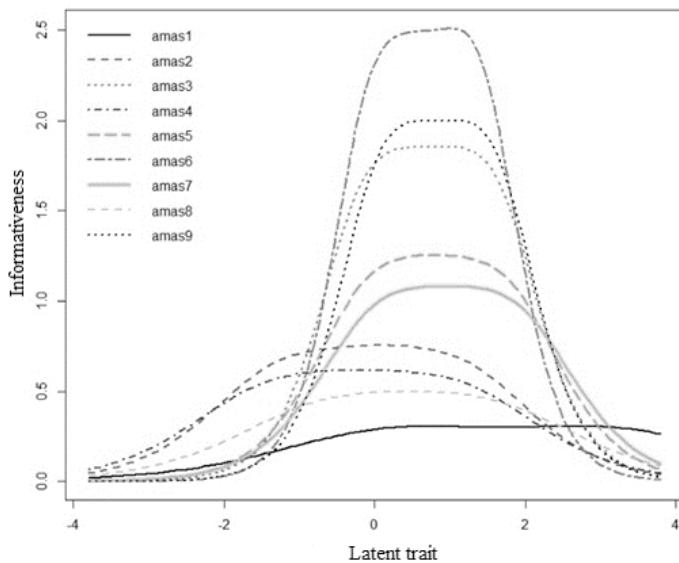
Discrimination of all items is either high (amas8 – 1.25) or very high (amas3, amas6 – 2.05). Therefore, all items discriminate participants with low or high levels of mathematical anxiety. Threshold difficulty of all items rises between higher item categories, i.e. it takes a higher level of trait for the participant to agree with the statement. For lower levels of MA trait, thresholds are of a lower difficulty, while highest thresholds can be observed moving from the fourth to the fifth category of response (threshold β4 – “*I'm usually nervous*” to “*I'm very nervous*”). It can be concluded that thresholds for lower categories are generally lower, and higher for higher thresholds, which is expected considering that the test is generally more suited for participants with a higher trait level.

Almost all the items relating to mathematical anxiety are most informative in the moderate to high levels of the MA trait (from -0.05 to 2 logits), except the item “Having to use the tables in the back of a math book”, which also has the lowest loadings on the main factor. This item is most informative in the highest logit range (from 1 to 3), and it generally shows the lowest discrimination, as well as the overall informativeness (1.38), even though both its parameters are satisfactory. However, the model of AMAS with 8 items did not appear significantly better (Table 5).

**Table 5**  
*Indexes of fit of the tested models with the empirical data*

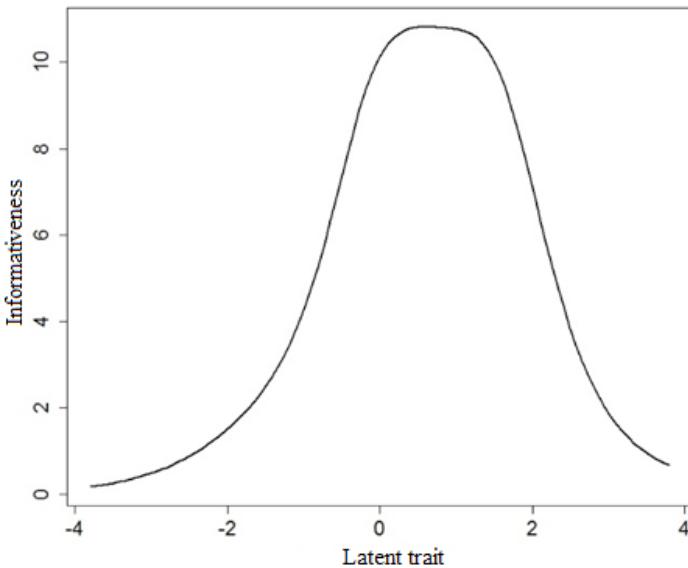
	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	AICc	BIC
Bifactorial model	.97	.96	.07 (.05 – .08)	.03	14213	14322
Bifactorial model AMAS8	.98	.95	.07 (.05 – .10)	.03	12683	12780

The informativeness function of individual items of the AMAS scale is represented on Graph 1. It is observable that items are generally most informative in the moderate to high range (-0.5 – 2 logits). The functions are mildly skewed to the right, i.e. towards higher levels of the latent trait, which is in accordance with the conclusion that the scale is generally more suited for participants with a higher trait level.



Graph 1. Function of informativeness of the AMAS scale items.

Graph 2 shows the function of informativeness of the complete AMAS scale. This function also shows that the informativeness of the scale overall is highest in the range of moderate to high trait scores, mildly skewed to the right (-2 – 2 logits).



Graph 2. Function of informativeness of the entire AMAS scale

In regards to comparing items fits, the results by item pairs are given in Table D in Appendix. The results show that items overall show good fit, and that misfit is present only in one pair of items: "amas2" and "amas4".

### **Convergent Validity of the AMAS Scale**

The factors of the AMAS scale have significant correlations with all used measures (Table 6). Correlations with mathematical achievement are weak and negative, and correlations with the dimensions of the MAQ scale are positive and moderate, while correlations with motivation measures and the AMAS scale are weak to moderate (Evans, 1996). All correlations of the AMAS scale with the dimensions of motivations are negative, except those with the Lack of Motivation.

Table 6

*Correlations of the AMAS scale with math achievement, dimensions of MAQ and SMOT*

	MA <sub>g</sub>	MAL <sub>s</sub>	MAE <sub>s</sub>
Mathematical Achievement	-.22**	-.21**	-.16**
Worry (MAQ)	.45**	.44**	.55**
Negative Affective Reaction (MAQ)	.35**	.35**	.50**
Relevance (SMOT)	-.17**	-.17**	-.11*
Satisfaction (SMOT)	-.26**	-.26**	-.24**
Lack of Motivation (SMOT)	.40**	.38**	.38**
Interest (SMOT)	-.18**	-.18**	-.20**

*Note.* \*  $p < .05$ . \*\*  $p < .01$ .

### **Relations of the AMAS Scale with Demographical Characteristics**

The observation of data in Table 7 leads to the conclusion that girls achieve significantly higher scores on MAE than boys, also achieving higher math grades than boys,  $t = -3.37$ ;  $df = 512$ ;  $p < .001$ . Results also point to significantly higher scores on the general measure of mathematical anxiety in first-graders in comparison to fourth-graders.

Table 7  
*Relations of AMAS scale dimensions with age and gender*

	Gender	Gender differences			Age differences				G-G
		M	SD	t	Grade	M	SD	F	
1-2									
Math Learning Anxiety	Male	10.73	4.89		1	10.83	5.21		1-3
				1.26	2	10.57	4.63	3.07**	1-4*
	Female	10.20	4.73		3	10.90	4.64		2-3
3-4									
Math Evaluation Anxiety	Male	10.45	4.20		1	11.23	4.46		1-2
				-2.28*	2	10.94	4.33	1.80	1-3
	Female	11.31	4.31		3	11.21	4.26		2-3
3-4									
Math anxiety (general)	Male	21.18	8.16		1	22.05	8.95		1-2
				-0.45	2	21.51	7.79	3.05**	1-3
	Female	21.51	8.10		3	22.11	7.90		2-3
3-4									

Notes. t – t test, F – F test, G-G – comparison of students by grade.

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

Given gender differences in performance were further examined within a framework of a multigroup CFA to test for configured measurement invariance between the genders. The fit of the multi-group model was acceptable, CFI = 0.981, TLI = 0.955, RMSEA = 0.064, CI = [0.040, 0.086], SRMR = 0.028, suggesting that the factor structure and the loading pattern were similar across both genders. Testing for weak measurement invariance (i.e. constraining the loadings) slightly improved the model fit, CFI = 0.983, TLI = 0.973, RMSEA = 0.049, CI = [0.027, 0.040], SRMR = 0.040, compared to the multi-group model. Testing for strong measurement invariance (i.e. constraining the loadings and thresholds) reduced the model fit CFI = 0.973, TLI = 0.962, RMSEA = 0.059, CI = [0.040, 0.077], SRMR = 0.039, compared to the weak measurement invariance model. The reduction

in CFI between this model and the weak measurement invariance model ( $\Delta\text{CFI} = 0.010$ ) reached the cut-off of 0.010 (Hirschfeld & von Brachel, 2014), suggesting that the model was non-invariant. Items 2 and 4 have large modification items for loading and threshold.

## Discussion

The verification of the AMAS based on confirmatory models suggests that it is a one-dimensional construct, while the bifactorial model shows the best parameters of fit. The questionnaire generally shows good metric characteristics and solves the dilemma of whether the AMAS scale has a one-dimensional or a two-dimensional structure to a certain degree (Ashcraft & Kirk, 2001; Hopko et al., 2003). In this research it has been shown that the AMAS scale is one-dimensional with one general and two specific factors, as well as that math learning anxiety and math evaluation anxiety are facets of the dimension of mathematical anxiety.

In concordance with the theory of the math anxiety concept, participants showed a slightly lower level of agreement with statements of the AMAS scale. Accordingly, the facets of math learning anxiety and math evaluation anxiety as well as the general factor of math anxiety, appeared to be somewhat more suited for participants with a higher trait level. The authors stated that increased MA was a widespread problem, especially in the context of educational outcomes, equally observed abroad (e.g., Chinn, 2009), as well as in Serbian sample (Baucal & Pavlović-Babić, 2010). Gender differences were observed only on the dimension of math evaluation anxiety. High school girls achieved higher grades in math, and experienced a higher level of mathematical anxiety in situations of evaluation. It is possible that they were more achievement-oriented, striving for good results, hence anticipation of failure in achieving these goals led to more concern, which was partly in accordance with the assumptions of some researchers (Else-Quest et al., 2010, Maloney et al., 2012; Primi et al., 2014). Observed age differences between the first and the fourth year of high school are in accordance with some research of mathematical anxiety in high school students (e.g., Hembree, 1990). It appears that students of the first year are generally more concerned about their achievement in comparison to the fourth-graders; the first grade is also the grade of adaptation to the new conditions of education. Besides adaptation to the new conditions, it is possible that the first-graders do not have fully formed expectations about their math achievement and competencies in general: the first-graders potentially observe the levels of their knowledge most unsteadily, which is in accordance with the transitional period they are going through on their transgression between elementary and high school education.

AMAS scale best discriminates participants with moderate to mildly increased levels of trait, i.e. it is most informative in the mildly above-average range of trait. The distribution of informativeness is skewed mildly to the right, towards

somewhat higher levels of trait. Considering that mathematical anxiety is generally enhanced in the population (Ashcraft & Moore, 2009), it is necessary to devise a test which will be most informative precisely in the range of average to mildly increased levels of the MA trait. It is observed that the most informative trait is "Listening to the lecture in math class", followed by "Watching a teacher work an algebraic equation on the blackboard". Content analysis of items shows that those traits represent MA in connection with misunderstanding or partially understanding math content. It is possible that this mathematical anxiety refers to a state, or feelings and cognition during math lessons. These items best differentiate participants with lower and higher levels of the MA trait, i.e. they have the highest discrimination. This information potentially points to MA, not depending mostly on the test situation, or the process of learning math, but the perception of students that they cannot understand the material they are listening to, or their belief that they will not be able to learn and reproduce it later. These cognitions have their emotional consequences, such as feelings of helplessness and passive (lack of) participation in math class, which has been confirmed by the previous research (Prevatt et al., 2010). Observing the levels of informativeness of individual items, it can be concluded that the item "Having to use the tables in the back of a math book" deviates from other items in such a way that it is the most informative in the above-average levels of the MA trait: the content of this item provokes MA, especially in those participants who already have the above-average levels of MA. It can be assumed that the content of this item partially is not suitable for the measuring math anxiety in students, which is also shown on other local samples (Caviola, Primi, Chiesi, & Mammarella, 2017). Additionally, it remains unclear whether this item references anxiety due to the (in)ability to understand the table or the fact that the student requires an additional information from the back of the book to solve a mathematical problem independently. Considering the satisfactory fit parameters for this item, and the fact that the shortened model has not been observed as better, the decision is made to keep the item as a part of the test. Another reason for keeping the item would be the possibility of comparing results obtained on the Serbian sample with those obtained in other countries. Item fit verification suggests that somewhat more problematic turns out to be the item pair "Thinking about an upcoming math test 1 day before" and "Taking an examination in a math course". The content of these items shows that these items refer to the formal evaluation of knowledge.

The results of convergent validity verification of the MA construct show that the patterns of correlation of general factor of math anxiety, math learning anxiety and math evaluation anxiety with: worry, negative affective reaction, mathematical achievement, and motivation for learning math are in concordance with previous research and theoretical concepts (Ashcraft, 2002; Ashcraft & Kirk, 2001; Ma & Hu, 2004; Vahedi & Farrokhi, 2011). Namely, high mathematical anxiety is negatively correlated with mathematical achievement in high-school students. It is possible that in contact with mathematical material, with the increase of MA, a

hyper tenacity of attention is activated, operational memory becomes overburdened, leaving little free space for the execution of the mathematical problem itself. Consequently, this leads to a decrease in achievement. It is also possible that high-school students with generally lower math achievement are also more anxious in regards to math studying and achievement. Consequences to the motivation for learning math are also a serious problem which can indirectly lead to a decrease in achievement. The result about the relation of the two MA scales is also interesting: the results show their moderate positive correlation, which speaks to the fact about some similarities of their core content. At the same time, moderate correlations between AMAS and MAQ also indicate that these two questionnaires do not measure the identical latent space of mathematical anxiety. Both questionnaires measure anxiety in mathematics learning, but in a different context: generally (AMAS) or during school-based learning (MAQ). The less subtle difference between these questionnaires is reflected in the measurement subject of the second dimension of each questionnaire: anxiety during the evaluation of knowledge (AMAS), and worry in relation to the achievement in mathematics (MAQ). Finally, the base of moderate and positive correlation between the dimensions of these two questionnaires is the general common subject of measurement, mathematical anxiety, while a different contextualization of mathematical anxiety influences that these two questionnaires, as well as their dimensions, cannot be reduced to one another.

The AMAS scale has satisfactory metrical characteristics and shows satisfactory reliability, internal, construct and convergent validity, as well as informativeness. These findings may be important for future cross-cultural researches of the AMAS scale, if researchers from other cultures apply appropriate results on local samples. Future research should include indicators of divergent validity, such as anxiety measures, test anxiety and numerical intelligence factors, used in some research, as well as make the variable of mathematical achievement a more objective measure by using standardized knowledge tests of different mathematical domains in high-school students.

## References

- Arambašić, L., Vlahović-Štetić, V., & Severinac, A. (2005). Je li matematika bauk? Stavovi, uvjerenja i strah od matematike kod gimnazijalaca [Is Math Something Scary? Attitudes and Beliefs toward Math and Math Anxiety in Secondary School Students]. *Društvena istraživanja: časopis za opća društvena pitanja*, 14(6(80)), 1081–1102.
- Ashcraft, M. H. (2002). Math anxiety: Personal, educational, and cognitive consequences. *Current Directions in Psychological Science*, 11(5), 181–185. doi:10.1111/1467-8721.00196

- Ashcraft, M. H., & Kirk, E. P. (2001). The relationships among working memory, math anxiety, and performance. *Journal of Experimental Psychology: General*, 130(2), 224–237. doi:10.1037//0096-3445.130.2.224
- Ashcraft, M. H., & Moore, A. M. (2009). Mathematics anxiety and the affective drop in performance. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 27(3), 197–205. doi:10.1177/0734282908330580
- Baucal, A., & Pavlović-Babić, D. (2010). *Nauči me da mislim, nauči me da učim: PISA 2009 u Srbiji [Learn me to think, learn me to learn: PISA 2009 in Serbia]: Prvi rezultati [First results]*. Beograd: Institut za psihologiju, Filozofski fakultet Univerzitet u Beogradu [Belgrade: Institute for Psychology, Faculty od Philosophy, University of Belgrade].
- Caviola, S., Primi, C., Chiesi, F., & Mammarella, I. C. (2017). Psychometric properties of the Abbreviated Math Anxiety Scale (AMAS) in Italian primary school children. *Learning and Individual Differences*, 55, 174–182. doi:10.1016/j.lindif.2017.03.006
- Chinn, S. (2009). Mathematics anxiety in secondary students in England. *Dyslexia*, 15(1), 61–68. doi:10.1002/dys.381
- Ching-Yun, Y. (2002). *Evaluating Cut off Criteria of Model Fit Indices for Latent Variable Models with Binary and Continuous Outcomes*. (Doctoral thesis, University of California, Los Angeles, USA). Retrieved from: <http://www.statmodel2.com/download/Yudissertation.pdf>.
- Chiou, L. H., & Henry, L. L. (1990). Development and validation of the Mathematics Anxiety Scale for Children. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 23(3), 121–127.
- De Mars, C. (2010). *Item response theory*. New York: Oxford University Press.
- Devine, A., Fawcett, K., Szűcs, D., & Dowker, A. (2012). Gender differences in mathematics anxiety and the relation to mathematics performance while controlling for test anxiety. *Behavioral and Brain Functions*, 8(1), 33. doi:10.1186/1744-9081-8-33
- Dogan, H. (2012). Emotion, confidence, perception and expectation case of mathematics. *International Journal of Science and Mathematics Education*, 10(1), 49–69. doi:10.1007/s10763-011-9277-0
- Eden, C., Heine, A., & Jacobs, A. M. (2013). Mathematics anxiety and its development in the course of formal schooling—a review. *Psychology*, 4(6), 27–35. doi:10.4236/psych.2013.46a2005
- Evans, J. D. (1996). *Straightforward statistics for the behavioral sciences*. Pacific Grove, CA: Brooks/Cole Publishing.
- Else-Quest, N. M., Hyde, J. S., & Linn, M. C. (2010). Cross-national patterns of gender differences in mathematics: a meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 136(1), 103–127. doi:10.1037/a0018053
- Geary, D. C. (2011). Cognitive predictors of achievement growth in mathematics: a 5-year longitudinal study. *Developmental Psychology*, 47(6), 1539–1552. doi:10.1037/a0025510

- Gierl, M. J., & Bisanz, J. (1995). Anxieties and attitudes related to mathematics in grades 3 and 6. *The Journal of Experimental Education*, 63(2), 139–158. doi:10.1080/00220973.1995.9943818
- Githua, B. N., & Mwangi, J. G. (2003). Students' mathematics self-concept and motivation to learn mathematics: relationship and gender differences among Kenya's secondary school students in Nairobi and Rift Valley provinces. *International Journal of Educational Development*, 23(5), 487–499. doi:10.1016/s0738-0593(03)00025-7
- Glaister, K. (2007). The presence of mathematics and computer anxiety in nursing students and their effects on medication dosage calculations. *Nurse Education Today*, 27(4), 341–347. doi:10.1016/j.nedt.2006.05.015
- Hembree, R. (1990). The nature, effects, and relief of mathematics anxiety. *Journal for Research in Mathematics Education*, 21(1), 33–46. doi:10.2307/749455
- 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(7), 1–12.
- Hopko, D. R. (2003). Confirmatory factor analysis of the math anxiety rating scale-revised. *Educational and Psychological Measurement*, 63(2), 336–351. doi:10.1177/0013164402251041
- Hopko, D. R., Mahadevan, R., Bare, R. L., & Hunt, M. K. (2003). The abbreviated math anxiety scale (AMAS) construction, validity, and reliability. *Assessment*, 10(2), 178–182. doi:10.1177/1073191103010002008
- Kline, R. B. (2010). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York, NY: Guilford.
- Krinzinger, H., Kaufmann, L., & Willmes, K. (2009). Math anxiety and math ability in early primary school years. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 27(3), 206–225. doi:10.1177/0734282908330583
- Ma, X. (1999). A meta-analysis of the relationship between anxiety toward mathematics and achievement in mathematics. *Journal for Research in Mathematics Education*, 520–540. doi:10.2307/749772
- Ma, X., & Xu, J. (2004). The causal ordering of mathematics anxiety and mathematics Achievement: a longitudinal panel analysis. *Journal of Adolescence*, 27(2), 165–179. doi:10.1016/j.adolescence.2003.11.003
- Maloney, E. A., Waechter, S., Risko, E. F., & Fugelsang, J. A. (2012). Reducing the sex difference in math anxiety: The role of spatial processing ability. *Learning and Individual Differences*, 22(3), 380–384. doi:10.1016/j.lindif.2012.01.001
- Milovanović, I. (2016). Implicitne teorije inteligencije i motivacija za učenje matematike kod učenika srednjih škola [Implicit theories of intelligence and motivation for learning mathematics in high school students]. *Nastava i vaspitanje*, 65(3), 509-524. doi:10.5937/nasvas1603509M
- Milovanović, I. (2018). Matematička anksioznost i postignuće na ranom osnovnoškolskom uzrastu: uloga uključenosti roditelja u podučavanje [Math anxiety and achievement at early elementary stage: The role of parental in-

- vovement in teaching]. *Godišnjak Filozofskog fakulteta u Novom Sadu, XLII*(1), 271–287. doi:10.19090/gff.2018.1.271-287
- Milovanović, I., & Kodžopeljić, J. (2018). Faktorska struktura i konvergentna validnost upitnika matematičke anksioznosti za učenike srednjih škola [Factor structure and convergent validity of the Math Anxiety Questionnaire for high school students]. *Nastava i vaspitanje*, 67(1), 113-128. doi:10.5937/nasvas1801113M
- Morizot, J., Ainsworth, A. T., & Reise, S. P. (2007). Toward modern psychometrics. In R. W. Robins, C. R. Fraley, & R. F. Krueger (Eds.), *Handbook of Research Methods in Personality Psychology* (pp. 407 – 423). New York: Guilford Press.
- Núñez-Peña, M. I., Guilera, G., & Suárez-Pellicioni, M. (2014). The single-item math anxiety scale: An alternative way of measuring mathematical anxiety. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 32(4), 306–317. doi:10.1177/0734282913508528
- Núñez-Peña, M. I., Suárez-Pellicioni, M., Guilera, G., & Mercadé-Carranza, C. (2013). A Spanish version of the short Mathematics Anxiety Rating Scale (sMARS). *Learning and Individual Differences*, 24, 204–210. doi:10.1016/j.lindif.2012.12.009
- Prevatt, F., Welles, T. L., Li, H., & Proctor, B. (2010). The contribution of memory and anxiety to the math performance of college students with learning disabilities. *Learning Disabilities Research & Practice*, 25(1), 39–47. doi:10.1111/j.1540-5826.2009.00299.x
- Primi, C., Busdraghi, C., Tomasetto, C., Morsanyi, K., & Chiesi, F. (2014). Measuring math anxiety in Italian college and high school students: validity, reliability and gender invariance of the Abbreviated Math Anxiety Scale (AMAS). *Learning and Individual Differences*, 34, 51–56. doi:10.1016/j.lindif.2014.05.012
- R CoreTeam (2016). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna; Austria. Retrieved from: <https://www.R-project.org/>.
- Radišić, J., Videnović, M., & Baucal, A. (2018). Distinguishing successful students in mathematics: A comparison across European countries. *Psihologija*, 51(1), 69–89. doi:10.2298/psi170522019r
- Ramirez, G., Gunderson, E. A., Levine, S. C., & Beilock, S. L. (2013). Math anxiety, working memory, and math achievement in early elementary school. *Journal of Cognition and Development*, 14(2), 187–202. doi:10.1080/15248372.2012.664593
- Revelle, W. (2015). *psych: Procedures for Personality and Psychological Research*. Northwestern University, Evanston, Illinois: USA.
- Richardson, F. C., & Suinn, R. M. (1972). The mathematics anxiety rating scale: Psychometric data. *Journal of Counseling Psychology*, 19(6), 551–554. doi:10.1037/h0033456

- Rizopoulos, D. (2006). ltm: An R package for latent variable modeling and item response theory analyses. *Journal of Statistical Software*, 17(5), 1-25. doi:10.18637/jss.v017.i05
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. doi:10.18637/jss.v048.i02
- Samejima, F. (1969). *Estimation of Latent Ability Using a Response Pattern of Graded Scores (Psychometric Monograph No. 17)*. Richmond, VA: Psychometric Society.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using Multivariate Statistics*, 6th ed. Boston: Pearson.
- Vahedi, S., & Farrokhi, F. (2011). A confirmatory factor analysis of the structure of abbreviated math anxiety scale. *Iranian Journal of Psychiatry*, 6(2), 47-53.
- Van de Vijver, F., & Tanzer, N. K. (2004). Bias and equivalence in cross-cultural assessment: An overview. *Revue Européenne de Psychologie Appliquée/European Review of Applied Psychology*, 54, 119-135. doi:10.1016/j.erap.2003.12.004.
- Watkins, M. W. (2013). *Omega [Computer software]*. Phoenix, AZ: Ed & Psych Associates. URL: <http://edpsychassociates.com/Watkins3.html>
- Westland, J. C. (2010). Lower bounds on sample size in structural equation modeling. *Electronic Commerce Research and Applications*, 9(6), 476-487. doi:10.1016/j.elerap.2010.07.003
- Wigfield, A., & Meece, J. L. (1988). Math anxiety in elementary and secondary school students. *Journal of Educational Psychology*, 80(2), 210-216. doi:10.1037//0022-0663.80.2.210
- Wu, S., Amin, H., Barth, M., Malcarne, V., & Menon, V. (2012). Math anxiety in second and third graders and its relation to mathematics achievement. *Frontiers in Psychology*, 3, 162-173. doi:10.3389/fpsyg.2012.00162
- Zinbarg, R. E., Revelle, W., Yovel, I., & Li, W. (2005). Cronbach's  $\alpha$ , Revelle's  $\beta$ , and McDonald's  $\omega$ : Their relations with each other and two alternative conceptualizations of reliability. *Psychometrika*, 70(1), 123-133. doi:10.1007/s11336-003-0974-7

## Appendix

Table A

*Serbian version of AMAS*

Koliko si uznemiren kada:

1. ... slušaš kako drugi učenik objašnjava neku matematičku formulu?	1	2	3	4	5
2. ... posmatraš kako nastavnik rešava zadatke iz matematike na tabli?	1	2	3	4	5
3. ... slusaš nastavnika kako objašnjava matematiku na času?	1	2	3	4	5
4. ... moraš da koristiš tablice sa kraja knjige iz matematike?	1	2	3	4	5
5. ... slušaš novu lekciju na času matematike?	1	2	3	4	5
6. ... radiš kontrolni iz matematike?	1	2	3	4	5
7. ... razmišljaš o predstojećem kontrolnom zadatku iz matematike?	1	2	3	4	5
8. ... nastavnik organizuje iznenadni „kviz“ na času matematike?	1	2	3	4	5
9. ... radiš težak domaći zadatak iz matematike za sledeći čas?	1	2	3	4	5

Table B

*Local independence – correlations of the AMAS questionnaire items residuals*

	amas1	amas3	amas5	amas6	amas7	amas9	amas2	amas4	amas8
amas1	.00								
amas3	.02	.00							
amas5	.03	.01	.00						
amas6	.00	.00	-.00	.00					
amas7	-.03	.00	-.02	.00	.00				
amas9	.02	-.00	-.05	.00	.05	.00			
amas2	.02	.04	-.01	-.01	-.04	-.03	.00		
amas4	-.05	.01	.05	-.00	-.05	-.01	.00	.00	
amas8	-.09	-.07	.04	.01	.04	.06	.00	.00	.00

Table C

*The comparison of models with limited and free discrimination parameter*

	AIC	BIC	log.Lik	LRT	df	p
MOPD	11963.94	12120.91	-5944.97			
MSPD	11877.96	12068.86	-5893.98	101.98	8	<.001

Note. MOPD – limited discrimination parameter model, MSPD – free discrimination parameter model, LRT – Likelihood Ratio Test for model comparison.

Table D

*Comparison of item fit – pairs*

	amas1	amas2	amas3	amas4	amas5	amas6	amas7	amas8	amas9
amas1	-	28.12	34.51	24.01	31.47	32	30.31	22.03	31.61
amas2		-	38.28	156.84	23.99	51.89	46.47	47.38	26.7
amas3			-	38.57	28.26	39.61	37.62	32.97	52.39
amas4		***		-	28.77	55.39	49.42	52.39	51.79
amas5					-	31.94	40.08	22.01	46.84
amas6						-	64.15	41.41	48.03
amas7							-	20.91	62.59
amas8								-	25.92
amas9									-

Note. \*\*\*  $p < .001$ .

**Selka Sadiković  
Ilija Milovanović  
Milan Oljača**

Odsek za psihologiju,  
Filozofski fakultet,  
Univerzitet u Novom  
Sadu

## JOŠ JEDAN PSIHOMETRIJSKI DOKAZ O KORISNOSTI SKRAĆENE SKALE MATEMATIČKE ANKSIOZNOSTI: IRT ANALIZA

Cilj ovog istraživanja usmeren je na ispitivanje psihometrijskih svojstava Skraćene skale matematičke anksioznosti (AMAS) kod učenika srednjih škola. AMAS operacionalizuje matematičku anksioznost, po modelu konteksta, kao dvodimenzionalni fenomen, koji se sastoji od anksioznosti tokom učenja (MAL) i anksioznosti tokom evaluacije znanja (MAE). MAL predstavlja tendenciju ispoljavanja matematičke anksioznosti prilikom učenja matematike, dok MAE predstavlja tendenciju njenog ispoljavanja u svim situacijama koje uključuju formalnu evaluaciju znanja iz matematike. Uzorak je činilo 514 učenika srednjih škola (45.3% mladića), uzrasta od 15 do 19 godina. Konfirmatorna faktorska analiza ukazuje na to da je AMAS jednodimenzionalna skala sa dve facete, kao i na to da bifaktorsko rešenje poseduje najbolje pokazatelje podešnosti modela. Psihometrijska svojstva AMAS skale ispitana su korišćenjem Teorije ajtemskog odgovora (Item Response Theory – IRT). IRT analiza ukazuje na adekvatne psihometrijske karakteristike ajtema i skale u celini. AMAS skala je takođe ostvarila očekivane relacije sa matematičkim postignućem, motivacijom za učenje matematike, uzrastom i polom ispitanika.

**Ključne reči:** AMAS, srednja škola, Teorija ajtemskog odgovora, matematička anksioznost



**Gabrijela Vrdoljak<sup>1</sup>**  
**Izabela Lovaković**  
**Ana Kurtović**

Odsjek za psihologiju,  
Filozofski fakultet,  
Univerzitet Josip  
Juraj Strossmayer u  
Osijeku

## OSOBINE LIČNOSTI, CILJNE ORIJENTACIJE I ŠKOLSKI USPJEH

Cilj istraživanja bio je ispitati mogućnost predviđanja školskog uspjeha na temelju osobina ličnosti i ciljnih orientacija. U istraživanju je sudjelovalo 222 učenika općih gimnazija, a sudjelovali su učenici drugog, trećeg i četvrtog razreda (65.8% djevojaka). Korišteni su Petofaktorski upitnik ličnosti i Upitnik ciljnih orientacija, a za podatke o školskom uspjehu od učenika se tražilo da navedu prosjek ocjena na kraju prošle školske godine, te ocjenu iz hrvatskog jezika, matematike i prvog stranog jezika. Rezultati hijerarhijske regresijske analize pokazali su kako su Savjesnost i Neurroticizam pozitivni prediktori prosjeka ocjena i ocjene iz hrvatskog jezika, Otvorenost pozitivan, a Ekstraverzija negativan prediktor ocjene iz stranog jezika. Vezano uz ciljne orientacije pokazano je kako orientacija na učenje pozitivno predviđa ocjenu iz hrvatskog jezika. Također, ciljna orientacija na učenje predstavlja parcijalni medijator odnosa između Savjesnosti i ocjene iz hrvatskog jezika.

**Ključne riječi:** ciljne orientacije, osobine ličnosti, školski uspjeh

<sup>1</sup> Adresa autora: gpiri@ffos.hr

Primljeno: 27. 07. 2018.

Primljena korekcija:

09. 09. 2018.

Prihvaćeno za štampu:

16. 09. 2018.

## Uvod

Živimo u vremenu kada se velika važnost pridaje postignuću i školskom uspjehu. Školski uspjeh izravno utječe na nastavak školovanja, odabir škole, time i zanimanja te na mogućnosti odabira studija. Stoga postoji veliki interes za predviđanjem školskog uspjeha. Dosadašnja istraživanja nisu u potpunosti konzistentna u tom području. Barbarović, Burušić i Šakić (2009) navode da se obrazovna dostignuća učenika mogu predviđati na temelju slijedećih obilježja: obilježja učenika (npr. dob, spol, kognitivne sposobnosti, kojima se može objasniti oko 40% varijance), socijalna okolina iz koje učenik dolazi (objašnjavaju oko 10% varijance), obilježja učitelja (mogu objasniti oko 5% varijance), te obilježja škole (objašnjavaju oko 2–3% varijance). Iz navoda ovih autora može se uočiti da dominantnu ulogu u predviđanju školskog uspjeha imaju obilježja učenika. U ta obilježja pripadaju i osobine ličnosti, koje su se često dovodile u vezu sa školskim uspjehom, no zbog nekonzistentnosti rezultata postoji potreba za dalnjim ispitivanjem te povezanosti. Postoji mnogo istraživanja koja ispituju odnos osobina ličnosti i školskog uspjeha, no jednu od najznačajnijih meta-analiza napravio je Poropat (2009), a obuhvaćala je čak 70000 ispitanika. On je utvrdio najsnažniju povezanost školskog uspjeha sa savjesnošću, zatim s ugodnošću i otvorenošću, a manju s neuroticizmom i ekstraverzijom. Rezultati meta-analize su ukazali na to da savjesnost ima najvažniju ulogu u predviđanju školskog uspjeha u odnosu na ostale osobine ličnosti, te da se jedino uloga savjesnosti ne smanjuje s prelaskom na više razine obrazovanja, čak njena uloga raste kada se kontrolira uloga inteligencije. Također, savjesnost se pokazala najboljim prediktorom, neovisno o tome mjeri li se samo-procenjama ili procjenama od strane vršnjaka (Bratko, Chamorro-Premuzic, & Saks, 2006). U tradicionalnom školskom okruženju gdje se preferira poslušnost učenika, ugodnost se pokazala pozitivno povezanom sa školskim uspjehom, a osim toga, ugodnost može pomoći učenicima u situacijama gdje se preferira grupni rad, kooperativnost i suradničko učenje (Sorić, 2014). Međutim, ta veza slabi s povećanjem razine školovanja, vjerojatno zbog toga što je, na nižim razinama obrazovanja, veći naglasak na suradnji i grupnom radu, a na višim razinama na samostalnom učenju (Poropat, 2009). De Raad i Schouwenburg (1996) navode kako je otvorenost karakteristika idealnog učenika zbog povezanosti s inteligenčnim i snalažljivim ponašanjem. Dobar sustav obrazovanja, koji potiče istraživanje i analiziranje, odgovara učenicima koji imaju izraženu otvorenost te oni tako postižu bolji školski uspjeh (Dale & Harrison, 2017). Zeidner i Matthews (2000) su u svom istraživanju pronašli da je otvorenost snažno i pozitivno povezana s kristaliziranim inteligencijom. Osobe koje imaju visok skor na skali Neuroticizma karakterizira anksioznost i zabrinutost te oni imaju tendenciju usmjeravati se na svoje emocionalno stanje što može umanjivati uspješnost (De Raad & Schouwenburg, 1996). Komarraju, Karau i Schmeck (2009) navode kako mnoga istraživanja ukazuju na povezanost neuroticizma i slabijeg školskog uspjeha, a Zeidner i Matthews (2000) takvu negativnu povezanost sa školskim uspjehom objašnjavaju

stresnom prirodom ispitne situacije. Anksioznost, zabrinutost i nesigurnost mogu interferirati s kognitivnim procesima kao što je radno pamćenje (Matthews Schwean, Campbell, Saklofske, & Mohamed, 2000) što će rezultirati negativnim obrazovnim ishodima. Ipak, neka istraživanja (npr. Bratko et al, 2006; Komarraju et al., 2009) pokazala su pozitivne efekte neuroticizma na školsko postignuće. Ovakvi nalazi mogu se objasniti visokim stupnjem zabrinutosti i perfekcionizma koji dovode do bolje pripremljenosti i bolje izvedbe kod učenika povišenog neuroticizma. Poropat (2009) navodi kako ekstraverzija s uspjehom može biti povezana pozitivno i negativno. Naime, pozitivna povezanost potiče otuda što uključuje sklonost vodstvu i razumijevanju te su takve osobe energične. No, negativna strana za školski uspjeh može biti želja učenika da se druži s drugima i uključivanje u različite aktivnosti što vodi smanjenom vremenu za učenje. Entwistle (1972) navodi da s prelaskom na više razine obrazovanja dolazi do promjene u odnosu između ekstraverzije i uspjeha u obrazovanju. U osnovnoj školi su bolji učenici ekstravertirana djeca, dok su srednjoj školi i na fakultetu bolji introverti. Čini se da je u osnovnoj školi naglasak na grupnom radu i socijalnim aktivnostima, a kasnije se učenje temelji na samostalnom radu (Vizek Vidović, Rijavec, Vlahović-Štetić i Miljković, 2003) Na višim razinama obrazovanja, osobine tipične za introverte, kao što su manja potreba za socijalnim kontaktima, bolje funkcioniranje u strukturiranim situacijama i mogućnost dugotrajnije koncentracije na zadatku, pogoduju ostvarivanju obrazovnih ciljeva (Kodžopeljić i Pekić, 2017). Varijable kojima se u posljednje vrijeme pridaje velika važnost u predviđanju školskog uspjeha su motivacijske varijable. Brojna istraživanja (Gilman & Anderman, 2006; Gottfried, 1985, 1990; Lin, McKeachie, & Kim, 2003) pokazala su da motivacija igra vrlo važnu ulogu u akademskom postignuću. Smatra se da akademska motivacija opada od djetinjstva prema adolescenciji (Lončarić, 2010), što doprinosi povećanoj brizi zbog nedostatka ili nepostojanja akademske motivacije među adolescentima. U okviru teorija samoreguliranog učenja, ciljne orijentacije se spominju kao važan motivacijski čimbenik. Ciljne orijentacije za učenje predstavljaju kognitivne reprezentacije ciljeva učenja koji mogu biti usmjereni na razvoj ili na demonstriranje kompetencija (Hulleman, Schrager, Bodmann, & Harackiewicz, 2010). Tradicionalna podjela ciljnih orijentacija, koja predstavlja dihotomi model, je usmjerenost na ovladavanje (zadatak, vještina ili učenje) i usmjereno na izvedbu (Elliot, 1999). Ames (1992) navodi da su učenici usmjereni na učenje orijentirani na razvoj novih vještina, pokušavaju razumjeti materijal koji se uči, razvijaju vlastite kompetencije i uspoređuju se sami sa sobom. Isti autor navodi da su učenici usmjereni na izvedbu orijentirani na svoje mogućnosti i osjećaj vlastite vrijednosti, a dokaz njihovih mogućnosti je da budu bolji u usporedbi s drugima. U novom trihotomnom modelu ciljna orijentacija na učenje (ovladavanje) ostaje nepromijenjena, a ciljna orijentacija na izvedbu se razdvaja na izvedbu pristupanjem i izvedbu izbjegavanjem te mnoga istraživanja pružaju empirijsku potporu takvom modelu (Elliot & Church, 1997; Skaalvik, 1997; Vandewalle, 1997). Učenici usmjereni na izvedbu putem uključivanja nastoje postići visoke rezultate u usporedbi s

vršnjacima te demonstrirati svoje sposobnosti pred drugima, dok učenici usmjereni na izvedbu putem izbjegavanja nastoje izbjegići neuspjeh i demonstraciju nižih sposobnosti u nekom području pred drugima. Trihotomni model je proširen na 2 x 2 (Elliot & McGregor, 2001) gdje je dodana i ciljna orijentacija na ovladavanje izbjegavanjem. Autori ovog modela navode da su učenici s ciljnom orijentacijom na ovladavanje izbjegavanjem usmjereni na izbjegavanje neuspjeha u učenju i razumijevanju materijala, njihov fokus je usmjeren na nekompetentnost u udovoljavanju zahtjevima zadatka ili u odnosu na neke intrapersonalne standarde. Ipak, neki autori nisu skloni ovakvoj konceptualizaciji ciljnih orijentacija te navode da bi model ciljnih orijentacija trebao uključivati i ciljnu orijentaciju na izbjegavanje truda (Nicholls, Patashnick, & Nolen, 1985). Izbjegavanje truda odnosi se na to da pojedinac aktivnost želi završiti što brže i želi uložiti što manje truda. Takvi učenici se trude dobiti što laganje zadatke, nemati ili izbjegići zadaću i „provući se“ sa što manje uloženog napora. King i McInerney (2014) navode da je proučavanje izbjegavanja truda zanemareno, no uključivanje te orijentacije je nužno kako bi se postiglo potpunije razumijevanje motivacije u razrednom okruženju. Stoga će se u ovom radu koristiti konceptualizacija Nichollsa i suradnika (1985) prema kojoj se ciljne orijentacije dijele na: učenje, izvedbu i izbjegavanje truda.

Mnoga istraživanja su se bavila vezom između pojedinih ciljnih orijentacija i školskog uspjeha, međutim ta veza nije u potpunosti jasna. Učenici orijentirani na učenje usmjereni su na razvoj novih sposobnosti i vještina, nalaze zadovoljstvo u savladavanju zadatka te nastoje razumjeti gradivo (Sorić, 2014). Stoga se ciljna orijentacija na učenje često dovodi u vezu s dobrim školskom uspjehom, što mnoga istraživanja i potvrđuju (Church, Elliot, & Gable, 2001; Mattern, 2005; Steinmayr, Bipp, & Spinath, 2011). S druge strane, orijentacija na izbjegavanje truda uglavnom se povezuje sa slabijim akademskim uspjehom (Pahljina-Reinić i Kukić, 2015), manjim zadovoljstvom u učenju, lošijom percepcijom vlastitih sposobnosti (Nicholls et al., 1985), kao i sa smanjenim angažmanom i većim nezadovoljstvom školom (King & McInerney, 2014). Orijentacija na izvedbu, s druge strane, pokazuje se slabije povezanom s akademskim uspjehom (Pahljina-Reinić i Kukić, 2015). Postoje, međutim, istraživanja koja pokazuju kako je ciljna orijentacija na izvedbu, koju karakterizira želja za pokazivanjem svojih sposobnosti pred drugima, pozitivno povezana sa školskim uspjehom te u usporedbi s orijentacijom na učenje čak i snažniji prediktor postignuća (Cury, Elliot, Da Fonseca, & Moller, 2006; Harackiewicz, Barron, Tauer, Carter, & Elliot, 2000). Istraživanje Ellita, McGregor i Gablea (1999) ukazuje na to da je orijentacija na izvedbu pozitivan prediktor ustrajnosti, truda i uspjeha na ispitu, no isto tako je pokazano kako je orijentacija na izvedbu povezana i s negativnim pojavama poput anksioznosti i korištenja strategije površnog učenja.

Cilj našeg istraživanja je ispitati mogućnost predviđanja školskog uspjeha srednjoškolaca na temelju osobina ličnosti i ciljnih orijentacija za učenje. Iz pretvodno navedenih istraživanja može se uočiti nekonzistentnost rezultata pri ispitivanju odnosa osobina ličnosti i ciljnih orijentacija sa školskim uspjehom. Osim

toga, većina istraživanja koristi konceptualizaciju ciljnih orijentacija koja ne uključuje ciljnu orijentaciju na izbjegavanje truda, koja je, nesumnjivo, zastupljena kod velikog broja učenika. Vodeći se meta-analizom Paynea, Youngcourta i Beaubiena (2007), osobine ličnosti su prediktor ciljnih orijentacija, dok je školski uspjeh njegova posljedica. Iz navedenog, možemo pretpostaviti da će osobine ličnosti, uz direktni efekt na školski uspjeh, imati i indirektni efekt (putem ciljnih orijentacija). Provjerom medijske uloge ciljnih orijentacija nadamo se razjasniti neke nekonzistentnosti u dosadašnjom rezultatima. Kako bismo to napravili, odlučili smo kao kriterijske varijable, osim općeg uspjeha, koristiti i uspjeh iz hrvatskog jezika, matematike i prvog stranog jezika. Naime, opći uspjeh (koji se koristi kao kriterij u mnogim istraživanjima) često ima manji varijabilitet s obzirom da sadrži velik broj predmeta iz kojih učenici imaju isključivo ocjene četiri ili pet. Mogući razlog za nekonzistentnost rezultata je i taj da opći uspjeh nije dovoljno osjetljiva mjera. S druge strane, hrvatski jezik, matematika i strani jezik su predmeti kod kojih postoji veći varijabilitet ocjena. Oni obuhvaćaju veliku satnicu u gimnazijskom programu te ih se često smatra „glavnim“ predmetima, stoga smo smatrali da ćemo na taj način moći dobiti detaljniji uvid u odnos ličnosti, ciljnih orijentacija i školskog uspjeha. Spoznaje na praktičnom planu bi mogle biti važne pri planiranju intervencija u cilju poboljšanja školskog uspjeha, što se osobito odnosi na ciljne orijentacije na koje je moguće djelovati u vidu poticanja njihovih poželjnih oblika.

## Metod

### Sudionici i postupak

U istraživanju su sudjelovali učenici drugih, trećih i četvrtih razreda iz dvije škole općeg gimnazijskog usmjerenja. U istraživanju je sudjelovalo 222 sudionika, od toga 76 muških sudionika i 146 ženskih sudionika, a raspon dobi je bio od 15 do 19 godina ( $M = 17.07$  godina,  $SD = 0.87$ ).

Istraživanje je provedeno u okviru redovne nastave. Prije početka istraživanja zatražili smo odobrenje ravnatelja škola za provođenjem istraživanja. Roditelji su obaviješteni o provođenju istraživanja, no s obzirom da su svi sudionici stariji od 14 godina, zatražen je pristanak za sudjelovanje od samih učenika. Učenici su prije početka popunjavanja upitnika zamoljeni da potpišu suglasnost za sudjelovanje u istraživanju. Nakon što su potpisali suglasnost, prvo su prikupljene sve suglasnosti, a tek potom su učenicima podijeljeni upitnici (upitnike nije bilo moguće povezati s prethodno potpisanim suglasnošću). To je učinjeno kako bi se učenicima osigurala anonimnost. Učenicima je usmeno objašnjena svrha istraživanja, naglašeno je da je istraživanje anonimno i dobrovoljno te da mogu odustati od sudjelovanja u bilo kojem trenutku. Učenici su popunjavali papir-olovka upitnik te je rješavanje cijelokupnog upitnika trajalo oko 20 minuta. Prikupljeni podaci obrađeni su u statističkom programu IBM SPSS Statistics 20.

## Instrumenti

**Upitnik osnovnih podataka.** Na početku upitnika učenicima su bila postavljena pitanja o dobi, spolu, školi i razredu te o prosjeku ocjena na kraju prethodnog razreda, kao i ocjeni iz hrvatskog, matematike i prvog stranog jezika. Razlozi za ovakvu operacionalizaciju školskog uspjeha pojašnjeni su prilikom određenja cilja istraživanja.

**Petofaktorski upitnik ličnosti (Big Five Inventory - BFI: John & Srivastava, 1999),** koji se koristi za procjenu pet dimenzija ličnosti. Upitnik čine ljestvice Neuroticizma, Otvorenosti prema iskustvu, Savjesnosti, Ekstraverzije i Ugodnosti, a sastoji se od 44 čestice. Učenici su tvrdnje procjenjivali na ljestvici Likertovog tipa od pet stupnjeva (1 - *uopće se ne slažem* do 5 - *u potpunosti se slažem*). Rezultat se formira za svaku ljestvicu zasebno kao aritmetička sredina odgovora, pri čemu viši rezultat ukazuje na izraženiju pojedinu dimenziju. Dobivene pouzdanošt u ovom istraživanju iznose:  $\alpha = .83$  za Neuroticizam,  $\alpha = .73$  za Otvorenost,  $\alpha = .82$  za Savjesnost,  $\alpha = .82$  za Ekstraverziju i  $\alpha = .75$  za Ugodnost.

**Upitnik ciljnih orientacija (hrvatska verzija subskala: Rijavec, Raboteg-Šarić i Franc, 1999)** iz upitnika Komponente samoreguliranog učenja (The Components of Self Regulated Learning - CSRL: Niemivirta, 1996). Upitnik ciljnih orientacija sastoji se od tri subskale koje mjere tri ciljne orientacije: orientacija na učenje, orientacija na izvedbu i orientacija na izbjegavanje truda. Sve tri subskale sastoje se od pet čestica. Subskala ciljne orientacije na učenje ispituje usmjerenost na učenje, usvajanje znanja i vještina. Subskala ciljne orientacije na izvedbu mjeri usmjerenost na demonstriranje kompetencija u odnosu na druge učenike. Subskala ciljne orientacije na izbjegavanje truda mjeri usmjerenost na ulaganje što manjeg truda pri učenju. Učenici su davali odgovore na skali Likertovog tipa od pet stupnjeva (1 - *u potpunosti se ne odnosi na mene* do 5 - *u potpunosti se odnosi na mene*). Rezultat se formira kao zbroj odgovora za svaku subskalu zasebno, a veći rezultat označava izraženiju određenu ciljnu orientaciju. Pouzdanošt dobivene u istraživanju zadovoljavajuće su za sve faktore, a iznose:  $\alpha = .83$  za orientaciju na učenje,  $\alpha = .78$  za orientaciju na izvedbu i  $\alpha = .80$  za orientaciju na izbjegavanje truda.

## Rezultati

Kako bi se ispitalo distribuiraju li se varijable normalno u početnim analizama je napravljen Kolmogorov-Smirnovljev test te su rezultati pokazali kako neke od varijabli nemaju normalnu distribuciju. Varijable kojima distribucije odstupaju od normalne su ocjena iz hrvatskog jezika ( $K-S = 3.612$  ;  $p < .05$ ), ocjena iz matematike ( $K-S = 3.301$  ;  $p < .05$ ), ocjena iz prvog stranog jezika ( $K-S = 3.595$  ;  $p < .05$ ), orientacija na učenje ( $K-S = 1.389$  ;  $p < .05$ ) i orientacija na izvedbu ( $K-S = 1.379$  ;  $p < .05$ ). Field (2009) navodi kako je kod većih uzoraka ( $N > 200$ ) važnije

gledati oblik distribucije i vrijednosti indeksa asimetričnosti i spljoštenosti nego izračunavati njihove apsolutne vrijednosti. Promatrajući histograme i vrijednosti indeksa asimetričnosti i spljoštenosti, zaključeno je da rezultati imaju trend normalne distribucije te da odstupanja neće utjecati na obradu i na točnost rezultata, s obzirom da su indeksi asimetričnosti u rasponu +/-3, a indeksi spljoštenosti +/-10 (Kline, 1998). Stoga su korišteni parametrijski postupci obrade podataka.

Tablica 1

*Deskriptivni pokazatelji mjera osobina ličnosti, ciljnih orijentacija i školskog uspjeha*

Varijabla	<i>M</i>	<i>SD</i>	Mogući raspon	Postignuti raspon	<i>Sk</i>	<i>Ku</i>
Ekstraverzija	3.56	0.69	1.00–5.00	1.50–4.88	-0.33	-0.18
Ugodnost	3.57	0.59	1.00–5.00	2.11–4.89	-0.30	-0.24
Savjesnost	3.40	0.65	1.00–5.00	1.67–5.00	-0.36	-0.26
Neuroticizam	2.75	0.77	1.00–5.00	1.13–4.75	0.42	0.14
Otvorenost	3.67	0.54	1.00–5.00	2.40–4.70	-0.18	-0.84
Učenje	3.78	0.76	1.00–5.00	1.20–5.00	-0.43	0.04
Izvedba	3.54	0.85	1.00–5.00	1.00–5.00	-0.37	-0.25
Izbjegavanje	3.75	0.82	1.00–5.00	1.40–5.00	-0.35	-0.37
Prosjek ocjena	4.20	0.48	2.00–5.00	3.00–5.00	-0.35	-0.63
Ocjena iz hrvatskog	3.84	0.90	2.00–5.00	2.00–5.00	-0.38	-0.62
Ocjena iz matematike	3.20	1.08	2.00–5.00	2.00–5.00	0.31	-1.23
Ocjena iz stranog jezika	4.06	0.93	2.00–5.00	2.00–5.00	-0.59	-0.66

*Napomene.* Učenje – ciljna orijentacija na učenje, Izvedba – ciljna orijentacija na izvedbu, Izbjegavanje – ciljna orijentacija izbjegavanja truda.

*M* – aritmetička sredina, *SD* – standardna devijacija, *Sk* – mera zakošenosti, *Ku* – mera spljoštenosti.

### Povezanost osobina ličnosti, ciljnih orijentacija i školskog uspjeha

Kada promatramo odnos uspjeha i osobina ličnosti (Tablica 2), najveća je pozitivna povezanost između prosjeka ocjena na kraju prošle školske godine i savjesnosti. Promatrajući uspjeh i ciljne orijentacije, najveća pozitivna povezanost dobivena je između ocjene iz hrvatskog jezika i ciljne orijentacije na učenje. U odnosu osobina ličnosti i ciljnih orijentacija najjača je negativna povezanost savjesnosti i ciljne orijentacije na izbjegavanje truda.

Tablica 2

*Interkorelacije svih varijabli mjerenih u istraživanju*

Varijabla	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.
1. Ekstraverzija	.13	.14*	-.35**	.30**	.11	.08	-.05	-.08	-.12	-.13	-.27**
2. Ugodnost	-	.29**	-.38**	.05	.16*	-.09	-.30**	.10	.07	.02	-.16*
3. Savjesnost	-	-.31**	.12	.24**	.11	-.34**	.30**	.23**	.06	-.02	
4. Neuroticizam	-		-.05	-.11	.09	.05	.07	.12	.10	.11	
5. Otvorenost			-	.29**	.27**	-.05	.12	-.01	-.02	.11	
6. Učenje				-	.23**	-.34**	.17**	.24**	.07	.04	
7. Izvedba					-	.12	.16*	.10	.15*	.05	
8. Izbjegavanje						-	-.14*	-.21**	-.04	.11	
9. Prosjek							-	.66**	.74**	.50**	
10. Hrvatski								-	.47**	.34**	
11. Matematika									-	.30**	
12. Strani jezik										-	

*Napomene.* Prosjek – prosjek ocjena, Hrvatski – ocjena iz hrvatskog, Matematika – ocjena iz matematike, Strani jezik – ocjena iz prvog stranog jezika.

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

### Predviđanje školskog uspjeha na temelju osobina ličnosti i cilnjih orijentacija

U svrhu predviđanja školskog uspjeha, provedene su četiri zasebne hijerarhijske regresijske analize (za četiri kriterija: prosjek ocjena, hrvatski jezik, matematika i prvi strani jezik). U prvom koraku, uključen je spol kao kontrolna varijabla, u drugom dimenzije ličnosti, a u trećem ciljne orijentacije. U hijerarhijskoj regresijskoj analizi (HRA) za ocjenu iz matematike niti jedan prediktor se nije pokazao značajnim, te su, u svrhu ekonomičnosti, prikazani samo rezultati HRA za prosjek ocjena, ocjenu iz hrvatskog jezika te ocjenu iz prvog stranog jezika (Tablica 3).

Tablica 3

*Hijerarhijske regresijske analize za prosjek ocjena i ocjene iz hrvatskog i iz stranog jezika*

	Prosjek ocjena	Ocjena hrvatski jezik	Ocjena strani jezik
	β	β	β
1. Spol	.15**	.22***	-.15
Sažetak	$R^2 = .02*$ ; $F = 4.60***$	$R^2 = .05**$ ; $F = 11.00**$	$R^2 = .01$ ; $F = 1.33$
2. Spol	.03	.25**	-.19
Ekstraverzija	-.08	-.13	-.46***
Ugodnost	.06	.07	-.21
Savjesnost	.24***	.37***	.07
Neuroticizam	.10*	.18*	-.02
Otvorenost	.10	-.02	.38***
Sažetak	$R^2 = .14***$ ; $\Delta R^2 = .12***$	$R^2 = .12**$ ; $\Delta R^2 = .07**$	$R^2 = .12***$ ; $\Delta R^2 = .11***$
	$F = 6.07***$	$F = 5.08***$	$F = 6.03***$
3. Spol	.03	.22	-.17
Ekstraverzija	-.08	-.14	-.45***
Ugodnost	.06	.03	-.19
Savjesnost	.22***	.28**	.10
Neuroticizam	.09	.17	.00
Otvorenost	.06	-.13	.36**
Učenje	.05	.23**	.08
Izvedba	.05	.06	.03
Izbjegavanje	.00	-.07	.11
Sažetak	$R^2 = .16$ ; $\Delta R^2 = .02$	$R^2 = .17**$ ; $\Delta R^2 = .05**$	$R^2 = .15$ ; $\Delta R^2 = .03$
	$F = 4.44***$	$F = 4.88***$	$F = 4.22***$

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

Kao što se može vidjeti iz Tablice 3, spol kao kontrolna varijabla pokazao se značajnim prediktorom, u smislu da djevojke imaju bolje ocjene na kraju prethodne školske godine. U drugom koraku, značajni pozitivni prediktori su savjesnost i neuroticizam. Ciljne orientacije, u posljednjem koraku, nisu dodatno pridonosile varijanci prosjeka ocjena nakon kontrole spola i osobina ličnosti.

Vezano uz ocjenu iz hrvatskog jezika, spol je, također, značajno predviđao ocjene (djevojke imaju bolje ocjene). U drugom koraku, savjesnost i neuroticizam pokazali su se pozitivnim prediktorima ocjene iz hrvatskog jezika. U trećem koraku, ciljna orientacija na učenje predviđa višu ocjenu iz hrvatskog jezika.

Konačno, vezano uz ocjenu iz prvog stranog jezika, HRA pokazuje da otvoreniji učenici imaju bolje ocjene iz prvog stranog jezika, dok ekstrovertniji učenici

imaju niže ocjene. Ciljne orientacije, u posljednjem koraku, nisu se pokazale značajnim prediktorom ocjene iz stranog jezika.

Kao što se može vidjeti u tablici 3, dodavanjem ciljnih orientacija u posljednji korak HRA za ocjenu iz hrvatskog jezika, efekt savjesnosti se smanjio dok efekt neuroticizma više nije bio značajan, što sugerira medijacijski učinak. Kako bismo provjerili moguću medijacijsku ulogu orientacije na učenje u odnosu savjesnosti i neuroticizma s ocjenom iz hrvatskog jezika, korišten je Hayesov PROCESS (2013). Rezultati analiza pokazali su da orientacija na učenje posreduje u odnosu savjesnosti i ocjene iz hrvatskog jezika s indirektnim efektom od .07 ( $Z = 2.28, p < .05$ ) uz interval pouzdanosti od .02 do .14. Prema tome, rezultati sugeriraju da je orientacija na učenje parcijalni medijator odnosa savjesnosti i ocjene iz hrvatskog jezika, s obzirom da savjesnost ima i direktan i indirekstan učinak. S druge strane, orientacija na učenje nije se pokazala kao medijator odnosa između neuroticizma i ocjene iz hrvatskog jezika s indirektnim efektom od -.03 ( $Z = 1.49, p > .05$ ) uz interval pouzdanosti od -.08 do .00.

## Diskusija

Cilj našeg istraživanja bio je ispitati učinke dimenzija ličnosti i ciljnih orientacija na različite indikatore školskog uspjeha kod gimnazijalaca. Rezultati su pokazali da je pozitivan prediktor prosjeka ocjena i ocjene iz hrvatskog jezika savjesnost, ocjene iz stranog jezika otvorenost, a orientacija na učenje pozitivno predviđa ocjenu iz hrvatskog jezika. Zanimljiv je nalaz da je neuroticizam pozitivan prediktor prosjeka ocjena i ocjene iz hrvatskog te da je ekstraverzija negativni prediktor ocjene iz stranog jezika.

Savjesnost se u istraživanjima dosljedno pokazuje kao pozitivan prediktor školskog uspjeha, te je u skladu s očekivanjima rezultat koji pokazuje da ova dimenzija pozitivno predviđa prosjek ocjena, kao i ocjenu iz hrvatskog jezika. Savjesnost karakteriziraju kompetentnost, odgovornost, samodisciplina i druge osobine koje pridonose tome da je učenik predan učenju i da postiže bolje ocjene (Sorić, 2014). Također, Matešić i Zarevski (2008) su utvrdili kako je savjesnost najjači prediktor za tri kriterija školskog uspjeha, a to su ocjena iz hrvatskog jezika, matematike i prosjek na polugodištu. Osim toga, De Raad i Schouwenburg (1996) smatraju kako je savjesnost najistaknutija u školskom kontekstu. Gimnazijski program nastave iz hrvatskog jezika vrlo je opširan (Nacionalni centar za vanjsko vrednovanje obrazovanja, 2015), osobito u pogledu lektire. Za čitanje lektire (čak i kada im sadržaj nije zanimljiv) savjesnost je važna za uspjeh iz hrvatskog jezika jer potiče učenike na redovito čitanje, čak i kada možda nisu zainteresirani za ovu vrstu aktivnosti.

Nadalje, istraživanje je pokazalo kako otvorenost pozitivno predviđa ocjenu iz stranog jezika. Uz savjesnost, otvorenost ka iskustvu se najčešće dovodi u vezu sa školskim uspjehom. Slične rezultate dobili su Laidre, Pullmannove i Allika

(2007), iako neka istraživanja pokazuju da ta veza nije tako snažna kao između savjesnosti i školskog uspjeha (Poropat, 2009). Bidjerano i Yun Dai (2007) dovode u vezu otvorenost ka iskustvu i strategije učenja „višeg reda“ kao što su: metakognicija, elaboracija i kritičko mišljenje. Otvorenost ka iskustvu pozitivno je povezana s dubinskim pristupom učenju (Chamorro-Premuzic & Furnham, 2008, Chamorro-Premuzic & Furnham, 2009, Rosander & Bäckström, 2012), a negativno s površinskim pristupom učenju (Chamorro-Premuzic & Furnham, 2009, Rosander & Bäckström, 2012). Naši rezultati u skladu su s navedenim nalazima utoliko što se pokazalo da je otvorenost pozitivno povezana orijentacijom na učenje, koja podrazumijeva dubinski pristup učenju. Jensen (2015) također naglašava povezanost otvorenosti s dubinskim pristupom učenju, intrinzičnom motivacijom te s visokim rezultatima na testovima jezičnih sposobnosti, pa je moguće da upravo pri učenju stranog jezika ovakve karakteristike pridonose boljim ocjenama. S obzirom da otvorenost nije predviđala ocjenu iz hrvatskog jezika, te da ciljne orijentacije nisu imale značajnih učinaka, također je moguće da interes za novim i drugačijim, koji je sastavni dio ove dimenzije ličnosti, omogućava učenicima dovoljno motivacije i ustrajnosti u učenju stranih jezika, neovisno o tome kakav im je pristup učenju.

Vezano uz učinke ekstraverzije, pokazalo se kako ekstraverzija negativno predviđa ocjenu iz stranog jezika. Upravo kod ekstraverzije najviše su prisutni suprotni nalazi u vezi sa školskim uspjehom. De Raad i Schouwenburg (1996) utvrdili su kako ekstrovertirani učenici postižu bolji uspjeh zbog više razine energije te zbog pozitivnih stavova koji vode želji za razumijevanjem i učenjem. S druge strane, Sanchez-Marin, Rejano-Infante i Rodriguez-Troyano (2001) utvrdili su kako ekstroverti imaju slabije ocjene zbog slabije pažnje, više razine društvenosti i impulzivnosti. Entwistle (1972) navodi da s prelaskom na više razine obrazovanja dolazi do promjene u odnosu između ekstraverzije i uspjeha u obrazovanju. U osnovnoj školi su bolji učenici ekstravertirana djeca, dok su srednjoj školi i na fakultetu bolji introverti. Moguće je da obilježja ekstrovertiranih učenika, kao veća potreba za eksternalnom stimulacijom, druženjem i različitim aktivnostima, te posljedično i manje vremena posvećenog učenju, pridonose slabijem uspjehu iz stranog jezika. Međutim, također je moguće da su nastavne metode i zahtjevi u nastavi stranih jezika (osobito u gimnazijskom programu) više prilagođene introvertima nego ekstrovertima. Naime, povećani zahtjevi za samostalnim radom u srednjoj školi u odnosu na osnovnu školu, kao i dominantno pismeno ispitivanje znanja, više odgovaraju introvertima, dok ekstroverti bolji učinak postižu u grupnim aktivnostima i raspravama (Booth & Winzar, 1993).

Neuroticizam, u ovom istraživanju, pozitivno predviđa prosjek ocjena i ocjenu iz hrvatskog jezika, no taj efekt je dosta slab i gubi se u posljednjem koraku analize. Naime, neuroticizam prate anksioznost, strahovi i sumnje te ostali problemi koji dovode do lošijeg uspjeha (Hakimi, Hejazi, & Lavasani, 2011). Jensen (2015) navodi kako je neuroticizam povezan s površnim učenjem i lošijim ocjenama, a Sorić (2014) ističe kako su učenici, koji su pozicionirani visoko na ne-

uroticizmu, skloni distrakcijama jer ih njihove negativne emocije ometaju da se usmjere na zadatak. Oni biraju manje učinkovite strategije i lako odustaju od zadatka, što doprinosi lošijem školskom postignuću (Sorić, 2014). Također, brojna ranije navedena istraživanja pokazuju kako je neuroticizam negativan prediktor školskog uspjeha (Chamorro-Premuzic & Furnham, 2003a i 2003b; Hakimi et al., 2011). Međutim, Eysenck & Eysenck (1985) sugeriraju da motivacijski učinci anksioznosti mogu biti pozitivni kod inteligentnih učenika te je u tom smislu neuroticizam pozitivan prediktor školskog uspjeha kod inteligentnijih učenika, a negativan kod manje sposobnih učenika. Norem i Cantor (1986) predlažu da neuroticizam može poticati motivaciju i ulaganje truda tako da anksiozni pojedinci, koji predviđaju neuspjeh, ulažu veće napore kako bi smanjili mogućnost neuspjeha. Nadalje, Bratko i suradnici (Bratko et al., 2006) predlažu da određena razina anksioznosti i perfekcionizma potiče na veću spremnost na učenje. Dakle, moguće je da neuroticizam iz tih razloga predviđa bolje ocjene u ovom istraživanju. Također, određena razina anksioznosti kod pojedinaca orijentiranih na uspjeh motivira na učenje (Komarraju et al., 2009), a možemo prepostaviti da su učenici gimnazije orijentirani na uspjeh.

Ugodnost se nije pokazala kao prediktor školskog uspjeha u istraživanju. Ugodnost u osnovnoj školi pozitivno predviđa školski uspjeh, te Hair i Graziano (2003) smatraju da održavanje dobrih odnosa s nastavnicima i drugim učenicima vodi boljem školskom uspjehu, ali je moguće da u srednjoj školi ugodnost više nema važnu ulogu. Farsides i Woodfield (2003) utvrđili su kako je ugodnost povezana s pohađanjem nastave, te su zaključili da je ugodnost općenito povezana s ponašanjem u školi, a ne toliko s uspjehom, zbog čega je moguće da su ostale osobine ličnosti važnije u školskom okruženju.

Od ciljnih orientacija značajnom u predviđanju uspjeha se pokazala jedino ciljna orientacija na učenje, te je utvrđeno kako ona pozitivno predviđa ocjenu iz hrvatskog jezika. Stanišak Pilatuš i suradnici (2013) ustanovili su kako ciljna orientacija na učenje predviđa bolji školski uspjeh. Isto to istraživanje pokazalo je kako orientacija na učenje djeluje kao pozitivan prediktor ocjene iz hrvatskog jezika. Harackiewicz i suradnici (2000) navode kako orientacija na učenje ima velike koristi u predmetima gdje se traži dublja obrada sadržaja, integracija naučenog, stalan trud i uključenost. Učenje hrvatskog jezika u gimnazijskim programima je složen proces i moguće da upravo zbog toga orientacija na učenje pridonosi boljim rezultatima. Orientacija na učenje, također se pokazala parcijalnim medijatorom odnosa između savjesnosti i uspjeha iz hrvatskog jezika. S obzirom da ciljna orientacija na učenje podrazumijeva da učenik želi naučiti određeno gradivo, da je motiviran da ga razumije, te da je samostalan u tome, odnosno ne treba vanjske poticaje, nije iznenadujuće da ona jedan od mehanizama u odnosu savjesnosti i uspjeha. Kao što je ranije navedeno, gradivo hrvatskog jezika u gimnazijskom programu je opsežno, osobito u pogledu lektire. Ukoliko je zadani tekst za učenika zanimljiv te ukoliko je on usmjerjen na savladavanje i razumijevanje tog teksta i uživa u njemu (ciljna orientacija na učenje), ishod u zadatku će

vjerojatno biti bolji. Rončević Zubković (2013) navodi da učenici usmjereni na učenje čitaju iz znatiželje i interesa, s ciljem razumijevanja i prođubljivanja znanja. Autorica navodi da takvi učenici koriste strategije dubinskog procesiranja, odnosno povezuju informacije iz teksta međusobno i s prethodnim znanjem, zadatak čitanja shvaćaju kao izazov, pokazuju ustrajnost čak i kada dožive neuspjeh, te pokazuju visoku razinu samoregulacije. Također, nije iznenađujuće niti da se ne radi o potpunoj medijaciji, s obzirom da savjesni učenici mogu imati dobar uspjeh zbog svog osjećaja odgovornosti, zbog vanjskih pritisaka ili strateški, zbog boljih ocjena, a ne nužno zbog želje za učenjem.

Iako se ciljna orientacija na izvedbu u mnogim istraživanjima pokazala kao pozitivan prediktor uspjeha, u trenutnom istraživanju nije pokazan takav odnos. Moguće je da učenici u ovom uzorku ciljnu orientaciju na izvedbu ne percipiraju kao nešto što će im koristiti, osobito ako uzmemo u obzir da gimnaziski obrazovanje cijeni dubinski pristup učenju i razumijevanje gradiva. Naime, Dompnier, Darnon i Butera (2013) su pokazali kako pozitivan odnos orientacije na izvedbu i školskog uspjeha ovisi o percepciji korisnosti orientacije na izvedbu. Osim toga, motivacija da se učenik pokaže kao što bolji u odnosu na druge i želja za dobivanjem dobrih ocjena, možda ne djeluje kao dovoljno jak prediktor za školski uspjeh. Također, Chen i Matheiu (2008) su pronašli kako orijentacija na izvedbu nije predviđala uspjeh u domenama akademskog postignuća, kao ni u domeni socijalnih odnosa i neakademskih aktivnosti. Važno je spomenuti i kako su neka istraživanja pronašla pozitivan odnos orientacije na izvedbu i negativnih radnji poput izbjegavanja traženja pomoći od svojih vršnjaka i varanja na ispitima, te povezanost s poremećajima u ponašanju i samohendikepiranjem, a sve od navedenog nepovoljno utječe na akademski uspjeh (Shim & Ryan, 2005).

S obzirom na negativne posljedice orijentacije na izbjegavanje truda pretpostavljali smo kako će prihvatanje te orijentacije negativno predviđati školski uspjeh, međutim takav odnos nije dobiven. Kao objašnjenje za takve nalaze možemo navesti istraživanje Harackiewicze i suradnici (1997) gdje je pokazano kako su natjecateljski nastrojeni učenici skloni usvajati orijentaciju na izvedbu i orijentaciju na izbjegavanje truda. Takav nalaz, osobito za učenike orientirane na izbjegavanje truda, sugerira kako je njihova motivacija ekstrinzična te da takvi učenici koriste površne strategije učenja, ulažući što manje truda kako bi dobili dobru ocjenu. Dakle, moguće je da su učenici u ovom uzorku, iako usmjereni na izbjegavanje truda, ekstrinzično motivirani željom za dobrim ocjenama. Osim toga, Fenollar, Roman i Cuestas (2007) navode kako su učenici srednje škole pod većim nadzorom roditelja i profesora (koji ih potiču i prate njihovo ulaganje truda), te je moguće kako u takvim uvjetima učinak orijentacije na izbjegavanje truda nije toliko jasan.

Važno je napomenuti nalaze da ocjenu iz matematike nije predviđala niti jedna od varijabli uključenih u ovo istraživanje. Moguće da su za uspjeh u matematici važne neke druge varijable koje nismo ispitivali, kao npr. kognitivne sposobnosti, što je ujedno i preporuka za buduća istraživanja.

Istraživanje ima određena ograničenja. Uzorak je prigodni, istraživanje je provedeno u dvije škole općeg gimnazijskog usmjerjenja, što umanjuje mogućnost generalizacije na širu populaciju učenika. Korišteni su upitnici samoprocjene koji imaju svoje nedostatke, kao što je pitanje sposobnosti sudionika da procjene svoja ponašanja i emocije, problem referentne točke koju sudionik uzima pri procjeni, te davanje socijalno poželjnih odgovora. Dalnjim istraživanjima bilo bi korisno proširiti uzorak na više škola različitih usmjerjenja, uključiti neke druge varijable u predikciju školskog uspjeha kao što su: kognitivne sposobnosti, te druge motivacijske varijable, npr. vrijednost zadatka, samoefikasnost i slično, kao i koristiti više izvora procjene.

Nalazi ovog istraživanja imaju neke važne implikacije za školsko okruženje. Savjesnost se pokazala kao pozitivan prediktor prosjeka ocjena i ocjene iz hrvatskog te ujedno kao najsnažniji prediktor u ovom istraživanju. Iz tog razloga bi bilo dobro usmjeriti se na to da učenici tijekom ranije dobi razvijaju vještine koje su povezane s višim stupnjem savjesnosti. To bi moglo biti učinjeno tako da se naglašavaju važnost i pozitivne posljedice planiranja, organizacije i ispunjavanja obaveza. Također, naši rezultati sugeriraju da je, barem što se tiče nastave stranih jezika, poželjno organizirati nastavu na način da nastavne aktivnosti budu primjerene i ekstravertima i introvertima. Bilo bi preporučljivo ohrabrivati ekstraverte na korištenje strategija koje su tipične za introvertirane učenike, kao što su promišljanje, samorefleksija i viša razina samostalnosti, dok bi introverte trebalo ohrabrvati na traženje pomoći od strane drugih učenika i nastavnika te korištenje suradničkog učenja. Nadalje, orijentacija na učenje u ovom istraživanju predviđa ocjenu iz hrvatskog te bi bilo poželjno, zbog povezanosti ocjene s razumijevanjem gradiva i većim interesom za učenje, da nastavnici potiču tu ciljnu orientaciju. U školama se treba kreirati okruženje koje će poticati orientaciju na učenje, dakle, naglasak treba staviti na usvajanje znanja kao i na uvjerenje da uspjeh ovisi o uloženom trudu.

Nadalje, s obzirom da ciljne orientacije nisu imale značajnih učinaka na opći uspjeh, a jesu na ocjenu iz hrvatskog jezika, naše istraživanje, također, sugerira da je, pri ispitivanju učinaka osobina ličnosti i ciljnih orientacija na školski uspjeh, uputno koristiti ocjene iz pojedinih predmeta kao kriterij, umjesto općeg uspjeha. Naime, s obzirom na veći varijabilitet ocjena iz pojedinih predmeta (osobito onih koji se smatraju glavnima), veća je vjerojatnost da će doći do izražaja manji, ali značajni efekti. S druge strane, nalaz da postoje razlike u predviđanju ocjena iz pojedinih predmeta, osobito što se tiče osobina ličnosti, upućuje na potrebu za dalnjim istraživanjima. Naime, većina istraživanja, koja ispituju prediktore uspjeha iz pojedinih predmeta, fokusira se na specifične vještine i sposobnosti, a manje na opće karakteristike ličnosti. Moguće je da bi ispitivanje efekata pojedinih faceta dimenzija ličnosti dalo detaljniji uvid u to koje osobine učenika pridonose njihovom uspjehu, te koji su mehanizmi njihovog djelovanja. Na osnovu tih spoznaja možemo djelovati specifično, te omogućiti maksimalno ostvarivanje potencijala učenika u svakom pojedinom nastavnom predmetu.

## Reference

- Ames, C. (1992). Classrooms: Goals, structures, and student motivation. *Journal of Educational Psychology, 84*(3), 261–271. doi:10.1037/0022-0663.84.3.261
- Babarović, T., Burušić, J. i Šakić, M. (2009). Uspješnost predviđanja obrazovnih dostignuća učenika osnovnih škola Republike Hrvatske. *Društvena istraživanja, 4*–5, 673–695.
- Bidjerano, T., & Yun Dai, D. (2007). The relationship between the big-five model of personality and self-regulated learning strategies. *Learning and Individual Differences, 17*, 69–81. doi:10.1016/j.lindif.2007.02.001
- Booth, P., & Winzar, H. (1993). Personality biases of accounting students: Some implications for learning style preferences. *Accounting and Finance, 33*, 109–120. doi:10.1111/j.1467-629X.1993.tb00322.x
- Bratko, D., Chamorro-Premuzic, T., & Saks, Z. (2006). Personality and school performance: Incremental validity of self- and peer-ratings over intelligence. *Personality and Individual Differences, 41*, 131–142. doi:10.1016/j.paid.2005.12.015
- Chamorro-Premuzic, T., & Furham, A. (2003a). Personality Traits and Academic Examination Performance. *European Journal of Personality, 17*, 237–250. doi:10.1002/per.473
- Chamorro-Premuzic, T., & Furnham, A. (2003b). Personality predicts academic performance: Evidence from two longitudinal university samples. *Journal of Research in Psychology, 37*, 319–338. doi:10.1016/S0092-6566(02)00578-0
- Chamorro-Premuzic, T., & Furnham, A. (2008). Personality, intelligence and approaches to learning as predictors of academic performance. *Personality and Individual Differences, 44*, 1596–1603. doi:10.1016/j.paid.2008.01.003
- Chamorro-Premuzic, T., & Furnham, A. (2009). Mainly Openness: The relationship between the Big Five personality traits and learning approaches. *Learning and Individual Differences, 19*, 524–529. doi:10.1016/j.lindif.2009.06.004
- Chen, G., & Mathieu, J. E. (2008). Goal orientation dispositions and performance trajectories: The roles of supplementary and complementary situational inducements. *Organizational Behavior and Human Decision Processes, 106*(1), 21–38. doi:10.1016/j.obhdp.2007.11.001
- Cury, F., Elliot, A. J., Da Fonseca, D., & Moller, A. C. (2006). The social-cognitive model of achievement motivation and the 2 x 2 achievement goal framework. *Journal of Personality and Social Psychology, 90*, 666–679. doi:10.1037/0022-3514.90.4.666
- Dale, L., & Harrison, D. (2017). *How the Big Five personality traits in CPSQ increase its potential to predict academic and work outcomes*. Cambridge: Cambridge Assessment.
- De Raad, B., & Schouwenburg, H. C. (1996). Personality in learning and education: A review. *European Journal of Personality, 10*, 303–336. doi:10.1002/(sici)1099-0984(199612)10:5<303::aid-per262>3.3.co;2-u

- Dompnier, B., Darnon, C., & Butera, F. (2013). When performance–approach goals predict academic achievement and when they do not: A social value approach. *British Journal of Social Psychology*, 52, 587–596. doi:10.1111/bjso.12025
- Elliot, A. J. (1999). Approach and Avoidance Motivation and Achievement Goals. *Educational Psychologist*, 34, 169–189. doi:10.1207/s15326985ep3403\_3
- Elliot, A. J., & Church, M. A. (1997). A hierarchical model of approach and avoidance achievement motivation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 72, 218–232. doi:10.1037/0022-3514.72.1.218
- Elliot, A. J., McGregor, H. A., & Gable, S. (1999). Achievement Goals, Study Strategies, and Exam Performance: A Mediational Analysis. *Journal of Educational Psychology*, 91, 549–563. doi:10.1037/0022-0663.91.3.549
- Elliot, A. J., & McGregor, H. A. (2001). A 2 x 2 Achievement Goal Framework. *Journal of Personality and Social Psychology*, 80, 501–519. doi:10.1037/0022-3514.80.3.501
- Entwistle, N. J. (1972). Personality and Academic Attainment. *British Journal of Educational Psychology*, 42, 137–151. doi:10.1111/j.2044-8279.1972.tb00707.x
- Eysenck, H. J., & Eysenck, M. W. (1985). *Personality and individual differences: a natural science approach*. New York: Plenum Press.
- Farsides, T., & Woodfield, R. (2003). Individual differences and undergraduate academic success: The roles of personality, intelligence, and application. *Personality and Individual Differences*, 34, 1225–1243. doi:10.1016/S0191-8869(02)00111-3
- Fenollar, P., Roman, S., & Cuestas P. J. (2007). University students' academic performance: An integrative conceptual framework and empirical analysis. *British Journal of Educational Psychology*, 77, 873–891. doi:10.1348/000709907X189118
- Gilman, R., & Anderman, E. M. (2006). The relationship between relative levels motivation and intrapersonal, interpersonal, and academic functioning among older adolescents. *Journal of School Psychology*, 44, 375–391. doi:10.1016/j.jsp.2006.03.004
- Gottfried, A. E. (1985). Academic intrinsic motivation in elementary and junior high school students. *Journal of Educational Psychology*, 77, 631–645. doi:10.1037/0022-0663.77.6.631
- Gottfried, A. E. (1990). Academic intrinsic motivation in young elementary school children. *Journal of Educational Psychology*, 82, 525–538. doi:10.1037/0022-0663.82.3.525
- Hair, E. C., & Graziano, W. (2003). Self-Esteem, Personality and Achievement in High School: A Prospective Longitudinal Study in Texas. *Journal of Personality*, 71, 971–994. doi:10.1111/1467-6494.7106004
- Hakimi, S., Hejazi, E., & Lavasani, M. G. (2011). The Relationships Between Personality Traits and Students' Academic Achievement. *Procedia – Social and Behavioral Sciences*, 29, 836–845. doi:10.1016/j.sbspro.2011.11.312

- Harackiewicz, J. M., Barron, K. E., Tauer, J. M., Carter, S. M., & Elliot, A. J. (2000). Short-term and long-term consequences of achievement goals: Predicting interest and performance over time. *Journal of Educational Psychology*, 92, 316–330. doi:10.1037/0022-0663.92.2.316
- Hayes, A. F. (2013). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis*. New York, NY: The Guilford Press.
- Hulleman, C. S., Schrager, S. M., Bodmann, S. M., & Harackiewicz, J. M. (2010). A metaanalytic review of achievement goal measures: Different labels for the same constructs or different constructs with similar labels? *Psychological Bulletin*, 136, 422–449. doi:10.1037/a0018947
- Jensen, M. (2015). Personality Traits, Learning and Academic Achievements. *Journal of Education and Learning*, 4(4), 91–118. doi:10.5539/jel.v4n4p91
- John, O. P., & Srivastava, S. (1999). The Big Five Trait taxonomy: History, measurement, and theoretical perspectives. In L. A. Pervin, & O. P. John (Eds.), *Handbook of personality: Theory and Research* (pp. 102–138). New York, NY: Guilford Press.
- King, R. B., & McInerney, D. M. (2014). The work avoidance goal construct: Examining its structure, antecedents, and consequences. *Contemporary Educational Psychology*, 39, 42–58. doi:10.1016/j.cedpsych.2013.12.002
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York, NY: Guilford Press.
- Kodžopeljić, J. i Pekić, J. (2017). *Psihologija u nastavi. Odabране teme iz psihologije obrazovanja*. Novi Sad: Filozofski fakultet.
- Komarraju, M., Karau, S. J., & Schmeck, R. R. (2009). Role of the Big Five personality traits in predicting college students' academic motivation and achievement. *Learning and Individual Differences*, 19, 47–52. doi:10.1016/j.lindif.2008.07.001
- Laidra, K., Pullmann, H., & Allik, J. (2007). Personality and intelligence as predictors of academic achievement: A cross-sectional study from elementary to secondary school. *Personality and Individual Differences*, 42, 441–451. doi:10.1016/j.paid.2006.08.001
- Lin, Y., McKeachie, W. J., & Kim, Y. C. (2003). College student intrinsic and/or extrinsic motivation and learning. *Learning and Individual Differences*, 13, 251–258. doi:10.1016/S1041-6080(02)00092-4
- Lončarić, D. (2010). Spol i dob kao odrednice samoreguliranog učenja za cjeloživotno obrazovanje. U R. Bacalja (Ur.), *Zbornik radova s međunarodnog znanstveno stručnog skupa Perspektive cjeloživotnog obrazovanja učitelja i odgojitelja* (str. 104–118). Zadar: Sveučilište u Zadru.
- Matešić, K. i Zarevski, P. (2008). Povezanost opće inteligencije i dimenzija ličnosti sa školskim postignućem. *Metodika*, 17, 9, 260–270.
- Mattern, R. A. (2005). College Students' Goal Orientations and Achievement. *International Journal of Teaching and Learning in Higher Education*, 17, 27–32.

- Matthew, G., Schwean, V. L., Campbell, S. E., Saklofske, D. H., & Mohamed, A. R. (2000). Personality, Self-regulation and Adaptation: A Cognitive-social Framework. In M. Boekaerts, P. R. Pintrich, & M. Zeidner (Eds.), *Handbook of Self-regulation* (pp. 101–207). New York: Academic. doi:10.1016/B978-012109890-2/50035-4
- Nacionalni centar za vanjsko vrednovanje obrazovanja. (2015). *Nastavni planovi i programi za gimnazije i strukovne škole*. Preuzeto 07. septembra 2018 sa: <https://www.ncvvo.hr/nastavni-planovi-i-programi-za-gimnazije-i-strukovne-skole/>
- Nicholls, J. G., Patashnick, M., & Nolen, S. B. (1985). Adolescents' theories of education. *Journal of Educational Psychology*, 77, 683–692. doi:10.1037/0022-0663.77.6.683
- Niemivirta, M. (1996, March). *Motivational-cognitive components in self-regulated learning*. Paper presented at 5th International Conference on Motivation, Landau, Germany.
- Norem, J. K., & Cantor, N. (1986). Defensive Pessimism: Harnessing Anxiety as Motivation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 6, 1208–1217. doi:10.1037/0022-3514.51.6.1208
- Pahljina-Reinić, R. i Kukić, M. (2015). Ciljne orijentacije studenata i prilagodba na studij. *Psihologische teme*, 24, 543–556.
- Payne, S. C., Youngcourt, S. S., & Beaubien, J. M. (2007). A meta-analytic examination of the goal orientation nomological net. *The Journal of Applied Psychology*, 92(1), 128–50. doi: 10.1037/0021-9010.92.1.128
- Poropat, A. E. (2009). A Meta-Analysis of the Five-Factor Model of Personality and Academic Performance. *Psychological Bulletin*, 135, 322–338. doi:10.1037/a0014996
- Rijavec, M., Raboteg-Šarić, Z. i Franc, R. (1999). Komponente samoregulisanog učenja i školski uspjeh. *Društvena istraživanja*, 8, 529–541.
- Rončević Zubković, B. (2013). Samoregulacija čitanja. U M. Mićanović (Ur.), *Zbornik radova s IV. simpozija učitelja i nastavnika hrvatskoga jezika Čitanje za školu i život* (str. 33–41). Zagreb: Agencija za odgoj i obrazovanje.
- Rosander, P., & Bäckström, M. (2012). The unique contribution of learning approaches to academic performance, after controlling for IQ and personality: Are there gender differences? *Learning and Individual Differences*, 22, 820–826. doi:10.1016/j.lindif.2012.05.011
- Sanchez-Marin, M., Rejano-Infante, E., & Rodriguez-Troyano, Y. (2001). Personality and academic productivity in the university student. *Social Behavior and Personality*, 29, 299–305. doi:10.2224/sbp.2001.29.3.299
- Shim, S., & Ryan, A. (2005). Changes in self-efficacy, challenge avoidance, and intrinsic value in response to grades: The role of achievement goals. *The Journal of Experimental Education*, 73, 333–349. doi:10.3200/JEXE.73.4.333–349
- Skaalvik, E. M. (1997). Self-enhancing and self-defeating ego orientation: Relations with task and avoidance orientation, achievement, self-per-

- ceptions, and anxiety. *Journal of Educational Psychology*, 89, 71– 81. doi:10.1037/0022-0663.89.1.71
- Sorić, I. (2014). *Samoregulacija učenja: Možemo li naučiti učiti*. Jastrebarsko: Naklada Slap.
- Stanišak Pilatuš, I., Jurčec, L. i Rijavec, M. (2013). Ciljne orijentacije u učenju: dobne i spolne razlike i povezanost sa školskim uspjehom. *Napredak: časopis za pedagošku teoriju i praksu*, 154(4), 473–491.
- Steinmayr, R., Bipp, T., & Spinath, B. (2011). Goal orientations predict academic performance beyond intelligence and personality. *Learning and Individual Differences*, 21, 196–200. doi:10.1016/j.lindif.2010.11.026
- VandeWalle, D. (1997). Development and validation of a work domain goal orientation instrument. *Educational and Psychological Measurement*, 8, 995–1015. doi:10.1177/0013164497057006009
- Vizek Vidović, V., Rijavec, M., Vlahović-Štetić, V. i Miljković D. (2003). *Psihologija obrazovanja*. Zagreb: IEP–VERN.
- Zeidner, M., & Matthews, G. (2000). Intelligence and personality. In R. J. Sternberg (Ed.), *Handbook of intelligence* (pp. 581–610). New York, NY, US: Cambridge University Press. doi:10.1017/CBO9780511807947.027

**Gabrijela Vrdoljak  
Izabela Lovaković  
Ana Kurtović**

Department of  
Psychology, Faculty  
of Philosophy,  
Josip Juraj  
Strossmayer  
University of Osijek

## PERSONALITY TRAITS, GOAL ORIENTATIONS AND SCHOOL ACHIEVEMENT

The aim of this study was to investigate the possibility of predicting school achievement through personality traits and goal orientations. A total of 222 second, third and fourth grade high school students participated in the study (65.8% girls). The Big Five Inventory was used to measure the five personality traits (Extraversion, Neuroticism, Conscientiousness, Agreeableness and Openness to experience) and the Components of Self-Regulated Learning was used for measuring three goal orientations: learning goal orientation, performance goal orientation and work-avoidance goal orientation. As a measure of school achievement, the following was gathered: students' previous grade point average, grade in Croatian language, mathematics, and first foreign language. The results of the hierarchical regression analyses suggested that Conscientiousness and Neuroticism are positive predictors of GPA and the grade in the Croatian language. Furthermore, Openness is a positive predictor, while Extraversion is a negative predictor of the grade in the first foreign language. Also, results have shown that learning goal orientation is a positive predictor of the grade in Croatian language. Finally, results have shown that learning goal orientation mediated the relationship between Conscientiousness and the grade in Croatian language.

**Keywords:** goal orientations, personality traits, school achievement

**Andreja Bubić<sup>1</sup>**

Katedra za psihologiju, Filozofski fakultet, Sveučilište u Splitu

**Nikola Erceg**

Odsjek za psihologiju, Filozofski fakultet, Sveučilište u Zagrebu

## ZNAMO LI ŠTO NAS ČINI SRETNIMA? VAŽNOST LAIČKIH UVJERENJA O UZROCIMA SREĆE I VRIJEDNOSTI ZA DOŽIVLJAJ SREĆE

Potraga za srećom predstavlja jednu od temeljnih ljudskih težnji koja je u posljednje vrijeme privukla pažnju brojnih istraživača zainteresiranih za otkrivanje čimbenika koji utječu na sreću. Za razliku od većine prethodnih istraživanja u ovom području, koja su bila usmjerena isključivo na ispitivanje antecedenata i posljedica doživljavanja sreće, u ovom su istraživanju uz pomoć Upitnika laičkih uvjerenja o uzrocima sreće ispitana implicitna, laička uvjerenja pojedinaca o uzrocima sreće, kao i njihova povezanost s vrijednostima. Uz to, ispitana je važnost spomenutih laičkih uvjerenja o uzrocima sreće i vrijednosti za trenutno doživljenu razinu sreće sudionika. Istraživanje je provedeno na uzorku od 401 studenta različitih društvenih i humanističkih studija u Hrvatskoj. Rezultati faktorske analize Upitnika laičkih uvjerenja o uzrocima sreće pokazali su petfaktorsku strukturu ovog instrumenta, pri čemu su kao zasebni faktori, odnosno mogući uzroci sreće izdvojena životna postignuća, dostupnost luksusa, socijalna potpora, osobne snage, te zdravlje i sigurnost koji su pokazali samo umjerene korelacije s vrijednostima pojedinaca. Na kraju, rezultati hijerarhijske regresijske analize izdvojili su vrijednost otvorenosti za promjene te socijalnu potporu koja predstavlja mogući uzrok sreće kao značajne prediktore trenutne sreće sudionika. Dobiveni rezultati proširuju i nadopunjaju prethodne nalaze u ovom području i pokazuju kako laička uvjerenja o sreći i vrijednosti imaju određeni, relativno skromni doprinos doživljaju sreće.

**Ključne riječi:** implicitne teorije, sreća, uvjerenja, vrijednosti

<sup>1</sup> Adresa autora:  
abubic@ffst.hr

## Uvod

Kvaliteta života, psihološka dobrobit i sreća fenomeni su koji zanimaju ne samo psihologe, već i laike koji u svakodnevnom životu često razmatraju važnost sreće i činitelje koji na nju utječu. Ljudi se pritom razlikuju prema svojim razmišljanjima o tome što znači biti sretan, a sreću najčešće povezuju s osjećajem zadovoljstva, unutrašnjim mirom i harmonijom, pozitivnim afektom, socijalnim vezama, autonomijom, životnim postignućima, slobodom i izostankom osjećaja unesrećenosti (Delle Fave, Brdar, Freire, Vella-Brodrick, & Wissing, 2011; Delle Fave et al., 2016; Lu & Gilmour, 2004; Pflug, 2009). Zbog raznolikosti razmišljanja o sreći u svakodnevnom životu nije moguće ponuditi jedinstvenu definiciju laičkog poimanja sreće, ali se može sugerirati kako je ono najsličnije psihologiskom konstruktu subjektivne dobrobiti, a dijelom se može povezati i s konstruktima psihološke dobrobiti i kvalitete života (Argyle, 2013; Diener, Suh, Lucas, & Smith, 1999; Huppert, 2009; Lyubomirsky, Sheldon, & Schkade, 2005).

Iako različite laičke definicije sreće nisu međusobno usuglašene, one se mogu dovesti u vezu s implicitnim teorijama, odnosno laičkim uvjerenjima o uzrocima sreće koja se odnose na razmišljanja pojedinaca o činiteljima koji uzrokuju sreću. Slično kao kod definicija sreće, laici često među uzrocima sreće spominju međuljudske odnose, osobna postignuća i autonomiju, kao i dodatne činitelje vezane uz sigurnost, životni standard ili zdravlje (Chiasson, Dube, & Blondin, 1996; Sotgiu, Galati, Manzano, & Rognoni, 2011). Furnham i Cheng (2000) detaljnije su ispitali strukturu laičkih uvjerenja o uzrocima sreće na uzorku britanskih učenika i studenata te izdvojili nekolicinu različitih uzroka sreće koji uključuju: snažnu samokontrolu i izraženost poželjnih osobina ličnosti, posjedovanje privlačnih tjelesnih atributa i završeno visoko obrazovanje, slobodu odlučivanja o vlastitom životu, ostvarivanje bliskih veza s drugima, visoke razine samopoštovanja, materijalnu sigurnost i optimističan stav prema životu. Unutar spomenutog istraživanja autori su naveli kako su ovakva uvjerenja pojedinaca važna jer mogu utjecati na ponašanja koja oni biraju kako bi ostvarili svoju ili doprinijeli sreći drugih ljudi (Furnham & Cheng, 2000), zbog čega je ova problematika u posljednje vrijeme sve zastupljena u znanstvenim istraživanjima.

U dosadašnjim empirijskim istraživanjima laičkog razumijevanja sreće istraživači su se često usmjeravali na ispitivanje međukulturalnih razlika u poimanju sreće i njezinih uzroka, pri čemu su najčešće uspoređivali kolektivističke kulture Dalekog istoka ili Afrike s individualističkim kulturama europskih zemalja i SAD-a (Furnham, Cheng, & Shirasu, 2001; Lu et al., 2001b; Pflug, 2009). Rezultati tih istraživanja pokazali su kulturne specifičnosti implicitnih teorija, pri čemu se u individualističkim kulturama sreća češće povezuje s osobnim postignućima, dok se u kolektivističkim u većoj mjeri veže uz harmonične socijalne odnose (Furnham et al., 2001; Lu & Shih, 1997; Lu et al., 2001b; Uchida & Kitayama, 2009).

Iako brojni kulturni činitelji mogu utjecati na način definiranja sreće i njezinih uzroka, može se pretpostaviti da veliku ulogu u tom kontekstu imaju do-

minantne društvene vrijednosti koje predstavljaju stabilna uvjerenja o osobnoj i društvenoj poželjnosti određenih načina ponašanja i doživljavanja (Ferić, 2009; Rokeach, 1973, 2008). Vrijednosti se nalaze u osnovi ciljeva koje ljudi postavljaju u životu i predstavljaju važne motivatore i usmjeravajuća načela u životu svakog pojedinca (Ferić, 2007, 2008; Schwartz, 1992). Na temelju prethodnih istraživanja može se pretpostaviti kako su vrijednosti povezane s doživljajem sreće jer utječu na ljudska ponašanja, vrednovanje života te interpretaciju doživljenih događaja (Diener, 2000; Ferić, 2007). Vrijednosti mogu biti povezane s načinom na koji ljudi definiraju i vrednuju sreću, pa tako neki ljudi kao najveću vrijednost mogu postaviti hedonizam, odnosno ugodu ili zadovoljenje vlastitih tjelesnih želja koja time postaje njihov glavni motivacijski cilj (Ferić, 2009; Schwartz, 1992, 2008). Takav odnos potvrđuju i ranija istraživanja koja su pokazala povezanost vrijednosti i procjena o izvorima sreće, pri čemu su utvrđene i međukulturalne razlike u izraženosti tih veza (Lu, Gilmour, & Kao, 2001a; Lu & Shih, 1997).

Prethodna istraživanja koja su ispitivala važnost implicitnih teorija o sreći za doživljavanje sreće rezultirala su donekle neuskladenim rezultatima. Primjerice, Furnham i Cheng (2000) pokazali su nisku povezanost laičkih uvjerenja o uzrocima sreće s općom, stabilnom sklonosću pojedinaca prema doživljavanju sreće koja je bila znato više povezana s osobinama ličnosti, prije svega ekstraverzijom, ali i neuroticizmom i psihoticizmom te samopoštovanjem pojedinaca. Međutim, Peterson, Park i Seligman (2005) pokazali su povezanost dugoročnog zadovoljstva pojedinaca i orientacija prema sreći koje uključuju usmjerenošć prema užitku, smislu i uključenosti, a mogu se usporediti s laičkim uvjerenjima o uzrocima sreće jer također dijelom opisuju vjerovanja o tome što ljude čini sretnima. Slično tome, i drugi su istraživači pokazali važnost spomenutih orientacija za zadovoljstvo životom i trenutni afekt (Anić i Tončić, 2013; Brdar i Anić, 2010; Vella-Bordrick, Park, & Peterson, 2009), što sugerira kako laička razmišljanja o uzrocima sreće, kao i vrijednosti kojima pojedinci teže, mogu imati veći značaj na doživljaj sreće nego što sugeriraju rezultati Furnhama i Chenga (2000).

Glavni cilj provedenog istraživanja bio je ispitati strukturu implicitnih uvjerenja o uzrocima sreće na uzorku hrvatskih studenata, kao i njihovu povezanost s vrijednostima te odrediti doprinos ovih činitelja objašnjenju trenutne sreće pojedinaca. Pritom smo očekivali da će uvjerenja hrvatskih sudionika o uzrocima sreće biti povezana s njihovim vrijednosnim orientacijama, npr. da će životna postignuća kao mogući uzrok sreće biti povezana s vrijednosti vlastitog probitka koja odražava visoko vrednovanje uspjeha (Schwartz, 1992), jer osobe koje u životu imaju izražene motivacijske ciljeve postignuća i moći svoje usmjerenošć dijelom mogu opravdati uvjerenjem kako ih osobna postignuća mogu usrećiti. Na kraju, unutar provedenog istraživanja ispitana je važnost laičkih uvjerenja o uzrocima sreće i vrijednosti za trenutnu sreću sudionika koja je operacionalizirana upitnikom u kojem su sudionici naveli u koliko mjeri trenutno doživljavaju niz pozitivnih emocija, čime je prije svega zahvaćen hedonistički aspekt sreće. Pritom smo

očekivali kako će uvjerenja o uzrocima sreće i vrijednosti imati određeni, skromni doprinos doživljenoj sreći.

## Metod

### Sudionici i postupak

Istraživanje je provedeno na Sveučilištu u Splitu među studentima različitih društvenih i humanističkih studija koji su na fakultetu prije početka nastave zamoljeni za sudjelovanje u istraživanju. Sudjelovanje u istraživanju bilo je dobrovoljno i anonimno, u skladu s etičkim standardima institucije, a sudionici su za svoj trud nagrađeni bodovima u okviru nastave. Sudionicima je na početku kratko objašnjen postupak i svrha istraživanja, nakon čega su zamoljeni za suradnju i iskrenost u odgovaranju. Svi sudionici koji su zamoljeni za sudjelovanje pristupili su istraživanju koje je trajalo oko 15 minuta. U istraživanju je sudjelovao 401 sudionik prosječne dobi od 21.2 godine ( $SD = 1.14$ ), među kojima je bilo 353 (88 %) ženskih i 35 (8.7 %) muških sudionika, dok 13 (3.2 %) sudionika nije navelo spol.

### Instrumenti

**Upitnik laičkih uvjerenja o uzrocima sreće (The Causes of Happiness Questionnaire; Furnham & Cheng, 2000).** Upitnik predstavlja instrument za mjerjenje laičkih uvjerenja o uzrocima sreće koji je razvijen na temelju razgovora s laicima o uzrocima sreće. Sastoji se od 38 čestica koje opisuju moguće uzroke sreće (npr. „Ljudi su sretni ako imaju bliske prijatelje kojima vjeruju.“), a zadatak sudionika je da procijene svoje slaganje sa svakom od njih na skali od 7 stupnjeva (1 – *uopće se ne slažem*; 7 – *u potpunosti se slažem*). Na temelju inicijalne primjene ovog upitnika (Furnham & Cheng, 2000) izdvojeno je šest različitih faktora koji uključuju Mentalnu snagu i osobine ličnosti, Osobne snage, Postignuća i slobodu u životu, Socijalnu podršku i samopoštovanje, Sigurnost te Optimizam i zadovoljstvo. Za potrebe ovog istraživanja, instrument je preveden i prilagođen na hrvatski jezik pri čemu je korišten standardni postupak prijevoda s engleskog na hrvatski, a zatim hrvatskog na engleski jezik kako bi se osigurala međusobna uskladenost dvaju upitnika (Brislin, 1970; Hui & Triandis, 1985; Van de Vijver & Hambleton, 1996). Rezultati detaljnije obrade ovog upitnika prikazani su među Rezultatima istraživanja.

**Adaptirana kratka verzija Skale portreta vrijednosti (Portrait Values Questionnaire; Schwartz, 2003; Schwartz et al., 2001; Verkasalo, Lönnqvist, Lipsanen, & Helkama, 2009; Ferić, 2008).** Skala sadrži 21 česticu za mjerjenje vrijednosti povezanih s biološkim potrebama, potrebama za koordiniranom društvenom interakcijom te potrebama za opstankom i funkcioniranjem u grupi. Zadatak sudionika bio je da procijene koliko svaka od 21 čestice koja opisuje neku

zamišljenu osobu (npr. „Važno joj je saslušati ljude koji su drugačiji od nje. Čak i kada se ne slaže s njihovim mišljenjima, ipak ih nastoji razumjeti.“) opisuje njih same na skali od 6 stupnjeva (1 – *uopće mi nije slična*; 6 – *vrlo mi je slična*). Iako je unutar ovog instrumenta moguće odrediti izraženost 10 osnovnih vrijednosti za svakog pojedinca, zbog niskih pouzdanosti tako formiranih skala i u skladu s teorijskom strukturom vrijednosti (Ferić, 2008, 2009; Schwartz, 2003; Schwartz et al., 2001; Verkasalo et al., 2009), na temelju njih u prethodnim istraživanjima identificirano je 4 tipa viših vrijednosnih orientacija koje uključuju: Vlastiti probitak, Zadržavanje tradicionalnih odnosa (konzervativizam), Otvorenost za promjene te Vlastito odricanje. Ovako formirane skale pritom su u ovom istraživanju pokazale pouzdanosti u rasponu od .63 – .72 (Vlastiti probitak: .72; Otvorenost za promjene: .69; Konzervativizam: .67; Vlastito odricanje: .63), što je usporedivo s prethodnim nalazima dobivenim u Hrvatskoj (Ferić, 2008).

**Skala trenutne sreće.** Skala je prilagođena na temelju Skale psihološke dobrobiti (Koštrun, 2004), instrumenta za mjerjenje hedonističkog i eudemonističkog aspekta psihološke dobrobiti pojedinca. Originalni upitnik sastoji se od 6 čestica. S obzirom na to da je cilj istraživanja bio ispitati odrednice hedonističkog aspekta dobrobiti, u pripremi instrumenata smo koristili modificiranu verziju ove skale sastavljenu od 3 čestice koje su bile primjerene za mjerjenje ove varijable, odnosno određenju toga kako se ispitanici trenutno osjećaju. Unutar tako prilagođene verzije upitnika koja je korištena kao mjera trenutnog osjećaja sreće sudionika, zadatak sudionika bio je da procijene u kolikoj se mjeri trenutno osjećaju sretno, zadovoljno i ugodno (npr. U ovom trenutku osjećam se sretno) na skali od 7 stupnjeva (1 – *uopće se tako ne osjećam*; 7 – *u potpunosti se tako osjećam*), pri čemu je ukupni rezultat izračunat kao aritmetička sredina uključenih čestica. Pouzdanost ove skale procijenjena uz pomoć Cronbachovog koeficijenta bila je .89.

## Rezultati

Podaci su obrađeni uz pomoć računalnog paketa STATISTICA 11 (StatSoft, Inc.) za statističku obradu podataka, pri čemu je konfirmatorna faktorska analiza napravljena uz pomoć paketa R, verzija 3.2.4 (R Core Team, 2013).

Na početku provedenog istraživanja ispitano je kako sudionici procjenjuju važnost pojedinih aspekata opisanih u česticama Upitnika laičkih uvjerenja o uzrocima sreće kao mogućih uzroka sreće. U skladu s postupkom kojeg su razvili Furnham i Cheng (2000), za svaku od 38 čestica ovog upitnika izračunate su prosječne procjene sudionika o važnosti opisanih činitelja za doživljaj sreće. Pritom se za čestice s prosječnim vrijednostima manjim od 3.5 smatra da su nevažne, za one s prosječnim procjenama između 3.5 i 4.5 da su neutralne, za one s prosječnim procjenama između 4.5 i 5.5 da su važne te za čestice s prosječnim procjenama iznad 5.5 da su izrazito važne za doživljaj sreće. Sudionici su procijenili da za doživljaj sreće nije važno da su rođeni „sa sretnim genima“, dok su naročito

važnim procijenili to da imaju roditelje koji ih vole, brojne prijatelje te da mogu živjeti u skladu s vlastitim željama (Tablica 1).

U svrhu određivanja faktorske strukture laičkih uvjerenja o uzrocima sreće, najprije je provedena konfirmatorna faktorska analiza kojom je provjereno odgovara li struktura Upitnika laičkih uvjerenja o uzrocima sreće provedenog među hrvatskim sudionicima onoj koja je određena među britanskim sudionicima (Furnham & Cheng, 2000), a koja je detaljnije opisana u Metodi. Prilikom procjene slaganja korišteno je više različitih indeksa koji uključuju vrijednosti hi-kvadrat testa, indeks najboljeg pristajanja (GFI), indeks komparativnog pristajanja (CFI), korijen iz prosječne kvadrirane pogreške aproksimacije (RMSEA) te standardizirani korijen iz kvadriranih reziduala (SRMR) (Byrne, 2001; Hu & Bentler, 1999; Schreiber, Nora, Stage, Barlow, & King, 2006). Dobiveni rezultati pokazali su statistički značajan hi-kvadrat test koji upućuje na nedovoljno pristajanje podataka modelu ( $\chi^2(480) = 1453.45, p < .01$ ). Nadalje, indeks najboljeg pristajanja i indeks komparativnog pristajanja koji se odnose na ukupnu količinu objašnjene varijance kod ovog su modela bili manji od granične vrijednosti od .90 (CFI = .82; GFI = .81), dok su korijen iz prosječne kvadrirane pogreške aproksimacije kao i standardizirani korijen iz kvadriranih reziduala bili veći od preporučene granične vrijednosti .06 (RMSEA = .07; SRMR = .07). Na temelju dobivenih vrijednosti indeksa pristajanja modela, zaključili smo da rezultati konfirmatorne faktorske analize ne upućuju na zadovoljavajuće slaganje podataka dobivenih na hrvatskom uzorku sa strukturom utvrđenom na uzorku britanskih sudionika. Stoga je zatim provedena faktorska analiza metodom glavnih osi uz direct oblimin rotaciju (Schmitt, 2011). Iako je Guttman–Kaiserov kriterij sugerirao čak devet faktora, paralelna analiza i Velicerov MAP kriterij (O'Connor, 2000) ukazali su na petofaktorsku strukturu upitnika (Prilog). Pet izdvojenih faktora objasnilo je ukupno 51.87 % varijance Upitnika laičkih uvjerenja o uzrocima sreće. U Tablici 1 su prikazana zasićenja čestica na pojedinim faktorima, pri čemu su izostavljene kompleksne čestice (čestice koje imaju zasićenja na više od jednog faktora, pri čemu su razlike u vrijednostima tih zasićenja manje od .20) te nisu prikazana zasićenja manja od .30. Naime, Tabachnick i Fidell (2014) navode da je uglavnom najbolje izbjegavati kompleksne čestice jer one značajno komplificiraju interpretaciju faktora, a njihovo izbacivanje se može smatrati dobrom praksom posebice u slučajevima kad već postoji nekoliko čestica koje pokazuju snažnija zasićenja faktorima (zasićenja veća od .50; Costello & Osborne, 2005), što je slučaj kod svih naših faktora. Nakon izostavljanja kompleksnih čestica, u Upitniku laičkih uvjerenja o uzrocima sreće preostalo je ukupno 26 čestica (Tablica 1).

Tablica 1

*Aritmetičke sredine (M), standardne devijacije (SD) te faktorska zasićenja čestica unutar Upitnika laičkih uvjerenja o uzrocima sreće*

Ljudi su sretni ako...	M	SD	Faktorska zasićenja				
			F1	F2	F3	F4	F5
<b>Životna postignuća</b>							
23. ... mogu slobodno birati svoj stil života.	5.99	1.06	.80				
21. ... mogu slobodno birati svoju karijeru ili posao.	5.98	1.02	.77				
22. ... su u potpunosti ostvarili svoje potencijale.	6.08	.97	.72				
24. ... mogu slobodno živjeti onako kako žele.	6.02	1.12	.65				
19. ... su u životu postigli ono što su željeli.	6.33	.93	.55				
26. ... rade posao kojeg vole.	6.29	.91	.49				
<b>Dostupnost luksusa</b>							
7. ... u slobodno vrijeme sebi mogu priuštiti luksuzne aktivnosti (npr. odlazak na daleka putovanja).	4.42	1.67		.66			
8. ... su fizički privlačni.	4.19	1.52		.57			
14. ... su visoko obrazovani.	4.13	1.59		.43			
<b>Socijalna potpora</b>							
10. ... imaju bliske prijatelje kojima vjeruju.	6.44	.87		.79			
9. ... imaju roditelje koji ih vole.	6.26	1.08		.73			
13. ... su prihvaćeni i voljeni od strane drugih ljudi (u školi, na poslu ili u društvu).	6.06	1.06		.69			
16. ... imaju zdravu, pametnu i lijepu djecu.	6.18	1.20		.54			
15. ... su u braku s osobom koju vole.	6.47	.98		.54			
12. ... imaju mnogo prijatelja koji im se sviđaju.	5.47	1.37		.51			
<b>Osobne snage</b>							
34. ... su zrele (odgovorne) osobe.	5.30	1.33		.65			
30. ... su izrazito emocionalno stabilni.	5.45	1.19		.59			
31. ... imaju dobre socijalne vještine (samopouzdanje i dobre odnose s drugima).	5.79	1.01		.58			
32. ... imaju snažnu volju (unutrašnju snagu).	5.92	1.07		.54			

Ljudi su sretni ako...	<i>M</i>	<i>SD</i>	Faktorska zasićenja				
			F1	F2	F3	F4	F5
33. ... imaju ugodnu osobnost (ugodni, imaju dobar smisao za humor).	5.78	1.11					.51
35. ... su više orijentirani na duhovne nego na materijalne vrijednosti.	5.78	1.23					.49
38. ... prihvaćaju život onakav kakav jest i zadovoljni su s onim što imaju.	6.14	1.10					.35
<b>Zdravlje i sigurnost</b>							
4. ... žive u sigurnom, prostranom prostoru.	5.05	1.42					.72
6. ... žive u dobrom stambenim uvjetima.	5.00	1.29					.65
3. ... su općenito zdraviji od drugih ljudi.	5.37	1.39					.55
1. ... su rođeni sa „sretnim genima“.	3.25	1.88					.34

Nakon toga, rezultati sudionika na svim faktorima izračunati su kao aritmetičke sredine procjena na česticama koje su vezane uz svaki od njih, a koje su prikazane u Tablici 2. Prvi faktor sastojao se od šest čestica koje su se odnosile na Životna postignuća, odnosno ispunjenje vlastitih potencijala pojedinaca koji mogu živjeti kako žele. Čestice u okviru drugog faktora opisivale su dostupnost luksuznih predmeta i aktivnosti, kao i osobine pojedinca koje to mogu omogućiti. Stoga je taj faktor, koji je uključivao tri čestice, nazvan Dostupnost luksusa. Treći faktor koji se sastojao od šest čestica nazvan je Socijalna potpora jer su čestice u okviru ovog faktora bile vezane uz socijalne veze s bliskim osobama. Četvrti faktor nazvan je Osobne snage jer su čestice u okviru ovog faktora opisivale različite poželjne osobine ličnosti ili druge snage pojedinaca. Ovaj faktor uključivao je ukupno sedam čestica. Posljednji, peti faktor uključivao je četiri čestice povezane s dobrom kvalitetom života te dobrom zdravljem pa je stoga nazvan Zdravlje i sigurnost. Pouzdanost ovako formiranih skala izračunata uz pomoć Cronbachovog  $\alpha$  koeficijenta prikazana je u Tablici 2. Pouzdanost cijele skale procijenjena uz pomoć Cronbachovog koeficijenta iznosila je .93.

Tablica 2

*Deskriptivne vrijednosti i pouzdanosti faktora Upitnika laičkih uvjerenja o uzrocima sreće*

Skale	M	SD	Sk	Ku	α
Životna postignuća	6.11	0.77	-1.20	2.69	.86
Dostupnost luksuza	4.25	1.25	-0.38	0.04	.69
Socijalna potpora	6.15	0.80	-1.42	2.74	.82
Osobne snage	5.74	0.82	-0.57	-0.01	.83
Zdravlje i sigurnost	4.57	1.05	-0.31	0.29	.64

Napomena. M – aritmetička sredina, SD – standardna devijacija, Sk - mera zakošenosti, Ku – mera sploštenosti, α – Cronbachov koeficijent pouzdanosti.

S obzirom na to da su rasponi indeksa asimetričnosti +/-3, a indeksa spljoštenosti +/-10, korišteni su parametrijski postupci obrade podataka. Uz pomoć korelacijske analize ispitana je povezanost između pet faktora koji opisuju moguće uzroke sreće i četiri tipa vrijednosti, kao i trenutne sreće. Dobiveni rezultati pokazali su statistički značajne povezanosti gotovo svih faktora sreće i vrijednosti, pri čemu je najviša korelacija utvrđena između vrijednosti vlastitog probitka i dostupnosti luksuza kao mogućeg uzroka sreće. Sve korelacije prikazane su u Tablici 3.

Tablica 3

*Koeficijenti korelacija između varijabli ispitanih u istraživanju*

	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Vlastiti probitak (1)	.38**	.31**	-.05	.20**	.40**	.16**	.13*	.26**	-.03
Otvorenost za promjene (2)	–	-.03	.35**	.34**	.19**	.20**	.22**	.19**	.18**
Konzervativizam (3)		–	.23**	.17**	.19**	.22**	.38**	.32**	.02
Vlastito odricanje (4)			–	.34**	-.04	.33**	.37**	.20**	.18**
Životna postignuća (5)				–	.33**	.55**	.56**	.31**	.11**
Dostupnost luksuza (6)					–	.32**	.30**	.42**	.02
Socijalna potpora (7)						–	.52**	.34**	.19**
Osobne snage (8)							–	.33**	.17**
Zdravlje i sigurnost (9)								–	.10
Trenutna sreća (10)									–

Napomena. \* p <.05. \*\* p <.01.

Nadalje, provedena je hijerarhijska regresijska analiza s ciljem ispitivanja doprinosa mogućih uzroka sreće i vrijednosti objašnjenju trenutne razine sreće sudionika (Tablica 4). U prvom koraku analize, kao mogući prediktori uključene su vrijednosti, dok je u drugom koraku dodano pet mogućih uzroka sreće. Ovaj redoslijed uključenja varijabli određen je na temelju principa kauzalnog prioriteta (Cohen & Cohen, 1983), odnosno reflektira činjenicu da vrijednosti predstavljaju temeljnije i obuhvatnije karakteristike pojedinaca koje mogu utjecati na razvoj i formulaciju njihovih uvjerenja o uzrocima sreće. Unutar dobivenih rezultata vrijednost otvorenenosti za promjene kao i socijalna potpora kao mogući uzrok sreće izdvojeni su kao prediktori trenutne sreće. Pritom je multipli koeficijent korelacije ukupnog modela iznosio  $R = .29$  ( $p < .01$ ), a koeficijent determinacije  $R^2 = .08$ . Dakle, model je ukupno objasnio 8% varijance, što upućuje na skroman doprinos vrijednosti i uvjerenja o uzrocima sreće doživljaju sreće.

Tablica 4

*Rezultati hijerarhijske regresijske analize s trenutnom srećom kao kriterijem*

Prediktori	Korak 1			Korak 2		
	B	SE(B)	$\beta$	B	SE(B)	$\beta$
Vlastiti probitak	-.15	.08	-.11	-.15	.09	-.11
Otvorenost za promjene	.30	.10	.19**	.29	.10	.18**
Konzervativizam	.05	.08	.03	-.02	.09	-.02
Vlastito odricanje	.19	.10	.10	.09	.11	.05
Životna postignuća				-.13	.11	-.08
Dostupnost luksuza				-.04	.06	-.04
Socijalna potpora				.24	.10	.14*
Osobne snage				.15	.11	.09
Zdravlje i sigurnost				.06	.07	.05
$R$			.24			.29
$R^2$			.06			.08
$\Delta R^2$			-			.02*
$F(df)$			5.81**(4, 396)			3.85**(9, 391)

*Napomena.* \*  $p < .05$ . \*\*  $p < .01$ .

## Diskusija

Provedenim istraživanjem ispitana su laička uvjerenja o uzrocima sreće, kao i njihova povezanost s vrijednostima te trenutno doživljenim razinama sreće. Dobiveni rezultati pokazali su umjerene korelacije između vrijednosti i uvjerenja o uzrocima sreće. Uz to, utvrđeni su određeni, skromni doprinosi vrijednosti otvorenosti za promjene te socijalne potpore kao uzroka trenutne sreće.

Provedeno istraživanje bilo je usmjereni ispitivanju laičkih shvaćanja sreće kao jedne od temeljnih ljudskih težnji koja je povezana s brojnim pozitivnim ishodima, primjerice boljim osobnim odnosima, profesionalnim uspjesima, tjelesnim zdravljem i drugo (Argyle, 2013; Diener & Seligman, 2002; Sheldon & Lyubomirsky, 2007). Dobiveni rezultati pokazuju kako hrvatski studenti čestice koje opisuju dostupnost luksuzu, kao ni genetske utjecaje koji se vezuju uz širi faktor zdravlja i sigurnosti, nisu procijenili kao pretjerano važne za doživljaj sreće. S druge strane, sudionici su čestice koje se odnose na životna postignuća, odnosno ispunjenje vlastitih potencijala procijenili kao relativno najvažnije za doživljaj sreće. Ovaj je nalaz u skladu s rezultatima ranije opisanog istraživanja Petersona i suradnika (Peterson et al., 2005) koji su pokazali veću važnost orientacije prema smislu i posvećenosti od hedonizma za sreću te prethodnim istraživanjima eudemonističkih shvaćanja sreće (Waterman, 1993). Također, u ranijima ispitivanjima vrijednosnih orientacija hrvatskih adolescenata utvrđeno je da sudionici općenito znatno više vrednuju samooštvarujuće od hedonističkih vrijednosti (Franc, Šakić i Ivičić, 2002; Raboteg-Šarić, Šarić i Zajc, 1997), dok se u ovom istraživanju pokazuje kako sudionici na sličan način procjenjuju važnost ovih činitelja za doživljaj sreće. Dobiveni su rezultati u skladu i s prethodnim nalazima koji pokazuju veći doprinos eudemonističkih težnji pojedinaca njihovom zadovoljstvu životom i pozitivnom afektu, kao i doprinos ekstrinzičnih životnih ciljeva negativnom afektu (Brdar i Anić, 2010). Uz spomenute činitelje, u provedenom istraživanju sudionici su kao važan uzrok sreće navodili i dobre socijalne odnose, što je u skladu s prethodnim nalazima koji su pokazali da laici prepoznaju važnost socijalnih odnosa za ostvarivanje dugoročne sreće (Caunt, Franklin, Brodaty, & Brodaty, 2012; Delle Fave et al., 2011, 2016).

Nadalje, na temelju provedenog istraživanja moguće je donekle usporediti razmišljanja o sreći hrvatskih i britanskih sudionika (Furnham & Cheng, 2000). Rezultati pokazuju kako su hrvatski sudionici gotovo sva opisana ponašanja i moguće uzroke sreće procijenili važnim ili vrlo važnim, dok su britanski sudionici bili skeptičniji te su nevažnim smatrali i neke čestice koje su hrvatski procijenili neutralno, primjerice one koje se odnose na visoko obrazovanje ili inteligenciju. Također, rezultati faktorske analize provedene u istraživanju Furnhama i Chenga (2000) izdvojili su poseban faktor koji se odnosi na optimizam i zadovoljstvo koji nije pokazan u ispitivanju provedenom u Hrvatskoj. Ovi rezultati vjerojatno se mogu dovesti u vezu s razlikama u vrijednosnim usmjerenjima Britanaca i Hrvata, prije svega onima koje se odnose na vrijednosti preživljavanja nasuprot

samoizražavanja, pri čemu Britanci više vrednuju slobodu samoizražavanja i individualnost od Hrvata (Inglehart & Welzel, 2010; Schwartz, 2008). Nadalje, dobiveni rezultati mogu se povezati i s nalazima koji upućuju na razlike u percepciji faktora koji doprinose sreći, primjerice socijalne potpore, kod Britanaca i Hrvata (Helliwell, Layard, & Sachs, 2014).

U provedenom istraživanju utvrđene su značajne povezanosti između laičkih uvjerenja o uzrocima sreće i vrijednosti. Na primjer, dobiveni rezultati pokazali su najveće povezanosti između dostupnosti luksuza kao uzroka sreće i vrijednosti vlastitog probitka, kao i osobnih snaga te životnih postignuća kao uzroka sreće i vrijednosti vlastitog odricanja. Ovi su rezultati bili očekivani s obzirom na to da neki prethodni nalazi upućuju na povezanost vrijednosti i razmišljanja o mogućim izvorima sreće (Lu & Shih, 1997; Lu et al., 2001). Iako na temelju provedenog istraživanja nije moguće ponuditi jednoznačnu interpretaciju dobivenih rezultata, moguće je sugerirati kako se oni jednim dijelom vežu uz sadržajno preklapanje između vrijednosti kojima pojedinci teže i uvjerenja o tome što ljudi čini sretnim. Na primjer, činjenica da neki pojedinci vrednuju važnost užitka i vlastitog probitka može se dovesti u vezu s hedonističkom orijentacijom prema sreći ili uvjerenjima o važnosti luksuza za postizanje sreće (Furnham & Cheng, 2000; Peterson et al., 2005; Schwartz, 1992, 1994). Uz to, povezanost između uvjerenja o uzrocima sreće i izraženosti pojedinih vrijednosti koje utječu na ciljeve i motivaciju pojedinaca (Schwartz, 1996, 2008) može upućivati na zaključak kako je odabir vrijednosti i životnih ciljeva uskladen s nastojanjima pojedinaca da postignu sreću i budu zadovoljniji životom. Ovu hipotezu, kao i potencijalne uzročno–posljedične veze među spomenutim varijablama, potrebno je detaljnije ispitati u budućim istraživanjima.

Rezultati provedenog istraživanja koji se odnose na doprinos vrijednosti i laičkih uvjerenja o uzrocima sreće za trenutno doživljene razine sreće pokazali su kako uvjerenja o uzrocima sreće, kao i četiri tipa vrijednosti s kojima su povezana, predstavljaju skromne prediktore trenutne sreće. Naime, među vrijednostima je otvorenost za promjene izdvojena kao jedini značajni prediktor trenutne sreće. Ovi rezultati u skladu su s prethodnim nalazima koji upućuju na relativno nisku povezanost vrijednosti i psihološke dobrobiti, konstrukta koji je blizak laičkoj definiciji sreće. Primjerice, Sheldon (2005) je pokazao vezu dugoročnog porasta internih vrijednosti i psihološke dobrobiti, što se može dovesti u vezu s nalazima Bilskyja i Schwartza (1994) koji navode veću povezanost zadovoljstva životom i vrijednosti osobnog rasta nego onih hedonističkih. Nadalje, Headey (2008) navodi kako nekompetitivni ciljevi koji uključuju posvećenost obitelji, priateljima i zajednici značajno doprinose doživljaju sreće, dok raniji rezultati pokazuju i kako su neke univerzalne vrijednosti koje uključuju nezavisnost, postignuće, univerzalnost te poticaj povezani s pozitivnim afektom (Rocca, Sagiv, Schwartz, & Knafo, 2002; Sagiv & Schwartz, 2000). Rezultati provedenog istraživanja u skladu su s ovim nalazima, jer se upravo neke od ovih vrijednosti nalaze u temelju vrijedno-

sne orijentacije otvorenosti na promjene koja je izdvojena kao značajni prediktor trenutne sreće.

Slično vrijednostima, ustanovljen je i relativno skroman doprinos uvjerenja o uzrocima sreće doživljaju sreće, pri čemu je od pet mogućih uzroka sreće jedino socijalna potpora izdvojena kao značajan prediktor trenutne sreće. To je zanimljivo jer zadovoljstvo socijalnim odnosima predstavlja jedan od objektivno najznačajnijih činitelja koji doprinosi doživljaju sreće (Diener & Seligman, 2002; Lu, 1999; Lyubomirsky et al., 2005), a znatno je važniji od djelovanja mnogih drugih činitelja, primjerice novca (Sheldon & Lyubomirsky, 2007). S obzirom na to, ne čudi da u provedenom istraživanju dostupnost luksuza te sigurnost vezana uz financijske mogućnosti nisu izdvojeni kao značajni prediktori doživljene sreće.

Iako je u provedenom istraživanju pokazana važnost nekih uvjerenja o uzrocima sreće i vrijednosti za doživljaj sreće, njihov doprinos bio je relativno skroman što se može vezati uz mehanizme na kojima su utemeljeni. Haslam, Whelan i Bastian (2009) tako navode kako doprinos vrijednosti subjektivnoj dobrobiti nije izravan, već posredovan drugim psihološkim i socijalnim činiteljima, prije svega osobinama ličnosti. Stoga se određene korelacije između vrijednosti i doživljaja sreće mogu očekivati, ali one vrlo često nisu jako izražene ili gube na značajnosti nakon kontroliranja drugih osobina pojedinaca. Slično tome, poznato je da na ljudsko doživljavanje i ponašanje značajno utječe činitelji kojih pojedinci nisu uviјek eksplicitno svjesni unatoč rasprostranjenom vjerovanju kako njihovim ponašanjima upravljaju razum i kognitivna uvjerenja (Epstein, 1994; Gilovich, Griffin, & Kahneman, 2002; Haidt, 2001; Wilson & Dunn, 2004). U skladu s tim, Furnham i Cheng (2000) također pretpostavljaju da bi laička uvjerenja o uzrocima sreće mogla predstavljati epifenomen ili posljedicu, a ne uzrok sreće.

Provedeno istraživanje laičkih uvjerenja o uzrocima sreće u Hrvatskoj dijelom potvrđuje, a dijelom i proširuje prethodne nalaze srodnih istraživanja provedenih u drugim državama jer pokazuje povezanost spomenutih uvjerenja s vrijednostima, kao i njihovu relativno skromnu važnost za trenutno doživljenu sreću. Prilikom interpretacije rezultata dobivenih ovim istraživanjem potrebno je istaknuti nekoliko nedostataka koji mogu ograničiti njihovu generalizaciju. Na početku, radi se o koreacijskom istraživanju utemeljenom na samoprocjenama sudionika koje nudi ograničene mogućnosti zaključivanja o uzročno-posljedičnim vezama među varijablama (McDonald, 2008; Paulhus & Vazire, 2007). Kao nedostatak provedenog istraživanja također je važno istaknuti da su neke od mjerениh skala pokazale relativno niske razine pouzdanosti. Nadalje, u provedenom istraživanju relativna homogenost sudionika s obzirom na dob, spol te neke druge osobine ograničava mogućnost generalizacije zaključaka o strukturi laičkih uvjerenja o uzrocima sreće među širom populacijom. U budućim istraživanjima trebat će, stoga, detaljnije ispitati važnost spola, kao i doprinos drugih demografskih i osobinskih varijabli, laičkim razmišljanjima o uzrocima sreće. Na kraju, treba naglasiti kako je unutar provedenog istraživanja ispitana važnost laičkih uvjerenja o uzrocima sreće i vrijednosti samo za jedan aspekt doživljavanja sreće, onaj hedonistički. Iako su time

proširene spoznaje koje se odnose na važnost ovih činitelja za stabilnu sklonost doživljavanju sreće, u budućim istraživanjima trebat će detaljnije ispitati njihovu važnost za druge aspekte doživljavanja sreće. Nalazi budućih, kao i rezultati provedenog istraživanja mogu pomoći u razumijevanju laičkih doživljaja sreće i zadovoljstva životom koji su važni jer mogu utjecati na ponašanja usmjerena po-većanju pozitivnih emocija i osobne psihološke dobrobiti pojedinaca.

## Reference

- Anić, P. i Tončić, M. (2013). Orientations to happiness, subjective well-being and life goals. *Psihologische teme*, 22(1), 135–153.
- Argyle, M. (2013). *The psychology of happiness*. Hove, UK: Routledge.
- Bilsky, W., & Schwartz, S. H. (1994). Values and personality. *European Journal of Personality*, 8(3), 163–181. doi:10.1002/per.2410080303
- Brdar, I. i Anić, P. (2010). Životni ciljevi, orijentacije prema sreći i psihološke potrebe adolescenata: Koji je najbolji put do sreće. *Psihologische teme*, 19(1), 169–187.
- Brislin, R. W. (1970). Back-translation for cross-cultural research. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 1(3), 185–216. doi:10.1177/135910457000100301
- Byrne, B. M. (2001). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. New York, NY: Psychology Press.
- Caunt, B. S., Franklin, J., Brodaty, N. E., & Brodaty, H. (2012). Exploring the causes of subjective well-being: A content analysis of peoples' recipes for long-term happiness. *Journal of Happiness Studies*, 14(2), 475–499. doi:10.1007/s10902-012-9339-1
- Chiasson, N., Dube, L., & Blondin, J. (1996). Happiness: A look into the folk psychology of four cultural groups. *Journal of Cross-Cultural Psychology* 27, 673–691. doi:10.1177/0022022196276002
- Cohen, J., & Cohen, P. (1983). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Costello, A. B., & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 10(7), 1–9.
- Delle Fave, A., Brdar, I., Freire, T., Vella-Brodrick, D., & Wissing, M. (2011). The eudaimonic and hedonic components of happiness: Qualitative and quantitative findings. *Social Indicators Research*, 100(2), 158–207. doi:10.1007/s11205-010-9632-5
- Delle Fave, A., Brdar, I., Wissing, M.P., Araujo, U., Solano, A.C, Freire, T., . . . Soosai-Nathan, L. (2016). Lay definitions of happiness across nations: The primacy of inner harmony and relational connectedness. *Frontiers in Psychology*, 7, 30. doi:10.3389/fpsyg.2016.00030.

- Diener, E. (2000). Subjective well-being: The science of happiness and a proposal for a national index. *American Psychologist*, 55(1), 34–43. doi:10.1037/0033-2909.95.3.542
- Diener, E., & Seligman, M. E. (2002). Very happy people. *Psychological Science*, 13(1), 81–84.
- Diener, E., Suh, E. M., Lucas, R. E., & Smith, H. L. (1999). Subjective well-being: Three decades of progress. *Psychological Bulletin*, 125(2), 276–302. doi:10.1037/0033-066X.55.1.34
- Epstein, S. (1994). Integration of the cognitive and the psychodynamic unconscious. *American Psychologist*, 49(8), 709–724. doi:10.1037/0003-066X.49.8.709
- Ferić, I. (2007). Univerzalnost sadržaja i strukture vrijednosti: Podaci iz Hrvatske. *Društvena istraživanja*, 16(1–2 (87–88)), 3–26.
- Ferić, I. (2008). Sustav vrijednosti kao odrednica dominantnih političkih preferencija. *Društvena istraživanja*, 4–5(96–97), 615–629.
- Ferić, I. (2009). *Vrijednosti i vrijednosni sustavi: Psihologiski pristup*. Zagreb: Alinea.
- Franc, R., Šakić, V. i Ivičić, I. (2002). Values and value orientations of adolescents: Hierarchy and correlation with attitudes and behaviours. *Društvena istraživanja*, 11(2–3 (58–59)), 215–238.
- Furnham, A., & Cheng, H. (2000). Lay theories of happiness. *Journal of Happiness Studies*, 1(2), 227–246. doi:10.1023/A:1010027611587
- Furnham, A., Cheng, H., & Shirasu, Y. (2001). Lay theories of happiness in the East and West. *Psychologia*, 44(3), 173–187. doi:10.2117/psysoc.2001.173
- Gilovich, T., Griffin, D., & Kahneman, D. (Eds.). (2002). *Heuristics and biases: The psychology of intuitive judgment*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Haidt, J. (2001). The emotional dog and its rational tail: A social intuitionist approach to moral judgment. *Psychological Review*, 108(4), 814–834. doi:10.1037/0033-295X.108.4.814
- Haslam, N., Whelan, J., & Bastian, B. (2009). Big Five traits mediate associations between values and subjective well-being. *Personality and Individual Differences*, 46(1), 40–42. doi:10.1016/j.paid.2008.09.001
- Headey, B. W. (2008). Life goals matter to happiness: A revision of set-point theory. *Social Indicators Research*, 86(2), 213–231. doi:10.1007/s11205-007-9138-y
- Helliwell, J. F., Layard, R., & Sachs, J. (2014). *World happiness report 2013*. Earth Institute, Columbia University.
- 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), 1–55. doi:10.1080/10705519909540118
- Hui, C. H., & Triandis, H. C. (1985). Measurement in cross-cultural psychology: A review and comparison of strategies. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 16(2), 131–152. doi:10.1177/0022002185016002001

- Huppert, F. A. (2009). Psychological well-being: Evidence regarding its causes and consequences. *Applied Psychology: Health and Well-Being*, 1(2), 137–164. doi:10.1111/j.1758-0854.2009.01008.x
- Inglehart, R., & Welzel, C. (2010). *The WVS cultural map of the world*. Preuzeto sa: [http://www.worldvaluessurvey.org/wvs/articles/folder\\_published/article\\_base\\_54](http://www.worldvaluessurvey.org/wvs/articles/folder_published/article_base_54)
- Koštrun, S. (2004). *Hedonisticki i eudemonisticki aspekt psihoske dobrobiti: Adaptacija dvofaktorske skale*. Zagreb: Filozofski fakultet.
- Lu, L. (1999). Personal or environmental causes of happiness: A longitudinal analysis. *Journal of Social Psychology*, 139(1), 79–90. doi:10.1080/00224549909598363
- Lu, L., & Gilmour, R. (2004). Culture and conceptions of happiness: Individual oriented and social oriented SWB. *Journal of Happiness Studies*, 5(3), 269–291. doi:10.1007/s10902-004-8789-5
- Lu, L., Gilmour, R., & Kao, S. F. (2001a). Cultural values and happiness: An East–West dialogue. *Journal of Social Psychology*, 141(4), 477–493. doi:10.1080/00224540109600566
- Lu, L., Gilmour, R., Kao, S. F., Weng, T.-H., Hu, C. H., Chern, J. G., ... Shih, J. B. (2001b). Two ways to achieve happiness: When the East meets the West. *Personality and Individual Differences*, 30(7), 1161–1174. doi:10.1016/S0191-8869(00)00100-8
- Lu, L., & Shih, J. B. (1997). Sources of happiness: A qualitative approach. *The Journal of Social Psychology*, 137(2), 181–187.
- Lyubomirsky, S., Sheldon, K. M., & Schkade, D. (2005). Pursuing happiness: The architecture of sustainable change. *Review of General Psychology*, 9(2), 111–131. doi:10.1037/1089-2680.9.2.111
- McDonald, J. D. (2008). Measuring personality constructs: The advantages and disadvantages of self-reports, informant reports and behavioural assessments. *Enquire*, 1(1), 1–18.
- O'Connor, B. P. (2000). SPSS and SAS programs for determining the number of components using parallel analysis and Velicer's MAP test. *Behavior Research Methods, Instrumentation, and Computers*, 32, 396–402. doi:10.3758/BF03200807
- Paulhus, D. L., & Vazire, S. (2007). The self-report method. In R. W. Robins, R. C. Fraley, & R. F. Krueger (Eds.), *Handbook of research methods in personality psychology* (pp. 224–239). New York: Guilford Press.
- Peterson, C., Park, N., & Seligman, M. E. P. (2005). Orientations to happiness and life satisfaction: The full life versus the empty life. *Journal of Happiness Studies*, 6(1), 25–41. doi:10.1007/s10902-004-1278-z
- Pflug, J. (2009). Folk theories of happiness: A cross-cultural comparison of conceptions of happiness in Germany and South Africa. *Social Indicators Research*, 92(3), 551–563. doi:10.1007/s11205-008-9306-8

- Raboteg-Šarić, Z., Šarić, J. i Zajc, M. (1997). Ispitivanje sustava terminalnih i instrumentalnih vrednota adolescenata. *Društvena istraživanja*, 6(6 (32)), 775–785.
- R Core Team (2013). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Preuzeto sa: <http://www.R-project.org/>.
- Roccas, S., Sagiv, L., Schwartz, S. H., & Knafo, A. (2002). The Big five personality factors and personal values. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 28(6), 789–801. doi: 10.1177/0146167202289008
- Rokeach, M. (1973). *The nature of human values*. New York, NY: Free press.
- Rokeach, M. (2008). *Understanding human values*. New York, NY: Free press.
- Sagiv, L., & Schwartz, S. H. (2000). Value priorities and subjective well-being: Direct relations and congruity effects. *European Journal of Social Psychology*, 30(2), 177–198. doi:10.1002/(SICI)1099-0992(200003/04)30:2<177::AID-EJSP982>3.0.CO;2-Z
- Schreiber, J. B., Nora, A., Stage, F. K., Barlow, E. A., & King, J. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. *The Journal of Educational Research*, 99(6), 323–338. doi:10.3200/JOER.99.6.323–338
- Schmitt, T. A. (2011). Current methodological considerations in exploratory and confirmatory factor analysis. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 29(4), 304–321. doi:10.1177/0734282911406653
- Schwartz, S. H. (1992). Universals in the content and structure of values: Theoretical advances and empirical tests in 20 countries. *Advances in Experimental Social Psychology*, 25(1), 1–65. doi:10.1016/S0065-2601(08)60281-6
- Schwartz, S. H. (1994). Are there universal aspects in the structure and contents of human values? *Journal of Social Issues*, 50(4), 19–45. doi:10.1111/j.1540-4560.1994.tb01196.x
- Schwartz, S. H. (1996). Value priorities and behavior: Applying a theory of integrated value systems. In C. Seligman, J. M. Olson, & M. P. Zanna (Eds.), *The psychology of values*, Vol. 8 (pp. 1–24). Ontario: The Ontario Symposium.
- Schwartz, S. H. (Ed.). (2003). *A proposal for measuring value orientations across nations. Questionnaire Package of the European Social Survey* (pp. 259–290). European Social Survey.
- Schwartz, S. H. (2008). *Cultural value orientations: Nature and implications of national differences*. Moscow, RU: Publishing house of SU HSE.
- Schwartz, S. H., Melech, G., Lehmann, A., Burgess, S., Harris, M., & Owens, V. (2001). Extending the cross-cultural validity of the theory of basic human values with a different method of measurement. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 32(5), 519–542. doi:10.1177/0022022101032005001
- Sheldon, K. M. (2005). Positive value change during college: Normative trends and individual differences. *Journal of Research in Personality*, 39(2), 209–223. doi:10.1016/j.jrp.2004.02.002

- Sheldon, K. M., & Lyubomirsky, S. (2007). Is it possible to become happier? (And if so, how?). *Social and Personality Psychology Compass*, 1(1), 129–145. doi:10.1111/j.1751-9004.2007.00002.x
- Sotgiu, I., Galati, D., Manzano, M., & Rognoni, E. (2011). Happiness components and their attainment in old age: across-cultural comparison between Italy and Cuba. *Journal of Happiness Studies*, 12, 353–371. doi:10.1007/s10902-010-9198-6
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2014). *Using multivariate statistics*. Boston: Pearson Education.
- Uchida, Y., & Kitayama, S. (2009). Happiness and unhappiness in east and west: Themes and variations. *Emotion*, 9(4), 441–456. doi:10.1037/a0015634
- Van de Vijver, F., & Hambleton, R. K. (1996). Translating tests: Some practical guidelines. *European Psychologist*, 1(2), 89–99. doi:10.1027/1016-9040.1.2.89
- Vella-Brodrick, D. A., Park, N. C., & Peterson, C. (2009). Three ways to be happy: Pleasure, engagement, and meaning—Findings from Australian and US Samples. *Social Indicators Research*, 90, 165–179. doi:10.1007/s11205-008-9251-6
- Verkasalo, M., Lönnqvist, J. E., Lipsanen, J., & Helkama, K. (2009). European norms and equations for a two-dimensional presentation of values as measured with Schwartz's 21-item portrait values questionnaire. *European Journal of Social Psychology*, 39(5), 780–792. doi:10.1002/ejsp.580
- Waterman, A. S. (1993). Two conceptions of happiness: Contrasts of personal expressiveness (eudaimonia) and hedonic enjoyment. *Journal of Personality and Social Psychology*, 64(4), 678–691.
- Wilson, T. D., & Dunn, E. W. (2004). Self-knowledge: Its limits, value, and potential for improvement. *Annual Review of Psychology*, 55, 493–518. doi:10.1146/annurev.psych.55.090902.141954

## Prilog

Tablica A

*Karakteristični korijenovi za prvih deset ekstrahiranih faktora iz stvarnih i slučajno generiranih podataka, te vrijednosti kvadriranih parcijalnih korelacija dobivenih Velicerovim MAP testom*

Faktori	Karakteristični korijenovi	Paralelna analiza (karakteristični korijenovi)	Velicerov MAP (Kvadrirane parcijalne korelacijske)
1	11.31	1.63	0.0171
2	2.95	1.56	0.0141
3	2.09	1.50	0.0126
4	1.85	1.45	0.0112
5	1.50	1.41	0.0109
6	1.15	1.37	0.0116
7	1.12	1.33	0.0122
8	1.09	1.29	0.0128
9	1.00	1.26	0.0134
10	0.90	1.23	0.0144

**Andreja Bubić**

Chair of Psychology,  
Faculty of Humanities  
and Social Sciences,  
University of Split

**Nikola Erceg**

Department of  
Psychology, Faculty  
of Humanities and  
Social Sciences,  
University of Zagreb

**DO WE KNOW WHAT MAKES US HAPPY?  
THE RELEVANCE OF LAY THEORIES OF  
HAPPINESS AND VALUES FOR CURRENT  
HAPPINESS**

Pursuit of happiness represents one of people's most valued personal goals that has, in recent decades, gained a lot of attention among researchers interested in discovering factors that influence and may increase people's happiness levels. While numerous studies addressing this topic have focused exclusively on identifying the objectively important correlates of happiness, the present study explored individuals' lay beliefs regarding the causes of happiness using The Causes of Happiness Questionnaire and their association with basic personal values. The study was conducted on a sample consisting of 401 students of various social sciences and humanities in Croatia. In addition, the present study investigated the relevance of lay beliefs regarding the causes of happiness and values for the current levels of happiness. The results of the conducted factor analysis of The Causes of Happiness Questionnaire revealed its five-factor structure, indicating life achievements, access to luxury, social support, personal strengths as well as health and security as potential causes of happiness that were moderately correlated with individuals' values. Finally, the results of the hierarchical regression analysis indicated openness to change as a basic personal value and social support as a cause of happiness as predictors of current happiness levels. These findings support and extend previous results in this field, indicating that lay beliefs of the causes of happiness and values both contribute, albeit not prominently, to individuals' current happiness.

**Keywords:** beliefs, happiness, implicit theories, values

**Boris Popov<sup>1</sup>**  
**Dragana Jelić**  
**Sara Raković**  
**Jelena Matanović**

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

## EMOTIONS AND WORK BURNOUT FROM THE REBT PERSPECTIVE: A SHORT-TERM PROSPECTIVE STUDY<sup>2</sup>

The main objective of the study was to test REBT model of emotion in prediction of burnout. It was hypothesized that dysfunctional negative emotions (DNE) would positively predict burnout, positive emotions (PE) would negatively predict buronut, while functional negative emotions (FNE) were hypothesized to be uncorrelated to burnout. To test those assumptions, a short-term, 12 week prospective study was carried out (three measurements, with the interval of 6 weeks). A sample of 197 employees took part in the first measurement (60.3% women); however, due to sample attrition, 113 (64.6% women) underwent all three measurements (Little's MCAR test n.s., which indicates that the data were missing completely at random). Respondents completed the Work burnout scale from the Copenhagen Burnout Inventory, and the Inventory of functional and dysfunctional emotions. It has been shown that the reversed causal model displayed greater fit indices in comparison with the causal model, meaning that it is more likely that burnout will lead to subsequent emotions than vice-versa. What is more interesting is that in fact burnout had a stronger (although very similar) impact on FNE than it did on DNE. However, when measured simultaneously, it appears that the experience of emotions has greater effect on burnout than vice-versa. Moreover, in cross-sectional analysis (at Time 3), FNE had a greater (although very similar) unique effect on burnout than did DNE. In Time 2, only DNE exerted significant effect on burnout. Finally, PE largely did not predict burnout. The results were discussed in the context of REBT model of emotions. The limitations of the study were also highlighted and discussed.

<sup>1</sup> Corresponding email:  
boris.popov@ff.uns.ac.rs

Primljeno: 19. 07. 2018.  
Primljena korekcija:  
20. 08. 2018.  
Prihvaćeno za štampu:  
17. 09. 2018.

**Key words:** dysfunctional negative emotions, functional negative emotions, positive emotions, REBT model of emotions, work burnout.

<sup>2</sup> This research was supported by the Serbian Ministry of Education and Science (Grant No. 179022).

## Introduction

### Emotions at Work

One of the most important areas within organisational psychology, and in the opinion of some authors, most neglected, is the consideration of the causes, characteristics and consequences of the expression of emotions at work (Muchinsky, 2000) as a key to the understanding of organisational behaviour (Bunk & Magley, 2013), as well as of the results of stress transactions at work (Glasø, Vie, Holmdal, & Einarsen, 2011). In the most general sense, by emotion we refer to an adaptive reaction of the body to relevant stimulus which involves four aspects: a cognitive and behavioural component, subjective experience and physiological arousal (Tiba & Szentagotai, 2005). The basic theoretical framework we will adopt for understanding emotional experience in this paper will be rational emotive behaviour therapy (hereinafter referred to as REBT). REBT follows the ABC model according to which an activating event (A) leads to emotional, behavioural and cognitive consequences (Cs) by means of evaluative beliefs (B) (David, Szentagotai, Eva, & Macavei, 2005; Tiba & Szentagotai, 2005). According to this model, favourable events are accompanied by positive emotions, unfavourable events by negative. Since both categories of emotion can be both functional (healthy, adaptive, self-enhancing) and dysfunctional (unhealthy, maladaptive and self-defeating), depending on whether the person is governed by rational or irrational beliefs, by combining these outcomes we arrive at four possible types of emotional reaction (David et al., 2005): A) dysfunctional negative emotions (e.g., anxiety, depression, anger, guilt, hurt); B) dysfunctional positive emotions (e.g., euphoria); C) functional negative emotions (e.g., concern, sadness, annoyance), and D) functional positive emotions (e.g. joy, happiness, satisfaction). The difference between functional and dysfunctional emotions is seen both in their quantity (i.e., intensity) and in their quality. The first serve the fulfilment of preferences and long-term goals, while the second category serves the satisfaction of demands and short-term benefit. Accordingly, dysfunctional emotions hinder the achievement of objectives and reduce motivation and adaptability (Mogoase & Stefan, 2013; Tiba & Szentagotai, 2005), while functional emotions tend to be related to the achievement of goals (David et al., 2005; Phillips, Smith, & Gilhool, 2002), the improvement of professional performance (Ashby, Valentin, & Turken, 2002), but also with changes at the cognitive level such as improvements in the working verbal memory (Carpenter, Peters, Västfjäll, & Isen, 2013; Gray, 2001). It is natural to expect stressors in the workplace to "cause" negative emotions, but it should be kept in mind that functional emotions, unlike dysfunctional ones, are associated with adaptability and the improvement of professional performance (Ashby et al., 2002). In other words, despite the fact that negative emotions negatively reflect on the attitudes and behaviour of employees (Bagozzi, 2003; Yang & Diefendorff, 2009), their effects are considerably more harmful when they are dysfunctional.

Although there have been many studies into general affective states, insufficient attention has been given to the role of specific emotions in stressful experiences at work (Brief & Weiss, 2002). It has been shown that emotions can affect attitudes such as job satisfaction and commitment to the organisation (Grandey, Tam, & Brauburger, 2002; Mignonac & Herrbach, 2004), but also counter-productive behaviours such as tardiness, absenteeism, turnover, aggression and revenge (Glasø et al., 2011; Glomb, Steel, & Arvey, 2002; Spector & Fox, 2005; Tripp & Bies, 2004; Yang & Diefendorff, 2009). Common effects of negative emotions also include reduced interpersonal communication and work performance (Bagozzi, 2003). In comparison with negative emotions and their effects on different aspects of human functioning, positive emotions have been largely neglected both in basic and clinical research. Since conclusions reached in regard to negative emotions cannot justifiably be applied to positive emotions, the latter need to be studied separately. The research hitherto has shown that positive emotions in employees promote their cognitive flexibility and enhance problem-solving and decision-making (Ashby, Isen, & Turken, 1999; Isen, 2008), interpersonal cooperation (Fredrickson, 1998) and the setting of challenging personal goals (Locke & Latham, 1990), and increase tolerance of ambiguity (Katsaros & Nicolaidis 2012). One finding has suggested that the frequency of positive emotions is a better predictor of job satisfaction than their intensity (Fisher, 2000). Flow experiences at work have been associated with positive emotions (Eisenberger, Jones, Stinglhamber, Shanock, & Randall, 2005; Tobert & Moneta, 2013), improved performance (Demerouti, 2006) and reduced exhaustion levels (Mäkkikangas, Bakker, Aunola, & Demerouti, 2010). However, Fernet et al. (2014) found out that obsessive passion for work on the part of teachers had a direct positive effect on emotional exhaustion 12 months later.

## Emotions and Burnout

Burnout may be defined as "a state of physical, emotional and mental exhaustion that results from long-term involvement in work situations that are emotionally demanding" (Schaufeli & Greenglass, 2001, p. 501). High emotional demands at work are most often positively correlated with indicators of reduced welfare such as emotional exhaustion, distress and psychosomatic complications, and negatively with attitudes towards work (such as job satisfaction), and job performance (Fisher & Ashkanasy, 2000; Hülsheger & Schewe, 2011; Johnson & Indvik, 2000; Lively, 2006). Burnout syndrome is positively correlated with increased turnover and absenteeism, and negatively with affective commitment to the organisation (see Popov, Miljanović, Stojaković, & Matanović, 2013). While job satisfaction has pleasant emotional associations, work-related stress and burnout have unpleasant associations, most often frustration, dissatisfaction, anger and despair (Muchinsky, 2000). Chronic dissatisfaction is associated with a lack of commitment to the company and with emotional exhaustion (Testa, 2001) as a

primary dimension of burnout. In addition, the experience of anger and hostility can be an early marker of prolonged stress, as well as of poor mental and physical health and burnout (Chang, 2013; Eng, Fitzmaurice, Kubzansky, Rimm, & Kawachi, 2003; Fitzgerald, Haythornthwaite, Suchday, & Ewart, 2003; Smith, Roman, Dollard, Winefield, & Siegrist, 2005; van Veghel, de Jonge, Meijer, & Hamers, 2001). Some of the main consequences of anger are reduced work performance, cognitive difficulties and harassment and undermining of superiors (Allcorn, 1994; Douglas & Martinko, 2001; Lively & Powell, 2006; Sloan, 2012; Stets & Tsushima, 2001). Anxiety and depression are negatively correlated with job satisfaction and work engagement (Andrea et al., 2004; Andrea, Bültmann, van Amelsvoort, & Kant, 2009; Innstrand, Langballe, & Falkum, 2012), which some authors consider a positive antithesis to burnout syndrome (Maslach & Leiter, 2008). In one study on police officers in Poland (Basinska, Wiciak, & Dåderman, 2014), it was concluded that low-arousal negative emotions partially mediated the relationship between fatigue and emotional exhaustion. On the other hand, high-arousal positive and negative emotions proved to be partial mediators between fatigue and disengagement (see Bedyńska & Żołnierczyk-Zreda, 2015). Research carried out on employees in Serbia showed that positive experience at work promoted work engagement, but did not significantly affect burnout, in contrast to negative experience (Popov, Raković, & Jelić, 2017; Zellars et al., 2004). Van Katwyk et al. (1995) suggest that emotions are more closely correlated with work-related stress and burnout than cold cognitions (as cited in Fisher, 2000).

## The Present Study

Having in mind that emotions are the most obvious manifestation of burnout, as the ultimate outcome of chronic stress, the aim of this study is to identify specific emotions that could be early markers of work-related burnout. In other words, the main objective of this study has been to verify the REBT emotional model in the prediction of burnout, given that it has not yet been tested in the work environment. Taking into consideration the results of previous research, and the theoretical framework of the model to be used, some expectations can be laid out. Firstly, it is expected that functional negative emotions will not correlate strongly with burnout, whilst dysfunctional negative emotions will have a positive correlation with it. It is also expected that positive emotions are negatively correlated with burnout, that is, that they act as a potential protective factor that might prevent its development.

Specifically, the following hypotheses were formulated:

1. Dysfunctional negative emotions (DNE) will have a positive cross-lagged effect on burnout (WB);  $DNE_{T1} \rightarrow WB_{T2}$ , and  $DNE_{T2} \rightarrow WB_{T3}$
2. Functional negative emotions (FNE) will have insignificant both cross-sectional and cross-lagged effects on burnout (WB)

3. Positive emotions (PE) will have a negative cross-lagged effect on burnout (WB); PE\_T1→WB\_T2, and PE\_T2→WB\_T3

## Method

### Sample and Procedure

The present study falls under the short-term prospective type of study. A total of three measurements were taken, with an interval of six weeks between each measurement (a total of 12 weeks), during a period between March and May 2013. The instruments were administered in individual and group settings. The subjects answered the same questionnaire three times, with the exception of the list of demographic questions, which was part of the battery only for the first occasion. The study was anonymous – subjects were asked to enter a code by means of which their responses could be reconciled. The sample for this study comprised employed individuals from the area of Vojvodina from both private and public sectors – administrative staff, IT engineers and scientific and healthcare professionals. 197 respondents took part in the baseline measurement (Time 1). After elimination of two due to the large amount of missing data, and one as an outlier, the final sample comprised 194 subjects (Male = 72, 37.1%; Female = 117, 60.3%; 5 no response, 2.6%). The average age of the subjects was 40, with an average of 14 years of service (in the range 1–38 years). The largest group had a university education, 84 of them, 73 had a formal high-school education, 16 had completed vocational college or had a masters or doctorate, while three subjects had only completed primary school. For the second and third measurement, the sample – not unexpectedly – underwent attrition, such that a total of 113 subjects underwent all three measurements. The non-significance of Little's test ( $\chi^2=128.28$ ,  $df=136$ ,  $p > .10$ ) suggested that data missing due to the attrition were missing completely at random (MCAR). Because the data were MCAR, it was safe to listwise delete cases with missing values.

### Instruments

**WB Scale (Work Burnout; Kristensen et al., 2005; Serbian version: Be-  
rat, Jelić, & Popov, 2016).** WB is a scale for measuring the intensity of burnout. It assesses the degree of physical and psychological fatigue and exhaustion that is perceived by the person as being related to his/her work. It consists of seven items (e.g., "Is your work emotionally exhausting?"), with a five-point response format (from *never/almost never* to *always*). The original scoring was used (the response *never/almost never* is calculated as 0, *seldom* as 25, *sometimes* as 50, *often* as 75 and *always* as 100), and the total score is obtained as an arithmetic mean of the responses to all seven items. Earlier studies have shown that the scale

is valid and reliable (Milfont, Denny, Ameratunga, Robinson, & Merry, 2008), and verification on samples of employees in Serbia have shown that it has a high internal consistency ( $\alpha = .88$ ), as well as correlating to distress in the expected manner ( $r = .54$ ), turnover intentions ( $r$  ranging from .36 to .40) and job satisfaction ( $r$  ranging from .29 to -.44; Berat et al., 2016).

**The Inventory of Functional and Dysfunctional Emotions.** This inventory is actually a list of emotions reflecting the division of emotions according to the REBT theoretical model. The questionnaire developed for this study comprised a total of 21 emotions divided into three groups – positive emotions (PE; e.g., happiness), functional negative (FNE; e.g., sadness) and dysfunctional negative emotions (DNE; e.g., anger). For the final analysis in this research, three emotions were used as typically representing each group (see David et al., 2005). A list of all the emotions can be found in Table 1.

Table 1

*List of positive, functional negative, and dysfunctional negative emotions used in the study*

Positive emotions (PE)	Functional negative emotions (FNE)	Dysfunctional negative emotions (DNE)
Satisfaction*	Nervousness	Depressiveness*
Inspiration	Tense	Hurt
Happiness*	Sadness*	Disappointment
Enthusiasm	Concern*	Guilt
Positive arousal	Fear	Anger*
Pride	Annoyance*	Shame
Excitement*	Envy	Anxiety*

*Note.* Emotions marked with asterisk were used in path analysis (see text for details).

In addition to the aforementioned questionnaires, the subjects answered a list of demographic questions. They were asked to give their gender, age, highest level of formal education achieved, total years of service and years of service in the organisation they currently worked in, and the average number of hours worked per week.

## Data Analyses

Firstly, the SPSS software package for Windows, version 22.0, was used for descriptive statistics and calculation of correlations between the variables, while testing of the hypothesised model was carried out in the program EQS 6.1 for

Windows (Bentler, 2006). A total of five path analysis models were tested (see below for their specifications). Auto-regression effects were included in order to control for baseline levels for each endogenous variable, as suggested by Gollob and Reichard (1991; see also Hakanen, Schaufeli, & Ahola, 2008).

In testing the adequacy of the research model, the following absolute fitness indices were taken into consideration: (1) the Sattora-Bentler  $\chi^2$  goodness-of-fit statistic, (2) the root mean square error of approximation (RMSEA), and (3) the standardised root mean-square residual (SRMR). Because  $\chi^2$  is sensitive to sample size, three relative goodness-of-fit measures were calculated as well: (1) normed fit index (NFI), (2) non-normed fit index (NNFI) and (3) comparative fit index (CFI). Values smaller than .05 for RMSEA may indicate a good fit, smaller than .08 are indicative of an acceptable fit, and values greater than .10 may indicate a serious problem (Browne & Cudeck, 1993; Kline, 2010). For the three relative fit indices, values greater than .90 may indicate a good fit (Hoyle, 1995). However, Hu and Bentler (1999) have recommended a slightly higher threshold, such as .95 for the CFI. For the SRMR, Hu and Bentler (1999) have set a threshold of  $\leq .08$  for acceptable fit, but Kline (2010) has suggested that this value is not a very demanding standard. Finally, the Akaike Information Criterion was calculated and reported.

## Results

Table 2 displays the means, standard deviations, Cronbach's alpha and correlations for the (dys)functional negative emotions, positive emotions and work burnout for Time 1, Time 2, and Time 3.

Table 2  
*Means (M), standard deviations (SD), Cronbach's  $\alpha$  (on the diagonal) and correlations for the study variables*

	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>Sk</i>	<i>Ku</i>	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1. DNE T1	4.99	1.90	1.09	1.15	.51											
2. DNE T2	4.97	1.94	1.06	0.58	.52**	.58										
3. DNE T3	5.31	1.93	0.87	0.59	.48**	.60**	.55									
4. FNE T1	6.33	2.22	0.81	0.46	.65***	.40**	.42**	.60								
5. FNE T2	6.09	2.14	0.54	-0.48	.42**	.74**	.48**	.50**	.59							
6. FNE T3	6.25	2.16	0.81	0.42	.45**	.53**	.66***	.56**	.60**	.66						
7. PE T1	8.09	2.95	0.37	-0.58	-.31**	-.22**	-.12	-.26**	-.22**	-.20*	.83					
8. PE T2	8.10	3.01	0.36	-0.69	-.27**	-.29**	-.12	-.28**	-.33**	-.30**	.63**	.86				
9. PE T3	7.80	2.64	0.35	-0.41	-.22*	-.21*	-.08	-.20*	-.25**	-.27**	.69**	.68**	.85			
10. WB T1	38.45	21.75	0.24	-0.81	.54**	.45**	.56**	.61**	.49**	.52**	.34**	-.37**	-.36**	.85		
11. WB T2	37.11	20.39	0.42	-0.57	.45**	.55**	.46**	.45**	.53**	.51**	.30**	-.42**	-.35**	.79**	.86	
12. WB T3	39.91	21.28	0.07	-0.92	.43**	.51**	.58**	.45**	.52**	.63**	.29**	-.37**	-.36**	.77**	.81**	.88

Notes: DNE – dysfunctional negative emotions, FNE – functional negative emotions, PE – positive emotions, WB – work burnout, T1 – Time 1, T2 – Time 2, T3 – Time 3.  
*Sk* – skewness, *Ku* – kurtosis.

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

Respondents in this study achieved somewhat lower scores on burnout than in others, similarly heterogeneous samples (Berat et al., 2016). The alpha levels for the measures of positive emotions and work burnout indicate an acceptable level of inter-item consistency with Cronbach's alpha coefficients of .82 or higher, while levels of these coefficients for the measures of functional and dysfunctional emotions are somewhat lower, ranging from .51 to .66. The moderately high correlation between dysfunctional and functional negative emotions are in line with expectations, as well as their negative correlation with positive emotions. Also, work burnout correlates positively with negative emotions, while its relationships with positive emotions are negative in all three measures.

**Table 3**  
*Goodness – of – fit indices for the tested models, N = 113*

Model description	$\chi^2$	df	RMSEA	SRMR	NNFI	CFI	AIC
Causality mode M1 (E→WB)	98.50***	42	.11	.16	.88	.93	14.50
Full panel model M2 (WB↔E)	68.52***	36	.09	.07	.92	.96	-3.48
Reversed causality model M3 (WB→E)	72.93**	40	.09	.07	.93	.96	-7.06
Respecified M3a	42.61	37	.04	.05	.98	.99	-31.39
Respecified M3b	33.15	37	.00	.04	1.00	1.00	-40.85

*Notes.* Coefficients and numbers refer to model fit indices:  $\chi^2$  – Satorra–Bentler chi-square, df – degrees of freedom, RMSEA – root mean square error of approximation, SRMR – standardized root mean-square residual, NNFI – non-normed fit index, CFI – comparative fit index, AIC – Akaike information criterion, E – emotions, WB – work burnout.

\*\*\*  $p < .001$ . \*\*  $p < .01$ .

In order to test causal relationships between three groups of emotions and burnout, the results of three path analysis models were compared. Table 3 presents the fit indices of the competing "causal", the "reversed causal", and the "full panel" model. The causal model postulates a cross-lagged effect of dysfunctional negative and positive emotions on subsequent burnout (E→WB). The reversed causality model, on the other hand, posits that burnout has a direct cross-lagged effect on subsequent dysfunctional negative, functional negative, and positive emotions (WB→E). Finally, the full panel model combines the previous two – dysfunctional negative, and positive emotions predict subsequent burnout, while burnout predicts all three types of emotional states (E↔WB). In all three models, we allowed autoregression for all variables in the model from T1 to T3. We also allowed for the error terms of DNE and FNE to be correlated. There is a theoretical rationale for that – according to the REBT model of emotions, dysfunctional emo-

tions also include their functional counterparts (David et al., 2005), thus making them substantially correlated.

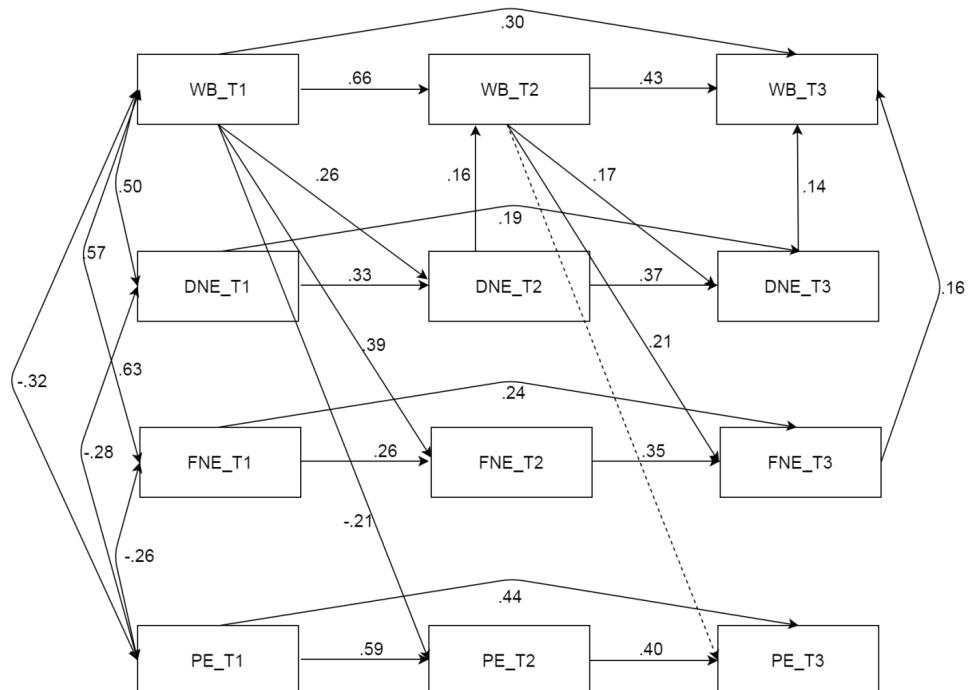


Figure 1. Standardized coefficients for the Respecified reversed causality model(M3b)

Note. DNE\_T1 – dysfunctional negative emotions in Time 1; FNE\_T1 – functional negative emotions in Time 1; PE\_T1 – positive emotions in Time 1; WB\_T1 – work burnout in Time 1; DNE\_T2 – dysfunctional negative emotions in Time 2; FNE\_T2 – functional negative emotions in Time 2; PE\_T2 – positive emotions in Time 2; WB\_T2 – work burnout in Time 2; FNE\_T3 – functional negative emotions in Time 3; PE\_T3 – positive emotions in Time 3; WB\_T3 – work burnout in Time 3. Dashed lines represent insignificant paths.

Table 3 shows fit indices for the tested path models. The causality model did not reach acceptable fit indices. For the other two models chi-square was also statistically significant, but approximate fit indexes were more favourable. AIC suggested the reversed causality model to be the better model of the two, though still not passing the exact-fit hypothesis. From inspection of the standardised residual matrix it is evident that the proposed (reverse causality) model underpredicts the association of burnout in T2 with DNE in T2, and burnout in T3 with both DNE and FNE in T3. So, we made three respecifications to the model, adding direct paths from WB\_T2 to DNE\_T2, and WB\_T3 to both DNE\_T3 and FNE\_T3.

These respecifications resulted in the model passing both exact-fit, and close-fit hypotheses (Kline, 2010). However, we also wanted to test if a link from emotions to burnout would yield better model fit, so we made one final respecification. Namely, three added parameters to the Respecified M3 were changed in direction, one leading from DNE\_T2 to WB\_T2, the second FNE\_T3 to WB\_T3, and the third from DNE\_T3 to WB\_T3. That model showed even better fit to the data, so we finally decided to retain the Respecified reversed causality model, called M3b. This model is presented in Figure 1.

The standardised path coefficients linking dysfunctional, functional negative and positive emotions to work burnout are shown in Figure 1. Work burnout at Time 1 had a positive cross-lagged effect on both groups of negative emotions at Time 2, DNE\_T2 ( $\beta = .26$ ), and FNE\_T2 ( $\beta = .39$ ). Moreover, burnout at Time 1 had a negative cross-lagged effect on positive emotions ( $\beta = -.21$ ). Finally, burnout at Time 2 significantly predicted both dysfunctional ( $\beta = .17$ ) and functional ( $\beta = .21$ ) negative emotions at Time 3, while not exerting a significant effect on positive emotions at Time 3. What we also learned from the tested models is that when measuring at the same point it is more likely that negative emotions will predict burnout than vice versa (DNE\_T2→WB\_T2,  $\beta = .16$ ; DNE\_T3→WB\_T3,  $\beta = .14$ ; FNE\_T3→WB\_T3,  $\beta = .16$ ).

In conclusion, there is insufficient evidence to retain any of the three postulated hypotheses.

## Discussion

The main objective of this paper was to test the REBT emotional model in predicting workplace burnout. Accordingly, the key question that served as our starting point for the research was: "Which of the three groups of emotions – functional, dysfunctional negative or positive – best predict burnout as an ultimate consequence of chronic exposure to workplace stressors?" In order to answer this question we tested a total of five path analysis models, all of which included three types of emotions, as well as burnout. The so-called causality model (E→WB) and reversed causality model (WB→E) were tested. The REBT model posits that dysfunctional emotions also include their functional counterparts, while the opposite is not necessarily true – additional reason to treat them separately for research purposes. When regarded as a whole, the findings do not support the hypotheses set forth. On the contrary, it has been shown to be more likely that burnout will lead to subsequent emotions than vice-versa. However, when measured simultaneously, it appears that the experience of emotions has greater effect on burnout than vice-versa. What is more interesting is that in fact burnout had a stronger (although very similar) impact on FNE than it did on DNE. Moreover, in cross-sectional analysis (at Time 3), FNE had a greater (although actually very similar)

unique effect on burnout than did DNE, even though the prediction was that they would not be correlated to it.

There are three key findings that warrant discussion. Firstly, the reversed causal model displayed greater indices of fit in comparison with the causal model. It has already been stated that the prolonged experience of unhealthy negative emotions can result in workplace burnout (Eng et al., 2003; Fitzgerald et al., 2003; Smith et al., 2005; Testa, 2001; van Veghel et al., 2001).

However, the great majority of the studies whose findings we have cited either used multiple regression for data analysis (e.g., Little, Simmons, & Nelson, 2007; Zellars et al., 2004), or did not test reversed causality models in structural equation modelling (WB→E; e.g., Brackett et al., 2010). From what we have learned from the model obtained in this study, it is possible that burnout at a particular point in time leads to subsequent feelings of anxiety, anger, concern, depression, sadness etc. (in other words, both DNE and FNE). The finding that the direction of the correlation between the emotions and burnout is different in cross-sectional analysis is a rather puzzling finding one and needs further investigation.

Secondly, with the exception of Time 2 (in which only DNE exerted significant effect on WB), the results suggest that FNEs and DNEs have a similar (cross-sectional) effect to burnout. We can look to a number of facts for an explanation for these findings. Firstly, there is justification for the assumption that functional emotions also drain our resources. Hence if they are present in the workplace at a high intensity and frequency, this will ultimately lead to stress and burnout. Further, as both practice and empirical findings have shown, in comparison with DNEs, FNEs are experienced more frequently, and could thus play a more significant role in the development of burnout at work (Andrea et al., 2004; Innstrand et al., 2012). This would mean that when considering the effects of emotions on different aspects of the functioning of employees, it is not enough to take into account only the quantitative and qualitative aspects of the differences between emotions, but also the frequency with which they are experienced (Fisher, 2000). As has already been noted, dysfunctional emotions always include their functional counterparts, while the opposite is not necessarily true, and so it is possible that in the research, the frequency of occurrence of functional emotions has been overvalued, while the frequency of dysfunctional emotions has been undervalued. Additionally, it is possible that in everyday Serbian speech the names of functional emotions predominate over the names of the dysfunctional (concern and frustration vs. anxiety, anger), and also that subjects generally have trouble verbally differentiating between those two types of emotion. Finally, the context of the workplace is fertile ground for subjects to give socially desirable responses out of a fear of negative consequences. For this reason expressing dysfunctional emotions in the workplace is in a way censored, and employees are more inclined to display functional emotions, which can hinder the identification of experienced dysfunctional emotions. In view of this, it would be useful to measure emotions while they are still "hot", i.e., less susceptible to conscious manipulation.

Thirdly, contrary to initial expectations for this research, i.e., the assumptions of the REBT model, it has been shown that in our research positive emotions largely do not predict burnout (even though the opposite is true for WB\_T1→PE\_T2). Supporting this, in earlier research carried out on our sample (Popov et al., 2017), it was found that positive experience at work promoted work engagement, but did not have a significant effect on burnout (contrary to the negative experiences, which did have an effect on burnout). It is very likely that positive emotions potentially correlate more strongly to the so-called positive indicators of organisational behaviour (e.g., work engagement, pro-social organisational behaviour, etc.). As compared to the negative, positive emotions are significantly less frequently the subject of academic attention, a situation we sought to remedy by way of this research, having in mind the effects they have on various aspects of workplace functioning (Ashby et al., 1999; Fredrickson, 1998; Isen, 2008; Katsaros & Nikolaidis, 2012; Locke & Latham, 1990;). However, for future research it would be useful if positive indicators were taken into consideration and not only negative indicators of organisational behaviour. Considering previous findings, it seems that positive emotions have greater predictive power for the first group of indicators and negative emotions for the second group (Andrea et al., 2009; Hakanen et al., 2008; Muchinsky, 2000).

On this basis we can make the assumption that promoting positive emotions is not an effective strategy for prevention of burnout syndrome. Rather its development can be prevented by the reduction of negative, primarily dysfunctional emotions. Earlier findings (Mäkikangas et al., 2010) have shown that a positive affective state in relation to work is associated with a reduced level of emotional exhaustion (that being the most obvious manifestation of burnout; see also Brackett et al., 2010). Nevertheless, the results of this research suggest that the presence of positive emotions is not enough to reduce the risk of burnout syndrome developing. It would be more effective to work on the elimination or at least the reduction of the stressors at work that are the triggers for negative emotional responses. Since it is not possible to significantly impact many stressors, work could be done on modifying the way employees perceive them. Although there are serious methodological difficulties in measuring different types of emotion, they doubtless impact organisational behaviour and the outcome of stress transactions at work (Allcorn, 1994; Bunk & Magley, 2013; Douglas & Martinko, 2001; Glasø et al., 2011; Lively & Powell, 2006; Sloan, 2012; Stets & Tsushima, 2001). Hence the improvement of emotional regulation skills would yield multiple benefits both for employees and for the organisation they are employed by. As suggested by the findings of earlier research (Mogoase & Stefan, 2013; Tiba & Szentagotai, 2005), the reduction and/or elimination of dysfunctional emotions in employees would contribute to the resolution of many work-related problems such as difficulty achieving long-term goals, insufficient motivation and adaptability in frequently changeable working conditions.

## Conclusions and Recommendations for the Future

To end with, some concluding remarks. Based on the results of the study conducted, there is no firm evidence that functional emotions can be reliably differentiated from dysfunctional emotions in the prediction of job burnout. Rather, it seems that both are relevant and contribute in similar ways to the understanding of burnout. Also, contrary to the initial assumptions, positive emotions play no protective role in burnout prevention. In future research, more attention would need to be focused on ways to more precisely measure emotions in the workplace (e.g., via their behavioural indicators), since it is possible that subjects verbally code their emotions in idiosyncratic ways and that the names of emotions do not have universally accepted meanings. Additionally, the research would ideally be conducted on a larger sample in order to increase the statistical power and generalisability of the results. Finally, it would be advisable to extend the time interval between measurements in order to better encompass the process of the development of burnout.

## References

- Allcorn, S. (1994). *Anger in the workplace: Understanding the causes of aggression and violence*. Westport: Quorum Books. doi:10.2307/253542
- Andrea, H. H., Bültmann, H. H., Beurskens, A. M., Swaen, G. H., van Schayck, C. P., & Kant, I. J. (2004). Anxiety and depression in the working population using the HAD Scale: Psychometrics, prevalence and relationships with psychosocial work characteristics. *Social Psychiatry & Psychiatric Epidemiology*, 39(8), 637–646. doi:10.1007/s00127-004-0797-6
- Andrea, H., Bültmann, U., van Amelsvoort, L. M., & Kant, Y. (2009). The incidence of anxiety and depression among employees—The role of psychosocial work characteristics. *Depression And Anxiety*, 26(11), 1040–1048. doi:10.1002/da.20516
- Ashby, F. G., Isen A. M., & Turken A. U. (1999). A neuropsychological theory of positive affect and its influence on cognition. *Psychological Review*, 106(3), 529–550. doi:10.1037//0033-295x.106.3.529
- Ashby, F. G., Valentin, V. V., & Turken, A. U. (2002). The effects of positive affect and arousal on working memory and executive attention. In S. Moore, & M. Oakford (Eds.), *Emotional Cognition: From Brain to Behaviour* (pp. 245–287). Amsterdam: John Benjamins. doi:10.1075/aicr.44.11ash
- Bagozzi, R. P. (2003). Positive and negative emotions in organizations. In K. S. Cameron, J. E. Dutton, & R. E. Quinn (Eds.), *Positive Organizational Scholarship* (pp. 176–193). San Francisco: Berrett-Koehler.
- Basinska, B. A., Wiciak, I., & Dåderman, A. M. (2014). Fatigue and burnout in police officers: the mediating role of emotions. *Policing: An International*

- Journal of Police Strategies & Management*, 37(3), 665–680. doi:10.1108/pijpsm-10-2013-0105
- Bedyńska, S., & Żołnierczyk-Zreda, D. (2015). Stereotype threat as a determinant of burnout or work engagement. Mediating role of positive and negative emotions. *International Journal of Occupational Safety and Ergonomics*, 21(1), 1–8. doi:10.1080/10803548.2015.1017939
- Bentler, P. M. (2006). *EQS 6 structural equations program manual*. Encino, CA: Multivariate Software Inc.
- Berat, N., Jelić, D., & Popov, B. (2016). Serbian version of the Work Burnout Scale from the Copenhagen Burnout Inventory: Adaptation and psychometric properties. *Applied Psychology*, 9(2), 177–198. doi:10.19090/pp.2016.2.177–198
- Brackett, M. A., Palomera, R., Mojsa-Kaja, J., Reyes, M. R., & Salovey, P. (2010). Emotion-regulation ability, burnout, and job satisfaction among British secondary-school teachers. *Psychology in the Schools*, 47(4), 406–417. doi:10.1002/pits.20478
- Brief, A. P., & Weiss, H. M. (2002). Organizational behavior: Affect in the workplace. *Annual Review of Psychology*, 53(1), 279–307. doi:10.1146/annurev.psych.53.100901.135156
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen, & J. S. Long (Eds.), *Testing Structural Equation Models* (pp. 1–9). Newbury Park, CA: Sage. doi:10.1177/0049124192021002005
- Bunk, J. A., & Magley, V. J. (2013). The role of appraisals and emotions in understanding experiences of workplace incivility. *Journal of Occupational Health Psychology*, 18(1), 87–105. doi:10.1037/a0030987
- Carpenter, S. M., Peters, E., Västfjäll, D., & Isen, A. M. (2013). Positive feelings facilitate working memory and complex decision making among older adults. *Cognition & Emotion*, 27(1), 184–192. doi:10.1080/02699931.2012.698251
- Chang, M. L. (2013). Toward a theoretical model to understand teacher emotions and teacher burnout in the context of student misbehavior: Appraisal, regulation and coping. *Motivation and Emotion*, 37(4), 799–817. doi:10.1007/s11031-012-9335-0
- David, D., Szentagotai, A., Eva, K., & Macavei, B. (2005). A synopsis of rational-emotive behavior therapy (REBT); fundamental and applied research. *Journal of Rational-Emotive and Cognitive-Behavior Therapy*, 23(3), 175–221. doi:10.1007/s10942-005-0011-0
- Demerouti, E. (2006). Job characteristics, flow, and performance: The moderating role of conscientiousness. *Journal of Occupational Health Psychology*, 11(3), 266–280. doi:10.1037/1076-8998.11.3.266
- Douglas, S. C., & Martinko, M. J. (2001). Exploring the role of individual differences in the prediction of workplace aggression. *Journal of Applied Psychology*, 86(4), 547–559. doi:10.1037//0021-9010.86.4.547
- Eisenberger, R., Jones, J. R., Stinglhamber, F., Shanock, L., & Randall, A. T. (2005). Flow experiences at work: For high need achievers alone?. *Journal of Or-*

- ganizational Behavior: The International Journal of Industrial, Occupational and Organizational Psychology and Behavior*, 26(7), 755–775. doi:10.1002/job.337
- Eng, P. M., Fitzmaurice, G., Kubzansky, L. D., Rimm, E. B., & Kawachi, I. (2003). Anger expression and risk of stroke and coronary heart disease among male health professionals. *Psychosomatic Medicine*, 65(1), 100–110. doi:10.1097/01.psy.0000040949.22044.c6
- Fernet, C., Lavigne, G. L., Vallerand, R. J., & Austin, S. (2014). Fired up with passion: Investigating how job autonomy and passion predict burnout at career start in teachers. *Work & Stress*, 28(3), 270–288. doi:10.1080/02678373.2014.935524
- Fisher, C. D. (2000). Mood and emotions while working: missing pieces of job satisfaction?. *Journal of Organizational Behavior: The International Journal of Industrial, Occupational and Organizational Psychology and Behavior*, 21(2), 185–202. doi:10.1002/(sici)1099-1379(200003)21:2<185::aid-job34>3.0.co;2-m
- Fisher, C. D., & Ashkanasy, N. M. (2000). The emerging role of emotions in work life: An introduction. *Journal of Organizational Behavior: The International Journal of Industrial, Occupational and Organizational Psychology and Behavior*, 21(2), 123–129. doi:10.1002/(sici)1099-1379(200003)21:2<123::aid-job33>3.3.co;2-#
- Fitzgerald, S. T., Haythornthwaite, J. A., Suchday, S., & Ewart, C. K. (2003). Anger in Young Black and White Workers: Effects of Job Control, Dissatisfaction, and Support. *Journal of Behavioral Medicine*, 26(4), 283–296. doi:10.1023/a:1024228026022
- Fredrickson, B. L. (1998). Cultivated emotions: Parental socialization of positive emotions and self-conscious emotions. *Psychological Inquiry*, 9(4), 279–281. doi:10.1207/s15327965pli0904\_4
- Glasø, L., Vie, T., Holmdal, G., & Einarsen, S. (2011). An application of affective events theory to workplace bullying: The role of emotions, trait anxiety, and trait anger. *European Psychologist*, 16(3), 198–208. doi:10.1027/1016-9040/a000026
- Glomb, T. M., Steel, P. D., & Arvey, R. D. (2002). Office sneers, snipes, and stab wounds: Antecedents, consequences, and implications of workplace violence and aggression. In R. Lord, R. Klimoski, & R. Kanfer (Eds.), *Frontiers of Industrial and Organizational Psychology: Emotions and Work* (pp. 227–259). San Francisco: Jossey-Bass.
- Gollub, H. & Reichardt, C. (1991). Interpreting and estimating indirect effects assuming time lags really matter. In L. Collins, & J. Horn (Eds.), *Best Methods for the Analysis of Change: Recent Advances, Unanswered Questions, Future Directions* (pp. 243–259). Washington: American Psychological Association. doi:10.1037/10099-015

- Grandey, A. A., Tam, A. P., & Brauburger, A. L. (2002). Affective States and Traits in the Workplace: Diary and Survey Data from Young Workers. *Motivation & Emotion*, 26(1), 31–55. doi:10.1023/A:1015142124306
- Gray, J. R. (2001). Emotional modulation of cognitive control: Approach-withdrawal states double-dissociate spatial from verbal two-back task performance. *Journal of Experimental Psychology: General*, 130(3), 436–452. doi:10.1037//0096-3445.130.3.436
- Hakanen, J. J., Schaufeli, W. B., & Ahola, K. (2008). The Job Demands-Resources model: A three-year cross-lagged study of burnout, depression, commitment, and work engagement. *Work & Stress*, 22(3), 224–241. doi:10.1080/02678370802379432
- Hoyle, R. H. (1995). The structural equation modeling approach: Basic concepts and fundamental issues. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural Equation Modeling, Concepts, Issues, and Applications* (pp. 1–15). Thousand Oaks, CA: Sage.
- 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
- Hülsheger, U. R., & Schewe, A. F. (2011). On the costs and benefits of emotional labor: A meta-analysis of three decades of research. *Journal Of Occupational Health Psychology*, 16(3), 361–389. doi:10.1037/a0022876
- Innstrand, S., Langballe, E., & Falkum, E. (2012). A Longitudinal Study of the Relationship between Work Engagement and Symptoms of Anxiety and Depression. *Stress & Health: Journal of the International Society for the Investigation of Stress*, 28(1), 1–10. doi:10.1002/smj.1395
- Isen, A. M., (2008). Positive affect and decision processes: some recent theoretical developments with practical implications. In C. F. R. Haugdvedt, P. H. Herr, & F. R. Kardes (Eds), *Handbook of Consumer Psychology* (pp. 273–296). New York, NY: Erlbaum. doi:10.1207/153276601750408311
- Johnson, P. R., & Indvik, J. (2000). Rebels, critics, backstabbers, and busybodies: Anger and aggression at work. *Public Personnel Management*, 29(2), 165–174. doi:10.1177/009102600002900201
- Katsaros, K. K., & Nicolaïdis, C. S. (2012). Personal traits, emotions, and attitudes in the workplace: Their effect on managers' tolerance of ambiguity. *The Psychologist-Manager Journal*, 15(1), 37–55. doi:10.1080/10887156.2012.649991
- Kline, R. B. (2010). *Principles and practice of structural equation modeling, third edition*. New York: The Guilford Press.
- Little, L. M., Simmons, B. L., & Nelson, D. L. (2007). Health among leaders: Positive and negative affect, engagement and burnout, forgiveness and revenge. *Journal of Management Studies*, 44(2), 243–260. doi:10.1111/j.1467-6486.2007.00687.x

- Lively, K. J. (2006). Emotions in the Workplace. In: Stets J. E., & Turner J. H. (Eds.), *Handbook of the Sociology of Emotions: Handbooks of Sociology and Social Research* (pp. 569–590). Springer, Boston, MA. doi:10.1007/978-0-387-30715-2\_25
- Lively, K. J., & Powell, B. (2006). Emotional Expression at Work and at Home: Domain, Status, or Individual Characteristics?. *Social Psychology Quarterly*, 69(1), 17–38. doi:10.1177/019027250606900103
- Locke, E. A., & Latham, G. P. (1990). *A theory of goal setting & task performance*. Englewood Cliffs, NJ, US: Prentice-Hall, Inc. doi:10.5860/choice.28-0608
- Mäkkikangas, A., Bakker, A. B., Aunola, K., & Demerouti, E. (2010). Job resources and flow at work: Modelling the relationship via latent growth curve and mixture model methodology. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 83(3), 795–814. doi:10.1348/096317909x476333
- Maslach, C., & Leiter, M. P. (2008). Early predictors of job burnout and engagement. *Journal of Applied Psychology*, 93(3), 498–512. doi:10.1037/0021-9010.93.3.498
- Mignonac, K., & Herrbach, O. (2004). Linking work events, affective states, and attitudes: an empirical study of managers' emotions. *Journal of Business & Psychology*, 19(2), 221–240. doi:10.1007/s10869-004-0549-3
- Milfont, T. L., Denny, S., Ameratunga, S., Robinson, E., & Merry, S. (2008). Burnout and wellbeing: Testing the Copenhagen burnout inventory in New Zealand teachers. *Social Indicators Research*, 89(1), 169–177. doi:10.1007/s11205-007-9229-9
- Mogoase, C., & Stefan, S. (2013). Is there a difference between functional and dysfunctional negative emotions? The preliminary validation of the functional and dysfunctional negative emotions scale (FADNES). *Journal of Evidence-Based Psychotherapies*, 13(1), 13–32.
- Muchinsky, P. M. (2000). Emotions in the workplace: The neglect of organizational behavior. *Journal of Organizational Behavior*, 21(7), 801–805. doi:10.1002/1099-1379(200011)21:7<801::AID-JOB999>3.0.CO;2-A
- Popov, B., Miljanović, M., Stojaković, M., & Matanović, J. (2013). Work stressors, distress, and burnout: the role of coping strategies. *Applied Psychology*, 6(4), 355–370. doi:10.19090/pp.2013.4.355-370
- Popov, B., Raković, S., & Jelić, D. (2017). Model organizacijskog zdravlja: predikcija blagostanja zaposlenih i organizacijske uspešnosti [Organizational health framework: Predicting employee well-being and organisational performance]. *Primenjena psihologija*, 10(1), 81–101. doi:10.19090/pp.2017.1.81-101
- Schaufeli, W. B., & Greenglass, E. R. (2001). Introduction to special issue on burnout and health. *Psychology & Health*, 16(5), 501–510. doi:10.1080/08870440108405523

- Sloan, M. M. (2012). Controlling Anger and Happiness at Work: An Examination of Gender Differences. *Gender, Work & Organization*, 19(4), 370–391. doi:10.1111/j.1468-0432.2010.00518.x
- Smith, L. A., Roman, A., Dollard, M. F., Winefield, A. H., & Siegrist, J. (2005). Effort-reward imbalance at work: the effects of work stress on anger and cardiovascular disease symptoms in a community sample. *Stress and Health: Journal of the International Society for the Investigation of Stress*, 21(2), 113–128. doi:10.1002/smj.1045
- Spector, P. E., & Fox, S. (2005). The Stressor–Emotion Model of Counterproductive Work Behavior. In S. Fox, & P. E. Spector (Eds.), *Counterproductive Work Behavior: Investigations of Actors and Targets* (pp. 151–174). Washington, DC, US: American Psychological Association. doi:10.1037/10893-007
- Stets, J. E., & Tsushima, T. M. (2001). Negative emotion and coping responses within identity control theory. *Social Psychology Quarterly*, 64(3), 283–295. doi:10.2307/3090117
- Testa, M. R. (2001). Organizational commitment, job satisfaction, and effort in the service environment. *The Journal of Psychology: Interdisciplinary and Applied*, 135(2), 226–236. doi:10.1080/00223980109603693
- Tiba, A., & Szentagotai, A. (2005). Positive emotions and irrational beliefs. Dysfunctional positive emotions in healthy individuals. *Journal of Cognitive & Behavioral Psychotherapies*, 5(1), 53–73. doi:10.1037/t41838-000
- Tobert, S., & Moneta, G. B. (2013). Flow as a Function of Affect and Coping in the Workplace. *Individual Differences Research*, 11(3), 102–113.
- Tripp, T.M. & Bies, R.J. (2010). "Righteous" Anger and Revenge in the Workplace: The Fantasies, the Feuds, the Forgiveness. In M. Potegal, G. Stemmler, & C. Spielberger (Eds.), *International Handbook of Anger* (pp. 413–431). New York, NY: Springer. doi:10.1007/978-0-387-89676-2\_24
- van Veghel, N., de Jonge, J., Meijer, T., & Hamers, J. H. (2001). Different effort constructs and effort–reward imbalance: effects on employee well-being in ancillary health care workers. *Journal of Advanced Nursing*, 34(1), 128–136. doi:10.1046/j.1365-2648.2001.3411726.x
- Yang, J., & Diefendorff, J. M. (2009). The relations of daily counterproductive workplace behavior with emotions, situational antecedents, and personality moderators: A diary study in Hong Kong. *Personnel Psychology*, 62(2), 259–295. doi:10.1111/j.1744-6570.2009.01138.x
- Zellars, K. L., Hochwarter, W. A., Perrewe, P. L., Hoffman, N., & Ford, E. W. (2004). Experiencing job burnout: The roles of positive and negative traits and states. *Journal of Applied Social Psychology*, 34(5), 887–911. doi:10.1111/j.1559-1816.2004.tb02576.x

**Boris Popov  
Dragana Jelić  
Sara Raković  
Jelena Matanović**

Odsek za psihologiju,  
Filozofski fakultet,  
Univerzitet u Novom  
Sadu

## EMOCIJE I IZGARANJE NA RADU IZ REBT PERSPEKTIVE: KRATKA PROSPEKTIVNA STUDIJA

Cilj istraživanja bio je da se testira REBT model emocija u predikciji izgaranja na radu. Na osnovu pretpostavki modela, pretpostavljeno je da će disfunkcionalne negativne emocije (DNE) ostvariti pozitivan efekat na izgaranje, da će pozitivne emocije ostvariti (PE) ostvariti negativan efekat na izgaranje, a da će efekat funkcionalnih negativnih emocija (FNE) biti neznačajan. Kako bi se testirale postavljene hipoteze, sprovedena je kratka longitudinalna studija, sa ukupnim trajanjem od 12 nedelja (tri merenja sa po šest nedelja razmaka između svakog merenja). Učešće u prvom merenju uzelo je 197 zaposlenih ispitanika (60.3% žena). Usled osipanja uzorka, ukupno 113 ispitanika (64.6% žena) imalo je validne odgovore na sva tri merenja (Little MCAR test neznačajan, sugerujući da su nedostajući podaci slučajno raspoređeni). Ispitanici su popunili Skalu izgaranja iz Copenhagen inventara izgaranja i listu funckionalnih i disfunkcionalnih emocija, kreiranu za potrebe istraživanja. Na osnovu rezultata može se zaključiti da je obrnuti kauzalni model pokazao bolje indekse podešnosti u poređenju sa kauzalnim, sugerujući da je verovatnije da izgaranje predviđa emocije, nego obrnuto. Što je još interesantnije, izgaranje je ostvarilo veći efekat na FNE, nego na DNE. Ipak, u istoj vremenskoj tačci je slučaj obrnut – izgleda da emocije predviđaju izgaranje, pre nego obrnuto. Štaviše, u vremenu merenja 3, FNE su ostvarile veći (iako veoma sličan) efekat na izgaranje, u poređenju sa DNE. U vremenu 2, jedino DNE su ostvarile značajan efekat na izgaranje. Konačno, PE nisu ostvarile značajan efekat na izgaranje. Rezultati su komentarisani iz ugla REBT teorijskog modela emocija. Na samom kraju rada, prodiskutovana su ograničenja studije, kao i preporuke za buduća istraživanja.

**Ključne reči:** disfunkcionalne negativne emocije, funkcionalne negativne emocije, izgaranje na radu, pozitivne emocije, REBT model emocija

## UPUTSTVO AUTORIMA

Za objavljivanje u časopisu *Primenjena psihologija* prilažu se isključivo originalni radovi koji nisu prethodno štampani i nisu istovremeno podneti za objavljivanje negde drugde. U časopisu se objavljaju empirijski i pregledni radovi. Pregledni rad treba da sadrži originalan, detaljan i kritički prikaz istraživačkog problema ili područja u kome je autor ostvario određeni doprinos, vidljiv na osnovu autocitata. Radovi koji nisu pripremljeni prema ovom uputstvu, neće se recenzirati. Rukopisi se šalju isključivo putem platforme za prijavu, koja je dostupna na: <http://primenjena.psihologija.ff.uns.ac.rs/index.php/pp/about/submissions>.

U časopisu se mogu objavljivati radovi na srpskom i srodnim jezicima bivšeg srpsko-hrvatskog govornog područja, kao i na engleskom jeziku. Ukoliko rad nije na srpskom jeziku, autorova obaveza je da ga lektoriše. U slučaju jezika srodnih srpskom, redakcija zadržava pravo da pojedine termine prilagodi srpskom jeziku zarad boljeg razumevanja teksta. Sve predložene izmene se dostavljaju autorima na uvid i odobrenje.

Prilikom dostavljanja rukopisa, autori moraju navesti da se slažu sa etičkim standardima o objavljivanju u časopisu, odnosno da preuzimaju odgovornost za etičku saglasnost za sprovođenje istraživanja, kao i za dozvole o legalnom korišćenju upitnika i softvera u svojim radovima. Uredništvo zadržava pravo da traži na uvid dozvolu za prevod, korišćenje i modifikaciju instrumenata, kao i softvera. Pre prijave rada, autori se upućuju na ček listu za autore koja je dostupna na internet stranici časopisa.

**Recenziranje i objavljivanje.** Svi radovi se anonimno recenziraju od strane dva recenzenta. Uredništvo na osnovu primljenih recenzija donosi jednu od sledećih odluka o rukopisu: **A** - prihvatanje, **B** - prihvatanje uz korekcije, **C** - odbijanje uz sugestiju da se rad u velikoj meri koriguje i ponovo pošalje ili **D** - odbijanje. Uredništvo pismeno obaveštava autora o odluci. Ukoliko autor ponovo podnosi korigovani rad, dužan je da u obrascu recenzije odgovori na sve sugestije upućene od strane recenzenta.

**Format rada.** Rad mora biti napisan u tekst procesoru Microsoft Word, na stranici formata A4, fontom Times New Roman (12 tačaka), latinicom, sa razmakom od 1.5 reda, sa marginama od 2.54 cm (odnosi se na sve margine). Rad treba da bude dužine do jednog autorskog tabaka (do 30000 znakova, sa razmacima, bez referenci i priloga), a ukoliko je reč o kratkom izveštaju, rad treba da bude do 5 000 znakova (s razmacima) bez referenci i priloga. Redni brojevi strana treba da budu dati u gornjem desnom uglu, zajedno sa zaglavljem koje sadrži skraćeni naslov rada (tzv. *running head*), pisan velikim slovima, bez imena autora. Zaglavje ne sme imati više od 50 karaktera. Paginacija bi trebalo da počinje od prve strane.

Rad treba da bude struktuiran u skladu sa IMRAD formatom i pravilima koja su definisana u 6. izdanju Priručnika Američke psihološke asocijacije (*APA Publication Manual*). Shodno tome, rad treba da sadrži odeljke *Rezime* sa ključnim rečima, *Uvod*, *Metod*,

*Rezultati*, *Diskusija*, *Zaključak* (opciono), *Reference*, *Prilozi* (opciono), kao i naslov i rezime sa ključnim rečima na engleskom jeziku.

**Naslovna strana.** Naslov treba da bude što koncizniji, ali i dovoljno precizan. Preporuka APA standarda je da naslov ne sadrži više od 15 reči. Ukoliko se u članku izveštava o nekom instrumentu koji nije opštepoznat široj naučnoj i stručnoj javnosti, naziv instrumenta je potrebno navesti u celini u naslovu rada, a ne samo skraćenicu. Ukoliko je rad nastao u sklopu projekta, iza naslova rada treba staviti fusnotu koja sadrži naziv finansijera projekta i broj projekta. Ukoliko je deo rezultata izlagan na skupu, u fusnoti treba dati podatke o skupu. Iza naslova rada slede imena autora i njihove afilijacije. Iza imena autora za korespondenciju treba staviti fusnotu koja sadrži e-mail adresu autora. Naslov rada, imena autora i afilijacije autora daju se na prvoj strani, bez ostatka teksta. Ova strana se, kao poseban dokument, prilaže na platformu, odnosno odvojeno od samog rukopisa.

**Rezime.** Rezime treba da bude dužine do 250 reči. Na kraju rezimea treba dati ključne reči (do pet ključnih reči). Ukoliko je rad na srpskom jeziku, potrebno je priložiti naslov, rezime i ključne reči i na engleskom jeziku. Ukoliko je rad na engleskom jeziku, poželjno je priložiti duži rezime (do 2 strane) na srpskom jeziku. Rezime po pravilu ne sadrži reference, sem ukoliko je to neophodno.

**Naslovi odeljaka.** Naslovi odeljaka (*Metod*, *Rezultati* i sl.) pišu se **podebljanim** slovima, „rečeničnim“ formatom (velikim početnim slovom), centrirano. Podnaslovi se pišu **podebljanim** slovima, poravnato u levo i u „rečeničnoj“ formi. Prvi podnaslovi stoje na marginama, a njima subordinirani podnaslovi pišu se uvučeno (takođe **podebljano**, u „rečeničnoj“ formi, s tačkom na kraju). Naslovi četvrtog nivoa se formatiraju na isti način, ali se stavljuju u *kurziv*. Nazive instrumenata treba navoditi kao subordinirane podnaslove u okviru odeljka *Instrumentsi*, dakle uvučeno, **podebljano**, u „rečeničkoj formi“, s tačkom na kraju. Referenca za instrument je deo ovog podnaslova. Na primer:

## **Metod**

### **Uzorak i postupak**

### **Instrumenti**

**Eysenckov upitnik ličnosti (Eysenck Personality Questionnaire - EPQ: Eysenck & Eysenck, 1975).**

**Skala zadovoljstva životom (Satisfaction With Life Scale - SWLS: Diener, Emmons, Larsen, & Griffin, 1985).**

## Rezultati

### Validnost Upitnika o veštinama komunikacije

**Faktorska analiza.**

**Interkorelacijske konstrukcije.**

**Korelacije veština komunikacije sa osobinama ličnosti.**

**Korelacije veština komunikacije sa emocionalnim kompetencijama.**

**Analiza puta.**

**Doslovno citiranje.** Svaki citat koji je direktno preuzet iz teksta, bez obzira na dužinu, treba da prati referenci sa brojem strane. Za svaki citat duži od 350 znakova autor mora imati pismeno odobrenje vlasnika autorskih prava koje treba da priloži.

**Tabele.** Tabele i grafikoni treba da budu sačinjeni u Wordu ili nekom Word-kompatibilnom formatu. Tabele i grafikone iz statističkih paketa treba prebaciti u Word. Iste podatke ne treba istovremeno prikazivati i tabelarno i grafički. Podaci koji su već dati u tabeli ili na grafikonu, ne smeju se ponavljati u tekstu, već se treba samo pozvati na njih. Tabele i grafikone je potrebno pozicionirati u samom radu, odnosno nije potrebno da se prilažu kao posebni dokumenti na platformu, već u sklopu rukopisa. Svaka tabela treba da bude označena brojem i adekvatnim nazivom. Broj tabele treba da bude napisan običnim slovima, a naziv tabele treba da bude dat u sledećem redu, *kurzivom*. Broj i naziv tabele nalaze se iznad tabele, poravnati u levo. Tabele ne smeju da sadrže vertikalne linije. Redovi tabele ne treba da budu razdvojeni linijama, ali zaglavljene tabele mora da bude linijom odvojeno od ostalih redova.

Vrednosti u tabelama bi trebale da budu date u sredini kolone, sa decimalnim mestima pozicioniranim levim tabulatorom.

Korektan prikaz tabele:

Tabela 1  
*Korelacije nasilnog ponašanja i osobina ličnosti*

EPQ-R	Nasilno ponašanje		
	Fizičko nasilje	Verbalno nasilje	Relaciono nasilje
Neuroticizam	.23	.26	.12
Ekstraverzija	.18	.25	.36
Psihoticizam	.45	.33	.39

Nekorektni prikaz tabele:

**Tabela 1: Korelacije nasilnog ponašanja i osobina ličnosti**

EPQ-R	Nasilno ponašanje		
	Fizičko nasilje	Verbalno nasilje	Relaciono nasilje
Neuroticizam	0.236	0.261	0.122
Ekstraverzija	0.187	0.255	0.361
Psihoticizam	0.454	0.336	0.397

**Grafikoni i slike.** Slike treba slati u elektronskoj formi sa rezolucijom od najmanje 300 dpi. Štampa časopisa je crno-bela, pa se autori mole da prilagode tabele, grafikone i slike crno-beloj štampi. Ukoliko se koristi ilustracija iz štampanog izvora nužno je pisano odobrenje vlasnika autorskih prava. Naziv slike treba da bude prikazan ispod slike nakon oznake rednog broja. Na primer:

*Slika 1. Schwartzov model univerzalnih ljudskih vrednosti*

**Rezultati statističke obrade.** Rezultati statističkih testova treba da budu dati u sledećem obliku:  $F(1, 9) = 25.35, p < .001$  i slično za druge testove (npr.  $\chi^2(5, N = 454) = 5.311, p > .10$  ili  $t(452) = 2.06, p < .05$ ). Treba navoditi manji broj konvencionalnih  $p$  nivoa (.05, .01 ili .001). Ukoliko je broj teorijski manji od 1 (npr.  $\alpha, r$ , opterećenja u faktorskoj analizi,  $p$  nivo i sl.), nula se ne stavlja ispred tačke. Po pravilu, nazivi statističkih testova i oznaka treba da budu napisani u *kurzivu*, sem ako je reč o grčkim simbolima koji se **ne pišu** u kurzivu.

**Decimalni brojevi.** Uvažavajući statističke konvencije, decimalne brojeve treba pisati sa tačkom. Sve decimalne zapise treba zaokružiti na dve decimale, sem

kada se navode indikatori fita,  $p$  nivo značajnosti i sl. gde je i podatak o razlikama na trećoj decimali bitan.

**Navođenje referenci u tekstu.** Imena stranih autora navode se u originalu, npr. Dimanche (1990), ili kada je potrebno u padežnom obliku „...rezultati Dimanchea (Dimanche, 1990)...“, s tim što je onda potrebno u zagradu staviti referencu.

Ukoliko referenca ima **dva autora**, oba se navode u tekstu, npr. (Costa & McCrae, 1992). Ukoliko je u pitanju domaća referenca, umesto znaka „&“ navodi se „i“, npr. (Jovanović i Petrović, 2011).

Ukoliko rad ima **3 do 5 autora**, u prvom navodu se pominju prezimena svih, a u kasnijim navodima samo prezime prvog autora i skraćenica „et al.“ za strane reference, ili „i sar.“ za domaće. Na primer, na engleskom jeziku, prvi navod bi imao formu (Roberts, Bogg, Walton, Chernyshenko, & Stark, 2004), a naredni (Roberts et al., 2004). Na srpskom jeziku, prvi navod bi imao formu (Novović, Biro i Nedimović, 2011), a naredni (Novović i sar., 2011).

Ukoliko dva rada iz iste godine imaju istog prvog autora, a ostali su različiti, treba navesti onoliko imena autora koliko je potrebno da bi se reference mogle jasno razlikovati u tekstu. Na primer, reference (Black, White, Brown, & Green, 1991) i (Black, Brown, White, & Green, 1991) imaju istog prvog autora i istu godinu izdanja. U ovom slučaju, u tekstu bi se navodile kao (Black, White, et al., 1991) i (Black, Brown, et al., 1991).

Ukoliko rad ima **šest ili više autora**, u tekstu se navodi samo prezime prvog i skraćenica „et al.“ ili „i sar.“.

**Spisak referenci.** U spisku literature navode se samo reference na koje se autor pozvao u radu, abecednim redom po prezimenima autora. Ukoliko rad sadrži nekoliko referenci čiji je prvi autor isti, najpre se navode radovi u kojima je taj autor jedini autor, po rastućem redosledu godina izdanja, a potom se navode radovi u odnosu na abecedni red prvog slova prezimena drugog autora (ukoliko ima koautore). Ukoliko se navodi više radova istog autora u jednoj godini, godine treba da budu označene slovima a, b, c, npr. (1995a), (1995b). Za svaku referencu u popisu literature potrebno je navesti i **DOI broj**, ukoliko je dostupan. Na stranici <https://www.crossref.org/requestaccount/>, nakon otvaranja svog naloga, možete pronaći DOI broj za većinu dostupnih članaka.

**Monografija (knjiga).** Bibliografska jedinica knjige treba da sadrži prezime i inicijale autora, godinu izdanja, naslov knjige (*kurzivom*), mesto izdanja i izdavača, odnosno:

Pantić, D. (1990). *Promene vrednosnih orijentacija mladih u Srbiji*. Beograd: Institut društvenih nauka.

Nazivi knjiga na engleskom jeziku pišu se u „rečeničnom“ formatu, takođe u *kurzivu*. Ukoliko naziv knjige ima podnaslov, on može počinjati velikim slovom.

**Zbornik u celini.** Ukoliko se kao referenca navodi zbornik radova u celini, referenca ima sledeću formu:

Biro, M., Smederevac, S. i Novović, Z. (Ur.) (2010). *Procena psiholoških i psihopatoloških fenomena*. Beograd: Centar za primenjenu psihologiju.

**Poglavlje u knjizi ili zborniku** navodi se na sledeći način:

Day, R. L. (1988). Measuring preferences. In R. Ferber (Ed.), *Handbook of marketing research* (pp. 112-189). New York: McGraw-Hill.

Naslovi stranih knjiga i zbornika treba da budu dati u „rečeničnoj formi“, sa početnim velikim slovom i ostalim malim. Ukoliko rad ima podnaslov, on se od naslova odvaja sa dve tačke i počinje velikim slovom. Ukoliko zbornik ima samo jednog urednika, umesto Eds. se navodi oblik jednine Ed. U domaćim referencama ovog tipa, strana skraćenica Ed. ili Eds. treba da glasi „Ur.“, a „In“ - „U“.

**Članak u časopisu** treba da sadrži prezimena i inicijale autora, godinu izdanja u zagradi, naslov članka, puno ime časopisa (*kurzivom*), volumen (*kurzivom*) i stranice, odnosno:

Jovanović, V. (2010). Validacija kratke skale subjektivnog blagostanja. *Primenjena psihologija*, 3(2), 175-190.

Dweck, C. S., & John, A. T. (1986). Motivational processes affecting learning. *American Psychologist*, 41, 1040-1048.

Nazivi članaka pišu se u „rečeničnom“ formatu, u kom je samo prvo početno slovo veliko. Nazivi časopisa na engleskom jeziku pišu se tako da početna slova svih reči, izuzev veznika, budu velika. Nakon prezimena autora, uvek se stavlja zarez, kao i nakon inicijala (ukoliko ima više inicijala imena, zarez se stavlja nakon svih inicijala zajedno, a ne nakon svakog posebno). U domaćim referencama, znak „&“ treba zamjeniti veznikom „i“. Ukoliko se svi brojevi časopisa u okviru jednog volumena paginiraju sukcesivno, **ne treba** navoditi broj časopisa. Ukoliko se svaki broj časopisa u okviru volumena paginira odvojeno, referenca treba da sadrži i broj časopisa, pa izgleda ovako:

Dweck, C. S., & John, A. T. (1986). Motivational processes affecting learning. *American Psychologist*, 41(2), 26-37.

Referenca rada objavljenog u časopisu koji se izdaje isključivo u elektronskoj formi ima iste elemente kao referenca rada iz štampanog časopisa, ali se nakon broja stranica navodi „Retrieved from“ (za domaće reference „Preuzeto sa“) i web adresa:

Sillick, T. J., & Schutte, N. S. (2006). Emotional intelligence and self-esteem mediate between perceived early parental love and adult happiness. *E-Journal of Applied Psychology*, 2(2), 38-48. Retrieved from <http://ojs.lib.swin.edu.au/index.php/ejap>

Kada je reč o **web dokumentu ili stranici**, navodi se ime autora, godina, naziv dokumenta (*kurzivom*), datum kada je sajt posećen, i internet adresa sajta, npr.

Degelman, D. (2000). *APA Style Essentials*. Retrieved May 18, 2000 from: <http://www.vanguard.edu/psychology/apa.pdf>

Navođenje **nepublikovanih radova** (npr. rezimea sa naučnog skupa, manuskripta i sl.) nije poželjno. Ukoliko je takvo navođenje neophodno, treba navesti što potpunije podatke, kao u sledećem primeru:

Smederevac, S. (2000). *Istraživanje faktorske strukture ličnosti na osnovu leksičkih opisa ličnosti u srpskom jeziku* (Nepublikovana doktorska disertacija). Filozofski fakultet, Univerzitet u Novom Sadu, Novi Sad.

**Prevod referenci.** Ukoliko se na recenziju predaje rad na engleskom jeziku i pri tome se citiraju reference na srpskom, potrebno je dati engleski prevod citiranih naslova u uglastim zagradama:

Padejski, N., & Biro, M. (2014). Faktori vulnerabilnosti za posttraumatski stresni poremećaj kod žrtava partnerskog nasilja [Vulnerability factors for posttraumatic stress disorder in victims of intimate partner violence]. *Primenjena psihologija*, 7, 63-85.

**Prilog.** U prilogu treba staviti samo one opise materijala koji bi bili korisni čitaocima za razumevanje, evaluiranje ili ponavljanje istraživanja.

**Fusnote i skraćenice.** Fusnote treba izbegavati. Skraćenice takođe treba izbegavati, osim izrazito uobičajenih. Skraćenice koje su navedene u tabelama i slikama treba da budu objašnjene. Objašnjenja (legenda) se daju ispod tabele ili slike.