

PRIMENJENA PSIHOLOGIJA

**MODEL UTICAJA KULTURNOG KAPITALA I INDIVIDUALNIH
MOTIVACIONIH ČINILACA NA KLJUČNE KOMPETENCIJE UČENIKA**

Mia Marić, Vesna Rodić Lukić i Snežana Štrangarić

**PRAVILIMA VOĐENA PONAŠANJA – DA LI IH ODREĐUJU SPOLJAŠNJE ILI
UNUTRAŠNJE VARIJABLE?**

Svetlana Borojević i Jadranko Janković

**RAZVOJ PRENATALNE VEZANOSTI U KONTEKSTU ISKUSTVA IZ PORODICE
POREKLA**

Mila Radovanović i Ivana Mihić

**SOCIJALNO POŽELJNO ODGOVARANJE I STRUKTURA LIČNOSTI –
DIMENZIONALNA I TIPOLOŠKA PERSPEKTIVA**

Milan Oljača, Bojan Branovački i Selka Sadiković

**VALIDACIJA SRPSKE ADAPTACIJE SKALE AUTENTIČNOSTI U
PARTNERSKIM ODNOSIMA - (AIRS)**

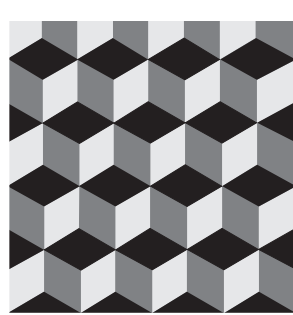
Đurđa Grijak

**ZAHTEVI POSLA I RESURSI NA RADU KAO PREDIKTORI IZGARANJA NA
RADU I RADNE ANGAŽOVANOSTI: GLAVNI I INTERAKTIVNI EFEKTI**

Vesna Radošević, Dragana Jelić, Jelena Matanović i Boris Popov

**ISTRAŽIVANJE MOGUĆNOSTI ZA GRAMATIČKO PRIMOVANJE VIZUELNO
PRIKAZANIH REČI POMOĆU ERP-a**

Vanja Ković, Platon Sovilj i Dejan Lalović



XI/1 (2018)

UDC 159.9

ISSN 1821-0147

eISSN 2334-7287

**PP
AA**

UNIVERZITET U NOVOM SADU

IZDAVAČ: FILOZOFSKI FAKULTET,
ODSEK ZA PSIHOLOGIJU

Za izdavača:
Prof. dr Ivana Živančević Sekeruš,
dekan

Redakcija
Editorial board

Jasmina Pekić, glavni i odgovorni urednik /Editor-in-chief
Marija Zotović
Aleksandra Trogrlić
Ana Genc
Dejan Pajić
Boris Popov
Vanja Ković
Lazar Tenjović
Zora Krnjaić
Ilija Milovanović, sekretar

primenjena.psihologija@ff.uns.ac.rs

Internacionalni savet redakcije
International Advisory Board

Vladimir Takšić, Rijeka, Croatia
Matija Svetina, Ljubljana, Slovenia
Milica Vasiljević, Cambridge, UK
Ted Huston, Austin, USA
John McCarthy, Pennsylvania, USA

Tehničko uređenje: Selka Sadiković
Korice: Relja Dražić
Prelom: KriMeI, Budisava
Štampa: Futura, Novi Sad
Lektor za engleski jezik: Jasna Milošević

Adresa redakcije:
Filozofski fakultet, Odsek za psihologiju, dr Zorana Đinđića 2,
21 000 Novi Sad
e-mail: primenjena.psihologija@ff.uns.ac.rs
web adresa: <http://primenjena.psihologija.ff.uns.ac.rs>

CIP -katalogizacija u publikaciji
Библиотека Матице српске, Нови Сад

159.9
ISSN 1821-0147
eISSN 2334-7287
COBISS.SR-ID 236071451
www.bms.ac.rs

PRIMENJENA PSIHOLOGIJA



No1, 2018

Sadržaj

- MODEL UTICAJA KULTURNOG KAPITALA I INDIVIDUALNIH
MOTIVACIONIH ČINILACA NA KLJUČNE KOMPETENCIJE UČENIKA
- 9 Mia Marić, Vesna Rodić Lukić i Snežana Štrangarić
- PRAVILIMA VOĐENA PONAŠANJA – DA LI IH ODREĐUJU
SPOLJAŠNJE ILI UNUTRAŠNJE VARIJABLE?
- 27 Svetlana Borojević i Jadranko Janković
- RAZVOJ PRENATALNE VEZANOSTI U KONTEKSTU ISKUSTVA IZ
PORODICE POREKLA
- 53 Mila Radovanović i Ivana Mihić
- SOCIJALNO POŽELJNO ODGOVARANJE I STRUKTURA LIČNOSTI
– DIMENZIONALNA I TIPOLOŠKA PERSPEKTIVA
- 69 Milan Oljača, Bojan Branovački i Selka Sadiković
- VALIDACIJA SRPSKE ADAPTACIJE SKALE AUTENTIČNOSTI U
PARTNERSKIM ODNOSIMA - (AIRS)
- 89 Đurđa Grijak
- ZAHTEVI POSLA I RESURSI NA RADU KAO PREDIKTORI
IZGARANJA NA RADU I RADNE ANGAŽOVANOSTI: GLAVNI I
INTERAKTIVNI EFEKTI
- 105 Vesna Radošević, Dragana Jelić, Jelena Matanović i Boris Popov
- ISTRAŽIVANJE MOGUĆNOSTI ZA GRAMATIČKO PRIMOVANJE
VIZUELNO PRIKAZANIH REČI POMOĆU ERP-a
- 142 Vanja Ković, Platon Sovilj i Dejan Lalović

Contents

	MODEL OF EFFECTS OF CULTURAL CAPITAL AND MOTIVATIONAL FACTORS ON KEY COMPETENCIES OF PUPILS
26	Mia Marić, Vesna Rodić Lukić, and Snežana Štrangarić
	RULE-GOVERNED BEHAVIORS – DO EXTERNAL OR INTERNAL VARIABLES DEFINE THEM?
52	Svetlana Borojević and Jadranko Janković
	PRENATAL ATTACHMENT IN A CONTEXT OF EXPERIENCE OF THE FAMILY OF ORIGIN
67	Mila Radovanović and Ivana Mihić
	SOCIAL DESIRABILITY BIAS AND PERSONALITY STRUCTURE - DIMENSIONAL AND TYPOLOGICAL PERSPECTIVES
87	Milan Oljača, Bojan Branovački, and Selka Sadiković
	VALIDATION OF SERBIAN ADAPTATION OF AUTHENTICITY IN RELATIONSHIPS SCALE - (AIRS)
104	Đurđa Grijak
	JOB DEMANDS AND RESOURCES AS PREDICTORS OF BURNOUT AND WORK ENGAGEMENT: MAIN AND INTERACTION EFFECTS
125	Vesna Radošević, Dragana Jelić, Jelena Matanović, and Boris Popov
	EXPLORING ALTERNATIVES FOR VISUAL WORD GRAMMATICAL PRIMING PROCEDURE: AN ERP STUDY
127	Vanja Ković, Platon Sovilj, and Dejan Lalović

DESET GODINA OD POKRETANJA ČASOPISA *PRIMENJENA PSIHOLOGIJA*

Ideja o pokretanju novog naučnog časopisa pojavila se na Odseku za psihologiju 2007. godine kao rezultat iskazane potrebe da se poveća broj publikacija sa kvartalnim izlaženjem u kojima bi se objavljivali radovi iz različitih oblasti psihologije. Relativno mali broj domaćih časopisa u kojima su se mogli objavljivati rezultati psiholoških istraživanja nije više mogao u potpunosti da odgovori potrebama narasle naučne produkcije iz ove oblasti. Namera je bila da novi časopis bude otvoren za najširi spektar psiholoških istraživačkih područja, ali da autori članaka u prikazivanju svojih istraživanja ukažu i na praktične implikacije i mogućnost primene dobijenih rezultata. Shodno toj koncepciji odabran je naziv *Primenjena psihologija*.

Nakon donošenja odluke o pokretanju časopisa, dalja razrada ideje i realizacija aktivnosti neophodnih za pokretanje nove publikacije poverena je petočlanom timu koga su sačinjavali nastavnici i saradnici iz različitih psiholoških disciplina sa novosadskog Odseka za psihologiju: Jasmina Kodžopeljić, Dušanka Mitrović, Ljiljana Mihić, Nebojša Majstorović i Petar Čolović. Kako je od samog početka *Primenjena psihologija* zamišljena kao naučni časopis koji bi daleko prevazilazio okvire svog izdavača, Odseka za psihologiju Filozofskog fakulteta u Novom Sadu, redakcija časopisa je ubrzo proširena najpre članovima sa drugih odseka i odeljenja za psihologiju iz Srbije i regiona, a nešto kasnije je upotpunjena i inostranim članovima. Pored toga, na spisku recenzenata od samog početka nalazili su se recenzenti iz celog regiona bivše Jugoslavije.

Prvi broj izašao je 2008. godine, i u tom volumenu časopisa pojavila su se dva dvobroja. U prvoj godini svog izlaženja *Primenjena psihologija* prevashodno se oslanjala na naučnu produkciju autora iz svoje matične kuće, ali je već u narednom volumenu broj autora sa strane značajno porastao, i sadržaj časopisa je vrlo brzo prerastao granice matičnog Odseka za psihologiju. Od 2009. godine dinamika izlaženja časopisa je kvartalna, sa četiri broja u svakom volumenu. Uprkos početničkim teškoćama koje prate nastanak svake nove periodične publikacije, od samog početka su kroz proces recenziranja postavljeni standardi naučnog kvaliteta kakvi postoje u etabliranim naučnim časopisima sa dugogodišnjom tradicijom izlaženja. Kontinuitet i redovnost brojeva, ali i kvalitet objavljenih radova pozitivno su vrednovani od strane Matičnog odbora za društvene nauke, te se *Primenjena psihologija* vrlo brzo našla na listi časopisa Ministarstva prosvete, nauke i tehnološkog razvoja Republike Srbije. Status vrhunskog časopisa od nacionalnog značaja dobija već 2012. godine, da bi se 2013. godine našla u najvišoj kategoriji nacionalnih časopisa od međunarodnog značaja. Spisak autora koji su tokom proteklih 10 godina ovde objavili svoje radove, daje za pravo da se kaže da je časopis *Primenjena psihologija* postao publikacija ne samo od nacionalnog, već i od regionalnog značaja.

Prof. dr Jasmina Kodžopeljić, glavni i odgovorni urednik *Primenjene psihologije* od 2008. do 2011. godine

Drugo uredništvo *Primenjene psihologije* je počelo sa radom tokom 2012. godine. Činili su ga nastavnici i saradnici iz različitih psiholoških disciplina sa novosadskog Odseka za psihologiju, beogradskog Odeljenja za psihologiju i Instituta za psihologiju u Beogradu: Ljiljana Mihić, Marija Zotović, Dejan Pajić, Boris Popov, Aleksandra Trogrlić, Bojana Dinić, Lazar Tenjović i Zora Krnjaić. Kako bi se obezbedio kontinuitet u izdavačkoj politici i praksi, novi urednik časopisa je biran iz redova prethodnog uredništva. Paralelno sa naporima da se održe i unaprede standardi kako bi se zadržala kategorija časopisa na nacionalnom nivou, novo uredništvo je akcenat stavilo i na unapređenje kvaliteta časopisa kako bi ga plasirao u međunarodne citatne baze.

Zahvaljujući posvećenom radu uredništva, *Primenjena psihologija* je tokom 2016. godine ušla u citatnu bazu *Emerging Sources Citation Index (ESCI)* pod pokriviteljstvom Clarivate Analytics' (bivši Thomson Reuters') Web of Science. Pristup ovoj bazi je, u suštini, prvi korak koji mora da se ostvari pre nego što se časopis razmatra za pristup bazi kao što je Social Science Citation Index. Iako časopisi u ESCI nemaju impakt faktor, postoje određene koristi kako za sam časopis tako i za autore. Naime, dok sa jedne strane časopisu raste vidljivost, autori, sa druge strane, imaju koristi budući da se radovi objavljeni u časopisima koji su indeksirani u ESCI koriste u računanju h-indeksa, tj. indeksa koji označava produktivnost i uticajnost pojedinačnog autora.

Sledeći veliki korak *Primenjena psihologija* je ostvarila tokom 2017. godine kada je prihvaćena za uključanje u SCOPUS bazu. Savetodavno telo koje je donelo pozitivan sud i predlog da se *Primenjena psihologija* uključi u SCOPUS je kao važne karakteristike časopisa izdvojilo sledeće: kvalitetni naučni radovi, dobra citiranost, kao i značaj časopisa za psihološku akademsku i profesionalnu zajednicu u Srbiji.

Prof. dr Ljiljana Mihić, glavni i odgovorni urednik *Primenjene psihologije* od 2012. do 2017. godine

Izuzetna je čast nadovezati se rečju i delima na prethodno opisana dostignuća u uređivanju časopisa *Primenjena psihologija*. U godini jubileja časopisa ranije oformljeno uredništvo upotpunjeno je novim članovima. Reč je, naime, o nastavnicima i saradnicima sa novosadskog Odseka za psihologiju, odnosno beogradskog Odeljenja za psihologiju, koji naučno deluju u okviru različitih psiholoških disciplina, a to su: Jasmina Pekić, Ana Genc, Vanja Ković i Ilija Milovanović (sekretar časopisa). Internacionalnom savetu redakcije pridružila se i Milica Va-

siljević, naučni saradnik u okviru Istraživačkog centra za ponašanje i zdravlje, sa Univerziteta u Kembridžu. Imajući u vidu uzlaznu putanju razvoja časopisa, koju dugujemo pregalaštvu i stručnosti uredništva u prethodna dva saziva, novo uredništvo se nalazi pred imperativom održanja kvaliteta časopisa u svim onim aspektima koji su od značaja za njegovo priključenje novim citatnim bazama. U povodu desetogodišnjice od osnivanja *Primenjene psihologije*, prvi broj časopisa u 2018. godini upotpunjen je dodatkom u vidu bibliografije naučnih radova sa pratećim registrima, kome je moguće pristupiti na URL adresi: <http://primenjena.psihologija.ff.uns.ac.rs>. Na ovom iscrpnom osvrtu na razvoj *Primenjene psihologije* od naučnog do časopisa od međunarodnog značaja, posebno se zahvaljujemo Jeleni Jovin, diplomiranom psihologu i bibliotekaru - informatoru u Odeljenju za očuvanje i korišćenje publikacija u Biblioteci Matice srpske u Novom Sadu.

Prof. dr Jasmina Pekić, glavni i odgovorni urednik *Primenjene psihologije* od 2018. godine



**Mia Marić
Vesna Rodić Lukić
Snežana
Štrangarić¹**

Pedagoški fakultet
Sombor, Univerzitet u
Novom Sadu

MODEL UTICAJA KULTURNOG KAPITALA I INDIVIDUALNIH MOTIVACIONIH ČINILACA NA KLJUČNE KOMPETENCIJE UČENIKA²

Osnovni cilj ovog rada bio je utvrđivanje modela povezanosti tri oblika kulturnog kapitala – institucionalizovani, otelovljeni i opredmećeni, i individualnih motivacionih činilaca – samoeфикаsnost, školska anksioznost, unutrašnja motivacija i vrednovanje obrazovanja, sa ključnim kompetencijama učenika. Rezultati predstavljaju sekundarnu analizu podataka dobijenih na uzorku od 337 učenika, koji su učestvovali u PISA studiji (2009) sprovedenoj u Srbiji, i potvrđuju postojanje složenog modela povezanosti među ispitivanim varijablama kulturnog kapitala, motivacionih činilaca i ključnih kompetencija. Dobijeni nalazi govore u prilog teoriji samoeфикаsnosti, u kojoj su ponašanje i motivacija predstavljeni kao proizvod složene interakcije individualnih i sredinskih činilaca, kao i ponašanja. Istraživanjem je potvrđeno da su ključne kompetencije učenika pod uticajem ličnih osobina, gde je posebno značajna sklonost ka školskoj anksioznosti, ali i odlika sociokulturnog konteksta. Naročito bitnim pokazalo se delovanje opredmećenog i otelovljenog kulturnog kapitala. Utvrđeno je da kulturni kapital doprinosi razvoju ličnih osobina koje su preduslov razvoja ključnih kompetencija, ali i direktno razvijenosti samih kompetencija.

Ključne reči: anksioznost, kulturni kapital, motivacija, PISA, samoeфикаsnost

¹ Adresa autora: snezana.strangaric@pef.uns.ac.rs.

Primljeno: 17. 09. 2017.
Primljena korekcija:
24. 09. 2017.
Prihvaćeno za štampu:
25. 09. 2017.

² Rad je nastao kao rezultat rada na projektu „Obrazovanje u fokusu“ (Education in focus) koji je 2016/17. realizovao Institut za psihologiju Filozofskog fakulteta Univerziteta u Beogradu u saradnji sa Unicef kancelarijom u Beogradu, Ministarstvom prosvete, nauke i tehnološkog razvoja Republike Srbije i Timom za socijalno uključivanje i smanjenje siromaštva.

PISA i kulturni kapital

Međunarodni program procene učeničkih postignuća PISA (Programme for International Student Assessment) predstavlja jedno od najuticajnijih međunarodnih istraživanja u oblasti nauka koje se bave obrazovanjem (Baucal, 2012a; Baucal, 2012b; Baucal i Pavlović-Babić, 2009; Baucal i Pavlović-Babić, 2010; OECD, 2010). Osnovni cilj PISA studije predstavlja sistematsko ispitivanje i praćenje u kojoj meri su petnaestogodišnji učenici razvili tri ključne kompetencije – čitalačku, matematičku i naučnu pismenost. Navedene kompetencije su ocenjene kao značajne, jer su nužne posle završetka osnovnoškolskog obrazovanja, kako bi mladi mogli da nastave svoje obrazovanje i kako bi kasnije bili uspešni u svojim ličnim, profesionalnim i društvenim aktivnostima (Baucal, 2012a; Rychen & Salganik, 2003).

U okviru PISA studije primenjuju se i posebni upitnici za učenike i škole, pored standardnih testova za ispitivanje učeničkih kompetencija. Pomoću ovih upitnika dobijaju se podaci o različitim faktorima koji mogu biti povezani sa školskim postignućem, kao što su materijalni i obrazovni resursi kojima raspolaže porodica učenika, motivacija za učenje, stav prema učenju, strategije i navike u vezi sa učenjem, školska anksioznost i sl. (Baucal, 2012a; OECD, 2010).

S obzirom na to da PISA pruža i podatke koji se odnose na kulturne i socioekonomske resurse, adekvatna je za merenje kulturnog kapitala u svim njegovim oblicima (Andersen & Jaeger, 2015; Barone, 2006; Caro, Sandoval-Hernandez, & Lüdtke, 2014; Chiu & Chow, 2010; Tramonte & Willms, 2010). Teorija kulturnog kapitala vrlo je uticajna u istraživanjima obrazovnih nejednakosti u savremenim društvima, a rezultati mnogobrojnih empirijskih studija potvrdili su pozitivne efekte kulturnog kapitala na kompetencije i postignuće učenika (Aschaffenburg & Mass, 1997; DiMaggio, 1982; DiMaggio & Mohr, 1985; Dumais, 2002; Sullivan, 2001).

Za uvođenje ovog pojma u društvene nauke zaslužan je francuski sociolog Pierre Bourdieu. Prema njegovoj teoriji kulturne i društvene reprodukcije (Bourdieu, 1973; Bourdieu, 2011; Bourdieu & Passeron, 1990; Bourdieu i Passeron, 2014) škola predstavlja jednu od temeljnih institucija za održavanje društvenog poretka, jer se putem kulturnog kapitala, koga poseduju pripadnici viših društvenih slojeva, vrši sistemska reprodukcija društvenih nejednakosti. Prema kasnije razvijenoj teoriji kulturne mobilnosti (DiMaggio, 1982), kulturni kapital ne poseduju samo pripadnici viših društvenih slojeva, već ga mogu posedovati svi, a njegovo prisvajanje može doneti najviše koristi u obrazovnom postignuću upravo pripadnicima nižih društvenih slojeva. Teorija kulturne mobilnosti empirijski je potvrđena u pojedinim studijama (Andersen & Jaeger, 2015; Aschaffenburg & Mass, 1997; De Graaf, De Graaf, & Kraaykamp, 2000; Dumais, 2006).

Kulturni kapital se javlja u tri različita oblika: opredmećeni, otelovljeni i institucionalizovani (Bourdieu, 1986). Opredmećeni oblik kulturnog kapitala odnosi se na posedovanje materijalnih dobara koja služe za kulturnu potrošnju, kao što su slike, skulpture, knjige ili muzički instrumenti. Istraživanje u kojem su korišćeni podaci iz PISA studije pokazalo je značaj posedovanja knjiga za obrazovni us-

peh (Evans, Kelley, Sikora, & Treiman, 2010). Otelovljeni kulturni kapital obuhvata sistem dugotrajnih dispozicija uma i tela nastalih u procesu socijalizacije. Akumulacija ovog oblika kulturnog kapitala podrazumeva određenu pedagošku akciju i zahteva investiranje vremena od strane roditelja u cilju oblikovanja i kultivisanja detetovih dispozicija (Brubaker, 1985; Cvetičanin, 2012). Operacionalizacija otevljenog oblika kulturnog kapitala u empirijskim istraživanjima obrazovnih nejednakosti podrazumeva ispitivanje čitalačkih navika i učešća u javnim kulturnim dešavanjima s tim da, prema rezultatima istraživanja, veći uticaj na kompetencije i postignuće imaju aktivnosti čitanja (Chiu & Chow, 2010; Crook, 1997; De Graaf, 1986; De Graaf et al., 2000; Sullivan, 2001; Sullivan & Brown, 2013). Treći oblik kulturnog kapitala je institucionalizovani oblik koji predstavlja ishod prva dva i podrazumeva posedovanje akademskih kvalifikacija, odnosno zvanja i diploma.

Kulturni kapital i individualni motivacioni činioci razvoja ključnih kompetencija

Ključne kompetencije učenika u velikoj meri su određene različitim aspektima motivacije za školsko učenje. U značajne motivacione činioce razvoja kompetencija i postignuća učenika ubrajaju se sledeći faktori: stepen percipirane samoeфикаsnosti, unutrašnja motivacija za učenje, nivo školske anksioznosti i vrednovanje obrazovanja. Zbog značaja i uloge ovih faktora za razvoj ključnih kompetencija učenika svih uzrasta od izuzetne je važnosti ispitivanje relacije kulturnog kapitala i različitih dimenzija motivacije učenika za školsko učenje. Osnovna pretpostavka je da kulturni kapital pozitivno doprinosi svim individualnim motivacionim činiocima razvoja kompetencija.

Samoeфикаsnost

U okviru teorije samoeфикаsnosti ponašanje i motivacija posmatraju se kao rezultat dinamičke interakcije tri vrste faktora: individualnih činilaca, faktora sredine i faktora ponašanja (Bandura, 1977). U obrazovnom kontekstu, to znači da je razvoj kompetencija pod uticajem ličnih karakteristika i potencijala učenika, pri čemu su od posebne važnosti opažanje sopstvenih sposobnosti, sklonost negativnim afektima, sistem vrednosti i interesovanja, ali i faktora sredine, tj. karakteristika sociokulturnog konteksta, roditelja, nastavnika i vršnjaka. Stoga je u analizi činilaca koji su u vezi sa motivacionim faktorima nužno razmatrati karakteristike sociokulturnog konteksta učenika, kao što su dimenzije kulturnog kapitala, od koga bitno zavisi da li su klima i kontekst u kome učenik odrasta razvojno stimulišući i podsticajni u edukativnom i kulturološkom smislu (Burke et al., 2009; Earley, Gibson, & Chen, 1999; Hatlevik, Guðmundsdóttir, & Loi, 2015; Pajares, 2009).

Samoeфикаsnost učenika se definiše kao verovanje da će se određeni zadatak uspešno realizovati, a određena nastavna materija uspešno savladati (Bandura,

1993). Konstrukt samoefikasnosti uveden je od strane Alberta Bandure (Bandura, 1977), u sklopu teorije socijalnog učenja da bi se, u okviru kasnije razvijene sociokognitivne teorije, samoefikasnost odredila kao sklop ličnih uverenja o sopstvenim kapacitetima da se dostigne očekivani nivo efikasnosti u situacijama koje su značajne za osobu (Ashford & LeCroy, 2010; Burke et al., 2009; Pajares, 2009). Ovakvo optimističko verovanje u sopstvene mogućnosti deluje pozitivno u pravcu postavljanja i realizacije ciljeva, te je od posebnog značaja u vaspitno-obrazovnom procesu (Earley et al., 1999; Pajares & Schunk, 2001).

Deca koja odrastaju u porodicama sa niskim kulturnim kapitalom imaju tendenciju da potcenjuju samoefikasnost i nesigurna su u svoje potencijale, dok deca koja raspolažu sa više kulturnog kapitala imaju i viši nivo samoefikasnosti. Istraživanje sprovedeno na uzorku od 593 učenika iz 43 srednje škole u Norveškoj potvrdilo je pozitivnu vezu između kulturnog kapitala i samoefikasnosti učenika, pri čemu su oba faktora pozitivno doprinosila digitalnoj kompetenciji učenika (Hatlevik et al., 2015). I druga istraživanja su potvrdila da društveni i kulturni kapital u porodičnom i školskom okruženju učenika i studenata pozitivno doprinosi razvoju psiholoških karakteristika povezanih sa školskim uspehom i razvojem ključnih kompetencija, i to prvenstveno putem delovanja na razvoj samoefikasnosti (Bogard, 2005; Bohon, Johnson, & Gorman 2006; Brooks & Van Noy, 2007; Maehr & Midgley, 1996; Perna, 2000; Perna & Titus, 2005; Rowan-Kenyon, 2007).

Unutrašnja motivacija za školsko učenje

Unutrašnja ili intrinzična motivacija za školsko učenje označava posvećenost školskim aktivnostima i zadacima, koja proističe iz individualnog interesovanja učenika i unutrašnje sklonosti, radoznalosti i zainteresovanosti za sadržaje kao takve, pri čemu sama aktivnost učenja za njih predstavlja unutrašnji izazov i izvor zadovoljstva (Ryan & Deci, 2000). Prethodna istraživanja su potvrdila da rana roditeljska podsticanja, kulturni kapital i obrazovanje porodice, te aktivno usmeravanje dece od strane roditelja ka kulturno-obrazovnim sadržajima, dostupnost različitih kulturno-edukativnih materijala od ranih dana u porodici i podsticanje na kulturne prakse, pozitivno deluju na razvoj unutrašnje motivacije koja se odražava na kompetencije (Bempechat & Shernoff, 2012; Notten, Lancee, van de Werfhorst, & Ganzeboom, 2013; Porter, 2006; Zhao & Kuh, 2004). Kros-kulturološkom analizom podataka prikupljenih u okviru PISA studije iz 2000. godine na uzorku od ukupno 193 841 učenika iz 41 države, ispitivana je povezanost kulturnih vrednosti i kulturnog kapitala porodice sa motivacijom. Rezultati su pokazali je da učenici sa višim kulturnim kapitalom, izraženim kroz posedovanje kulturnih resursa i kulturnu komunikaciju, pokazuju više nivoe motivacije, istrajnosti i zalaganja u ostvarivanju školskih postignuća (Chiu & Chow, 2010). Deca koja potiču iz porodica sa višim kulturnim kapitalom motivisanija su, bolje odgovaraju na školske zadatke i upornija su u realizaciji školskih aktivnosti (Chiu & Klassen, 2010; Chiu & Zeng, 2008; Wigfield & Eccles, 2000).

Školska anksioznost

Školska anksioznost predstavlja vid situacione anksioznosti, koja se odnosi na stanja unutrašnje tenzije, uplašenosti i nesigurnosti, praćena odgovarajućim psihosomatskim manifestacijama, a koja se vezuju za školski kontekst, bilo da je reč o anticipiranju školskih okolnosti i situacija, ili o direktnom iskustvu u školi. Ova vrsta anksioznosti značajno je povezana sa školskim uspehom učenika. U istraživanjima se pokazalo da sa porastom školskog uspeha, simptomi anksioznosti slabe i imaju tendenciju povlačenja, i obrnuto, sa padom uspeha i simptomi školske anksioznosti postaju izraženiji (Marić, 2010). Ipak, relacija uspeha u školi i anksioznosti složene je prirode, na koju deluje veći broj unutrašnjih i spoljašnjih činilaca. Shodno tome, simptomi anksioznosti u izvesnoj meri mogu biti prisutni, pa čak i izraženiji, kod uspešnih učenika, prvenstveno usled njihovih ličnih karakteristika, kao što su izražena savesnost, perfekcionizam, visoka očekivanja od sebe, ali i usled očekivanja i pritisaka okoline (Parcel & Menaghan, 1994; Reay, 2000).

Vrednovanje obrazovanja i stavovi učenika o školi

Vrednovanje obrazovanja i stavovi učenika o školi odnose se na pozicioniranje obrazovanja i škole u sistemu vrednosti učenika, kao i na stavove učenika o svrsishodnosti obrazovanja. Visoko vrednovanje obrazovanja u značajnoj meri doprinosi školskom uspehu i razvoju kompetencija (Marić & Sakač, 2014; Wang & Holcombe, 2010; Zepke & Leach, 2010). Kod dece sa negativnim stavom prema školi i niskim vrednovanjem obrazovanja evidentni su niži školski uspeh, niže akademske aspiracije, te nedostatak unutrašnje motivacije (Chiu & Zeng, 2008; Deci, Koestner, & Ryan, 1999; Marić & Sakač, 2014). Kulturni kapital porodice i podsticanje dece na bavljenje kulturno-edukativnim aktivnostima u okviru porodice, u velikoj meri deluju na formiranje pozitivnih stavova prema učenju, predškolskim, a kasnije i školskim aktivnostima, što doprinosi da se kultura i obrazovanje visoko vrednuju (Bianchi & Robinson, 1997; Chiu, Pong, Mori, & Chow, 2012; Codina, Valenzuela, & Pestana, 2012; Davis-Kean, 2005; Jaeger & Holm, 2007; Perna, 2000; Redford, Johnson, & Honnold, 2009; Wigfield & Eccles, 2000).

Svi navedeni individualni činioci postignuća i razvoja kompetencija međusobno su povezani. Istraživanja su pokazala da viši nivo samoeфикаsnosti utiče na povećanje motivacije (Alivernini & Lucidi, 2011; Burke et al., 2009; Pajares & Schunk, 2001) i smanjenje anksioznosti (Morony, Kleitman, Ping Lee, & Stankov, 2013). Vrednovanje obrazovanja direktno je povezano sa unutrašnjom motivacijom (Bempechat & Shernoff, 2012; Benabou & Tirole, 2003; Brophy, 2010; Fredericks, Blumenfeld, & Paris, 2004; Gottfried, Fleming, & Gottfried, 2001; Lepper, Corpus, & Iyengar, 2005), a indirektno i sa ostalim činiocima (Pintrich & De Groot, 1990).

S obzirom na to da su prethodno sprovedena istraživanja utvrdila povezanost kulturnog kapitala sa individualnim činiocima razvoja kompetencija, kao i povezanost među samim činiocima, smatramo da je empirijski plodotvorno objediniti

sve te elemente u jedan zajednički model, kako bi se sveobuhvatno ispitale njihove međusobne relacije i efekti na ključne kompetencije učenika.

Metod

Uzorak i postupak

Primarno istraživanje u okviru PISA 2009 studije sprovedeno je u aprilu i maju 2009. godine u 151 školi u Srbiji. Uzorak je činilo 4843 učenika srednjih škola, čiji je prosečan uzrast iznosio 15 godina. Struktura prema polu podrazumevala je 2483 ženskih i 2360 muških ispitanika. Kako se za modelovanje preporučuje manji uzorak – između 100 i 400 ispitanika (Hair, Black, Babin, & Anderson, 2010), izabran je poduzorak ispitanika koji su dali kompletne podatke o relevantnim varijablama, a koji je reprezentativan za populaciju, s obzirom na pol, region i socioekonomski status (SES). Naš uzorak, prema tome, čini 337 učenika, od kojih su 166 ženskog, a 172 muškog pola. Prema SES-u, obuhvaćeno je 165 učenika sa niskim i 172 sa visokim SES-om.

Tabela 1
Karakteristike uzorka

		Pol		Ukupno
		Ženski	Muški	
Južna Vojvodina	Frekvencija	21	10	31
	% Ukupno	6.2%	3.0%	9.2%
Severna Vojvodina	Frekvencija	21	11	32
	% Ukupno	6.2%	3.3%	9.5%
Beograd	Frekvencija	37	38	75
	% Ukupno	11.0%	11.3%	22.3%
Severno-istočna Srbija	Frekvencija	7	18	25
	% Ukupno	2.1%	5.3%	7.4%
Centralna Srbija	Frekvencija	38	20	58
	% Ukupno	11.3%	5.9%	17.2%
Zapadna Srbija	Frekvencija	15	14	29
	% Ukupno	4.5%	4.2%	8.6%
Istočna Srbija	Frekvencija	15	23	38
	% Ukupno	4.5%	6.8%	11.3%
Južna Srbija	Frekvencija	12	37	49
	% Ukupno	3.6%	11.0%	14.5%
Ukupno	Frekvencija	166	171	337
	% Ukupno	49.3%	50.7%	100.0%

Varijable i instrumenti

PISA baterija testova za učenike (PISA test: Baucal i Pavlović Babić, 2010). Postignuće iz oblasti čitalačke, matematičke i naučne pismenosti mereno je preko tri kognitivna testa. U ovom radu, srednjom vrednošću rezultata postignutih na sva tri testa formirali smo varijablu PISA – skor za svakog učenika/cu, koju smo upotreбили kao merilo razvijenosti njegovih/njenih ključnih kompetencija.

PISA učenički upitnik (PISA upitnik: Baucal i Pavlović Babić, 2010). Kulturni kapital je meren preko PISA upitnika, i to preko sledećih indikatora: institucionalizovani kulturni kapital je operacionalizovan kao obrazovni nivo roditelja i njihovo posedovanje akademskih kvalifikacija, opredmećeni kulturni kapital je operacionalizovan kao broj knjiga u ispitanikovom domu i posedovanje drugih predmeta za kulturnu potrošnju, kao što su slike i obrazovni softveri, i otelovljeni kulturni kapital je operacionalizovan preko čitalačkih navika u smislu vremena koje ispitanici provode čitajući i njihovih stavova prema čitanju.

Dodatni PISA upitnik za učenike (PISA dodatni upitnik: Baucal i Pavlović Babić, 2010). Percepcija samoeфикаsnosti, unutrašnja motivacija za školsko učenje, nivo školske anksioznosti i vrednovanje obrazovanja mereni su skalama koje su se nalazile u dodatnom PISA upitniku za učenike. Sve skale se izražavaju na standardizovanoj skali, gde 0 označava prosečan nivo, vrednosti ispod nule su ispodprosečne, dok su vrednosti iznad 0 iznadprosečne.

Skala Samoeфикаsnost učenika ($\alpha = .83$) obuhvata sledeće ajteme: a) u odnosu na moje drugove i drugarice iz razreda, škola mi ide sasvim dobro, b) lako mi je da razumem većinu stvari koje se uče u školi, c) uzevši sve u obzir, mislim da ću na kraju godine biti potpuno zadovoljan/na svojim školskim uspehom, d) lako mi je da nateram sebe da učim, e) kada sednem da učim, sve lako naučim, f) gotovo uvek mi uspeva da bez dodatne pomoći savladam gradivo, g) u poređenju sa drugima, učenje mi lako ide, h) uveren/a sam da umem da učim.

Skala Unutrašnja motivacija za školsko učenje ($\alpha = .72$) se sastoji od sledećih stavki: a) važno mi je da puno znam, b) novo i teško gradivo mi je pravi izazov, c) volim da naučim nove stvari, d) sviđa mi se to što učim u školi, e) trudim se da razumem gradivo, f) osećam veliko zadovoljstvo kada rešim neki težak zadatak, i g) želim da steknem dobro obrazovanje.

U okviru skale Školska anksioznost ($\alpha = .86$) nalaze se sledeći ajtemi: a) kada odgovaram, neki put se toliko unervozim da ne mogu ničega da se setim, b) pred pismeni ili usmeni se uvek mnogo uzбудim, c) danima sam uznemiren pred važno usmeno ili pismeno ispitivanje, d) dok odgovaram (pismeno ili usmeno) neprekidno mislim da ću pogrešiti, i e) neki put se toliko uplašim da ne razumem šta me nastavnik pita.

Vrednovanje obrazovanja ($\alpha = .76$) se meri preko stavki: a) školski uspeh nije merilo pameti, b) stvarno važne stvari se pre nauče na drugim mestima nego u školi, c) škola je za štrebere, meni su važnije druge stvari, d) u školi se uči puno

beskorisnih stvari, e) škola je dosadna i naporna, f) u životu će uspeti oni koji su najsnalažljiviji, g) za uspeh u životu kod nas je važnije imati neku vezu nego znanje, h) za uspeh u životu mnogo je potrebna sreća nego znanje.

Rezultati

Analiza je sprovedena pomoću statističkih paketa SPSS i AMOS. Kausalni odnosi između konstrukata kao i njihov uticaj na kompetencije učenika testirani su modelovanjem strukturnim jednačinama, pri čemu su korišćene srednje vrednosti standardizovanih skorova varijabli. Nisu bile narušene pretpostavke normalnosti (značajnost multivarijantnog kurtozisa $c.r. < 5$), linearnosti (tačke leže u približno pravoj dijagonalnoj liniji) i multikolinearnosti (vrednost VIF < 3 , kreće se u rasponu 1.051–1.528). Hipotetički model je specifikovan tako da obuhvata jedan endogeni (zavisan) konstrukt – PISA skor i sedam egzogenih (nezavisnih) konstrukata (percepcija samoeфикаsnosti, unutrašnja motivacija, školska anksioznost, vrednovanje obrazovanja, institucionalni, opredmećeni i otelovljeni kapital). Početni model je konstruisan tako da svi egzogeni konstrukti imaju direktan i pozitivan uticaj na PISA skor, dok dimenzije kulturnog kapitala imaju direktan i pozitivan uticaj na percepciju samoeфикаsnosti, unutrašnju motivaciju, školsku anksioznost i vrednovanje obrazovanja. Indeksi koji su korišćeni za proveru fitovanja modela pripadaju grupi apsolutnih (χ^2/df , RMR, GFI, RMSEA) i inkrementalnih indeksa (CFI, NFI, TLI). S obzirom na to da je prilikom testiranja fita početnog modela indikator CFI bio jednak 1, a TLI preko 1 (Model 1, Tabela 2), u cilju povećanja broja stepeni slobode, isključili smo sve putanje koje nisu imale statističku značajnost, te ponovo testirali model. Ponovnim testiranjem dobijeni indikatori fitovanja ukazuju da je model postigao veoma zadovoljavajući fit (Model 2, Tabela 2).

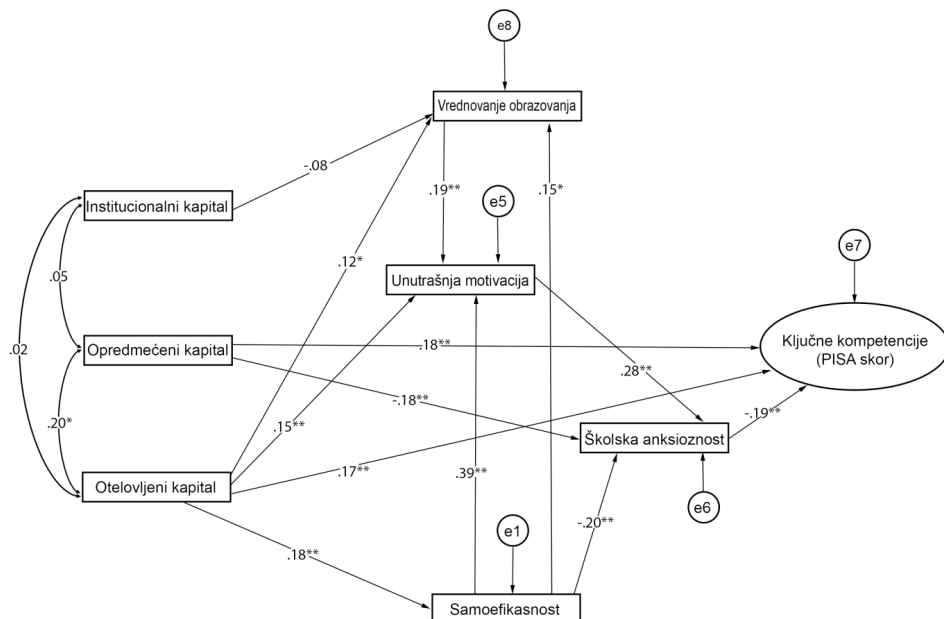
Tabela 2

Indeksi fita početnog strukturnog modela

	χ^2/df	GFI	RMR	RMSEA	NFI	TLI	CFI
Model 1	0.713	.997	.005	.000	.983	1.036	1.000
Model 2	1.040	.991	.009	.011	.950	.995	.998
Kriterijumske vrednosti*	< 3	$> .90/95$	$< .06$	$< .08$	$> .90/95$	$> .90/95$	$> .90/95$

*Izvor: Hoyle, 2000; Hu & Bentler, 2010; Kline, 2005; Thompson, 2005.

Nakon ispitivanja fita finalnog modela, izvršeno je testiranje strukturnih odnosa latentnih konstrukata u okviru modela (Slika 1).



Slika 1. Finalni model povezanosti kulturnog kapitala, motivacionih činilaca i ključnih kompetencija. * $p < .05$. ** $p < .01$.

Najveće efekte ima pozitivno delovanje samoefikasnosti na unutrašnju motivaciju, unutrašnje motivacije na školsku anksioznost i negativno delovanje samoefikasnosti na školsku anksioznost. Otelovljeni kapital ima najveći pozitivan uticaj na samoefikasnost. Pozitivni su i efekti opredmećenog i otelovljenog kapitala na ključne kompetencije učenika.

Diskusija

Posmatrano u obrazovnom kontekstu, ovo istraživanje je potvrdilo da je razvijenost ključnih kompetencija učenika pod uticajem njihovih ličnih karakteristika – posebno je značajna sklonost anksioznim reakcijama u vezi sa školom, ali i odlike sociokulturnog konteksta, pri čemu se naročito značajnim pokazalo delovanje opredmećenog i otelovljenog kulturnog kapitala. Utvrđeno je da učenici koji poseduju kulturni kapital odrastaju u podsticajnoj i stimulišućoj edukativnoj sredini, što doprinosi razvoju ličnih osobina koje su preduslov razvijenosti kompetencija, odnosno direktno doprinosi ključnim kompetencijama u različitim domenima (Burke et al., 2009; Earley et al., 1999; Hatlevik et al., 2015; Pajares, 2009). Ovakvi nalazi govore u prilog teoriji samoefikasnosti, u kojoj su ponašanje i motivacija predstavljeni kao proizvod složene interakcije individualnih faktora, sredinskih činilaca i ponašanja (Bandura, 1977).

Model uticaja kulturnog kapitala i individualnih motivacionih činilaca na ključne kompetencije učenika, koji je potvrđen ovim istraživanjem, pokazuje da opredmećeni i otelovljeni kulturni kapital direktnim putem deluju na kompetencije, ali i indirektno. Naime, opredmećeni kulturni kapital deluje na smanjenje školske anksioznosti, otelovljeni podstiče samoefikasnost, unutrašnju motivaciju i vrednovanje obrazovanja, dok institucionalizovani kapital deluje samo indirektno, putem podsticanja vrednovanja obrazovanja. Ovakav nalaz je očekivan i govori o tome da posedovanje knjiga i drugih predmeta za kulturnu potrošnju (kao što su obrazovni softveri i sl.), kao i razvijanje čitalačkih navika učenika direktno deluju na podsticanje razvoja kompetencija, što je u skladu sa nalazima ranijih studija (Chiu & Chow, 2010; Crook, 1997; De Graaf, 1996; De Graaf et al., 2000; Evans et al., 2010; Sullivan, 2001; Sullivan & Brown, 2013), dok su obrazovanje roditelja i njihove akademske kvalifikacije značajne za podsticanje vrednovanja obrazovanja kod učenika. Obrazovaniji roditelji više vrednuju samo obrazovanje i takve vrednosti prenose i na decu, što odgovara postavkama teorije socijalnog učenja (Bandura, 1977).

Institucionalizovani kapital sa druge dve vrste kulturnog kapitala nije značajno povezan, što je zanimljiv nalaz. Rezultate tumačimo u tom smislu da ovaj oblik kulturnog kapitala odražava prethodni socijalistički sistem obrazovanja, gde su postojali različiti mehanizmi podrške za obrazovanje siromašnih učenika, tako da sada jedan deo odraslih koji imaju niži socioekonomski status, poseduje diplome i zvanja koja su ranije stekli, ali ne raspoložu ostalim oblicima kapitala. To bi ukazivalo na dugoročnu važnost institucionalnog kapitala u smislu obrazovnog nivoa, te je značajno da se kroz uvećavanje aktuelnog opredmećenog i otelovljenog kapitala obezbedi veći institucionalni kulturni kapital u budućnosti.

Opredmećeni kulturni kapital deluje na smanjenje školske anksioznosti, što je takođe očekivano. Deca okružena knjigama od najranijih dana razvijaju prirodnost prema takvom okruženju, koja se kasnije prenosi i na školski kontekst, te se u školskom okruženju osećaju kao i kod kuće - sigurno, slobodno i zaštićeno, bez straha, tenzije i napetosti u kontaktu sa školskim obavezama, što posredno deluje na bolji uspeh u školi i razvoj kompetencija (Parcel & Menaghan, 1994; Reay, 2000).

Otelovljeni kapital izražen kroz čitalačke navike učenika podstiče samoefikasnost, unutrašnju motivaciju i vrednovanje obrazovanja, što su sve faktori koji pozitivno deluju na ključne kompetencije. Ovakav rezultat je u skladu sa teorijom samoefikasnosti, koja objedinjuje delovanje spoljašnjih podsticaja, motivacije, unutrašnjih navika i ponašanja osobe u situaciji postignuća (Bandura, 1977). Čitalačke aktivnosti i navike kod dece podstiču osećaj samoefikasnosti i kompetentnosti u školskom kontekstu (Bogard, 2005; Brooks & Van Noy, 2007; Hatlevik et al., 2015; Perna & Titus, 2005; Rowan-Kenyon, 2007), unutrašnju motivaciju za učenje (Bempechat & Shernoff, 2012; Chiu & Klassen, 2010; Notten, et al., 2013; Zhao & Kuh, 2004) i razvoj obrazovnih vrednosti i interesovanja (Chiu et al., 2012; Codina et al., 2012; Davis-Kean, 2005; Jaeger & Holm, 2007; Redford et al., 2009),

što opet deluje i na razvoj učeničkih kompetencija (Bohon et al., 2006; Chiu & Zeng, 2008; Hatlevik et al., 2015; Porter, 2006; Wang & Holcombe, 2010; Wigfield & Eccles, 2000; Zepke & Leach, 2010).

Ovo istraživanje je pokazalo i složen odnos između unutrašnjih motivacionih činilaca razvoja ključnih kompetencija – samoefikasnosti, školske anksioznosti, unutrašnje motivacije i vrednovanja obrazovanja. Doživljaj samoefikasnosti smanjuje školsku anksioznost, dok istovremeno pozitivno deluje na unutrašnju motivaciju i vrednovanje obrazovanja. Dobijeni rezultat je očekivan, s obzirom na to da prema teoriji samoefikasnosti (Bandura, 1977) naše verovanje u sopstvene potencijale i očekivanje uspeha smanjuje napetost i tenziju i stvara osećaj sigurnosti u suočavanju sa ciljevima i zadacima, o čemu govore i nalazi prethodnih studija (Morony et al., 2013). Osim toga, ovo svojstvo deluje i na to da se postavljeni cilj visoko vrednuje i da osoba postane zainteresovanija i motivisanija u njegovoj realizaciji (Alivernini & Lucidi, 2011; Burke et al., 2009; Pajares & Schunk, 2001).

Unutrašnja motivacija povećava školsku anksioznost, što je donekle neočekivano, ali može se objasniti time da zadaci za koje su učenici lično zainteresovani i koji su sami po sebi za njih veoma važan cilj, pored zadovoljstva (Marić i Sakač, 2014; Ryan & Deci, 2000), donose i zabrinutost i strah, upravo usled značaja koji im se pripisuje, naglašenih očekivanja i brige u vezi sa potencijalnim neuspehom (Parcel & Menaghan, 1994; Reay, 2000).

Vrednovanje obrazovanja pokazalo se povezanim sa unutrašnjom motivacijom. Ova veza je u skladu sa nalazima prethodnih studija koje su ispitivale značaj vrednovanja obrazovanja za razvoj unutrašnje motivacije i podsticanje učeničkih kompetencija (Bempechat & Shernoff, 2012; Brophy, 2010; Gottfried et al., 2001; Lepper et al., 2005). Visoko vrednovanje obrazovanja u ličnom sistemu usvojenih vrednosti doprinosi tome da učenje i sticanje novih znanja i veština, takođe, postanu sami po sebi cilj, odnosno, da su učenici intrinzično motivisani za učenje i usavršavanje, te vrlo zainteresovani za usvajanje različitih sadržaja, jer su im lično zanimljivi i visoko cene njihovu vrednost (Benabou & Tirole, 2003; Fredericks et al., 2004).

Kako unutrašnja motivacija nije dala značajan doprinos PISA rezultatu, pretpostavlja se da i kod učenika kod kojih dominira spoljašnja motivacija, takođe, možemo očekivati visoka postignuća. I ovo je sa jedne strane očekivano, s obzirom na to da studije govore da je spoljašnja motivacija sve dominantnija kod učenika i da se oni uglavom vode spoljašnjim podsticajima, nagradama i ocenama (Marić i Sakač, 2014).

Zaključak

Istraživanje koje je imalo za cilj da ispita relacije različitih oblika kulturnog kapitala i individualnih činilaca razvoja ključnih kompetencija, kao i njihovo delovanje na kompetencije učenika iz oblasti čitalačke, matematičke i naučne pisme-

nosti, pokazalo je da među ispitivanim činiocima postoji složena struktura međusobne povezanosti. Doprinos ovog istraživanja ogleda se u kreiranju jedinstvenog modela, koji objedinjuje navedene individualne i sociokulturne faktore, te njihove međusobne relacije i efekte na razvijenost ključnih kompetencija učenika.

Od posebne praktične važnosti za kreiranje obrazovnih politika jeste utvrđeni direktni efekat kulturnog kapitala, opredmećenog i otelovljenog, na kompetencije učenika, ali i na individualne motivacione faktore bitne za njihov razvoj. Praktične implikacije ogledaju se u planiranju i implementaciji različitih nacionalnih i lokalnih strategija, kao i strategija u okviru same škole, sa ciljem podsticanja dostupnosti knjiga i drugih predmeta značajnih za edukaciju (npr. obrazovni softveri), kao i razvijanja čitalačkih i drugih kulturno-edukativnih navika kod dece i mladih. Otvorena su i potencijalna pitanja za buduća istraživanja, poput delovanja unutrašnje motivacije i vrednovanja obrazovanja na ključne kompetencije, u kontekstu koji bi opet objedinio ispitivanje delovanja većeg broja unutrašnjih i spoljašnjih faktora, poput ekstrinzične motivacije, socijalnog potkrepljenja i sl.

Reference

- Alivernini, F., & Lucidi, F. (2011). Relationship between social context, self-efficacy, motivation, academic achievement, and intention to drop out of high school: A longitudinal study. *The Journal of Educational Research*, 104, 241–252. doi:10.1080/00220671003728062
- Andersen, I. G., & Jaeger, M. M. (2015). Cultural capital in context: Heterogeneous returns to cultural capital across schooling environments. *Social Science Research*, 50, 177–188. doi:10.1016/j.ssresearch.2014.11.015
- Aschaffenburg, K., & Mass, I. (1997). Cultural and educational careers: The dynamics of social reproduction. *American Sociological Review*, 62, 573–587.
- Ashford, J. B., & LeCroy, C. W. (2010). *Human behavior in the social environment: A multidimensional perspective* (4th ed.). Belmont, CA: Wadsworth, Cengage Learning.
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84, 191–215.
- Bandura, A. (1993). Perceived self-efficacy in cognitive development and functioning. *Educational Psychologist*, 28, 117–148. doi:10.1207/s15326985ep2802_3
- Barone, C. (2006). Cultural capital, ambition, and the explanation of inequalities in learning outcomes: A comparative analysis. *Sociology*, 40, 1039–1058. doi:10.1177/0038038506069843
- Baucal, A. (2012a). Uticaj ekonomskog statusa na obrazovna postignuća: direktni i indirektni uticaji. *Primenjena psihologija*, 1, 5–24. doi:10.19090/pp.2012.1.5-24
- Baucal, A. (2012b). *Ključne kompetencije mladih u Srbiji u PISA 2009 ogledalu*. Beograd: Ministarstvo prosvete Republike Srbije i Institut za psihologiju.

- Baucal, A. i Pavlović-Babić, D. (2009). *Kvalitet i pravednost obrazovanja u Srbiji: obrazovne šanse siromašnih*. Beograd: Ministarstvo prosvete Republike Srbije i Institut za psihologiju.
- Baucal, A. i Pavlović-Babić, D. (2010). *PISA 2009 u Srbiji: prvi rezultati – Nauči me da mislim, nauči me da učim*. Beograd: Institut za psihologiju Filozofskog fakulteta u Beogradu i Centar za primenjenu psihologiju.
- Bempechat, J., & Shernoff, D. J. (2012). Parental influences on achievement motivation and student engagement. In S. L. Christenson et al. (Eds.), *Handbook of research on student engagement* (pp. 315–342). New York: Springer Science.
- Benabou, R., & Tirole, J. (2003). Intrinsic and extrinsic motivation. *Review of Economic Studies*, 70, 489–520. doi:10.1111/1467-937X.00253
- Bianchi, S. M., & Robinson, J. (1997). What did you do today? Children's use of time, family composition, and the acquisition of cultural capital. *Journal of Marriage and the Family*, 59, 332–344.
- Bogard, K. (2005). Affluent adolescents, depression, and drug use: The role of adults in their lives. *Adolescence*, 40, 281–306.
- Bohon, S. A., Johnson, M. K., & Gorman, B. K. (2006). College aspirations and expectations among Latino adolescents in the United States. *Social Problems*, 53, 207–225. doi:10.1525/sp.2006.53.2.207
- Bourdieu, P. (1973). Cultural reproduction and social reproduction. In R. Brown (Ed.), *Knowledge, education and cultural change* (pp. 71–112). London: Tavistock.
- Bourdieu, P. (1986). The forms of capital. In J. Richardson (Ed.), *Handbook of theory and research for sociology of education* (pp. 241–258). New York: Greenwood.
- Bourdieu, P. (2011). *Distinkcija: društvena kritika suđenja*. Zagreb: Antibarbarus.
- Bourdieu, P., & Passeron, J. (1990). *Reproduction in education, society, and culture*. London: Sage publications.
- Brophy, J. (2010). *Motivating students to learn* (3rd ed.). New York: Routledge.
- Brooks, R. L., & Van Noy, M. (2007). *A study of self-esteem and self-efficacy as psychosocial educational outcomes: The role of high school experiences and influences*. Retrieved from http://www.texastop10.princeton.edu/conference/seminar08/Brooks_HighSchoolExperiences_v.01.pdf
- Brubaker, R. (1985). Rethinking classical theory: The sociological vision of Pierre Bourdieu. *Theory and Society*, 14, 745–775.
- Burdije, P. i Paseron, Ž. K. (2014). *Reprodukcija. Elementi za jednu teoriju obrazovnog sistema*. Beograd: Fabrika knjiga.
- Burke, N. J., Bird, J. A., Clark, M. A., Rakowski, W., Guerra, C., Barker, J. C., & Pasick, R. J. (2009). Social and cultural meanings of self-efficacy. *Health Education Behavior*, 36, 111–128. doi:10.1177/1090198109338916
- Caro, D. H., Sandoval-Hernandez, A., & Lüdtke, O. (2014). Cultural, social, and economic capital constructs in international assessments: An evaluation using exploratory structural equation modeling. *School Effectiveness and School Improvement*, 25, 433–450. doi:10.1080/09243453.2013.812568

- Codina, N., Valenzuela, R., & Pestana, J. V. (2012). *Flow in music class: The moderating effect of family cultural capital*. Paper presented on The XII World Leisure Congress, Rimini, Italy.
- Chiu, M. M., & Chow, B. W. Y. (2010). Culture, motivation, and reading achievement: High school students in 41 countries. *Learning and Individual Differences, 20*, 579–592. doi:10.1016/j.lindif.2010.03.007
- Chiu, M. M., & Klassen, R. M. (2010). Relations of mathematics self-concept and its calibration with mathematics achievement: Cultural differences among fifteen-year-olds in 34 countries. *Learning and Instruction, 20*, 2–17. doi:10.1080/01443410.2013.864753
- Chiu, M. M., Pong, S., Mori, I., & Chow, B. W. Y. (2012). Immigrant students' emotional and cognitive engagement at school: a multilevel analysis of students in 41 countries. *Journal of Youth Adolescence, 41*, 1409–1425. doi:10.1007/s10964-012-9763-x
- Chiu, M. M., & Zeng, X. (2008). Family and motivation effects on mathematics achievement. *Learning and Instruction, 18*, 321–336. doi:10.1016/j.lindif.2010.03.007
- Crook, C. J. (1997). *Cultural practices and socioeconomic attainment: The Australian experience*. Westport Connecticut: Greenwood Press.
- Cvetičanin, P. (Ed.). (2012). *Social and cultural capital in Serbia*. Niš: Centre for Empirical Cultural Studies of South-East Europe.
- Davis-Kean, P. E. (2005). The influence of parent education and family income on child achievement: the indirect role of parental expectations and the home environment. *Journal of Family Psychology, 19*(2), 294–304. doi: 10.1037/0893-3200.19.2.294
- DiMaggio, P. (1982). Cultural capital and school success: The impact of status culture participation on the grades of U.S. high school students. *American Sociological Review, 47*, 189–201. doi:10.2307/2094962
- DiMaggio, P., & Mohr, J. (1985). Cultural capital, educational attainment, and marital selection. *American Journal of Sociology, 90*, 1231–1261. doi:10.1086/228209
- Deci, E. L., Koestner, R., & Ryan, R. M. (1999). The undermining effect is a reality after all: Extrinsic rewards, task interest, and self-determination. *Psychological Bulletin, 125*, 692–700. doi:10.1037/0033-2909.125.6.692
- De Graaf, P. M. (1986). The impact of financial and cultural resources on educational attainment in the Netherlands. *Sociology of Education, 59*, 237–246.
- De Graaf, N. D., De Graaf, P., & Kraaykamp, G. (2000). Parental cultural capital and educational attainment in Netherlands: A refinement of the cultural capital perspective. *Sociology of Education, 73*, 92–111. doi:10.2307/2673239
- Dumais, S. (2002). Cultural capital, gender and school success: The role of habitus. *Sociology of Education, 75*, 44–68. doi:10.1080/13670050.2011.626846
- Dumais, S. (2006). Early childhood cultural capital, parental habitus, and teacher's perception. *Poetics, 34*, 83–107. doi: 10.1016/j.poetic.2005.09.003

- Earley, P. C., Gibson, C. B., & Chen, C. C. (1999). "How did I do?" versus "How we do?": Cultural contrasts of performance feedback use and self-efficacy. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 30, 594–619. doi:10.1177/0022022199030005003
- Evans, M. D., Kelley, J., Sikora, J., & Treiman, D. (2010). Family scholarly culture and educational success: Books and schooling in 27 nations. *Research in Social Stratification and Mobility*, 28, 171–197. doi:10.1016/j.rssm.2010.01.002
- Fredricks, J. A., Blumenfeld, P. C., & Paris, A. H. (2004). School engagement: Potential of the concept, state of the evidence. *Review of Educational Research*, 74, 59–109. doi:10.3102/00346543074001059
- Gottfried, A. E., Fleming, J. S., & Gottfried, A. W. (2001). Continuity of academic intrinsic motivation from childhood through late adolescence: A longitudinal study. *Journal of Educational Psychology*, 93, 3–13. doi:10.1037/0022-0663.93.1.3
- Hair, J. F. Jr., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis* (7th ed.). New Jersey: Pearson Prentice Hall.
- Hatlevik, O. E., Guðmundsdóttir, G. B., & Loi, M. (2015). Digital diversity among upper secondary students: A multilevel analysis of the relationship between cultural capital, self-efficacy, strategic use of information and digital competence. *Computers & Education*, 81, 345–353. doi:10.1016/j.compedu.2014.10.019
- Hoyle, R. H. (2000). Confirmatory factor analysis. In H. E. A. Tinsley & S. D. Brown (Eds.), *Applied multivariate statistics and mathematical modeling* (pp. 465–497). San Diego: Academic Press.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modelling*, 6, 1–55. doi:10.1080/10705519909540118
- Jaeger, M. M., & Holm, A. (2007). Does parents' economic, cultural and social capital explain the social class effect on educational attainment in the Scandinavian mobility regime? *Social Science Research*, 36, 719–744. doi:10.1177/0038040711417010
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: The Guilford Press.
- Lepper, M. R., Corpus, J. H., & Iyengar, S. S. (2005). Intrinsic and extrinsic motivational orientations in the classroom: Age differences and academic correlates. *Journal of Educational Psychology*, 97, 184–196. doi:10.1037/0022-0663.97.2.184
- Maehr, M. L., & Midgley, C. (1996). *Transforming school cultures*. Boulder, CO: Westview.
- Marić, M. (2010). Osobine ličnosti, životni događaji i anksioznost adolescenata. *Primenjena psihologija*, 1, 39–57. doi:10.19090/pp.2010.1.39-57
- Marić, M., & Sakač, M. (2014). Individual and social factors related to students' academic achievement and motivation for learning. *Suvremena psihologija*, 17, 63–79.

- Morony, S., Kleitman, S., Ping Lee, Z., & Stankov, L. (2013). Predicting achievement: Confidence vs. self-efficacy, anxiety, and self-concept in Confucian and European countries. *International Journal of Educational Research*, *58*, 79–96. doi:10.1016/j.ijer.2012.11.002
- Notten, N., Lancee, B., Van de Werfhorst, H. G., & Ganzeboom, H. B. G. (2013). *Educational stratification in cultural participation: Cognitive competence or status motivation?* AIAS, GINI Discussion Paper 77. Retrieved from <http://gini-research.org/system/uploads/578/original/77.pdf?1385131234>
- OECD (2010). *PISA 2009 Results* (Vol 1–5). Paris: OECD.
- Pajares, F. (2009). Toward a positive psychology of academic motivation: The role of self-efficacy beliefs. In R. Gilman, E. S. Huebner, & M. J. Furlong (Eds.), *Handbook of positive psychology in schools* (pp. 149–160). New York: Taylor & Francis.
- Pajares, F., & Schunk, D. (2001). Self-beliefs and school success: Self-efficacy, self-concept, and school achievement. In R. Riding & S. Rayner (Eds.), *Perception* (pp. 239–266). London: Ablex Publishing.
- Parcel, T., & Menaghan, E. (1994). Early parental work, family social capital, and early childhood outcomes. *American Journal of Sociology*, *99*, 972–1009.
- Perna, L. W. (2000). Differences in the decision to attend college among African Americans, Hispanics, and Whites. *Journal of Higher Education*, *71*, 117–141. doi:10.2307/2649245
- Perna, L. W., & Titus, M. A. (2005). The relationship between parental involvement as social capital and college enrollment: an examination of racial/ethnic group differences. *Journal of Higher Education*, *76*, 485–518. doi:10.2307/3838837
- Pintrich, P. R., & De Groot, E. (1990). Motivational and self-regulated learning components of classroom academic performance. *Journal of Educational Psychology*, *82*, 33–44. doi:0022-0663/90/S00.75
- Porter, S. (2006). Institutional structures and student engagement. *Research in Higher Education*, *47*, 531–558. doi:10.1007/s11162-005-9006-z
- Reay, D. (2000). A useful extension of Bourdieu's conceptual framework?: Emotional capital as a way of understanding mothers' involvement in their children's education? *Sociological Review*, *5*, 568–585. doi:10.1111/1467-954X.00233
- Redford, J., Johnson, J. A., & Honnold, J. (2009). Parenting practices, cultural capital and educational outcomes: The effects of concerted cultivation on academic achievement. *Race, Gender & Class*, *16*(1/2), 25–44. doi:jstor.org/stable/41658859
- Rychen D. S., & Salganik, L. H. (2003). *Key competencies for a successful life and a well-functioning society*. Cambridge: Hogrefe & Huber.
- Rowan-Kenyon, H. T. (2007). Predictors of delayed college enrollment and the impact of socioeconomic status. *Journal of Higher Education*, *78*, 188–214. doi:10.1353/jhe.2007.0012

- Ryan, R., & Deci, E. (2000). Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. *American Psychologist*, 55, 68–78. doi:10.1037110003-066X.55.1.68
- Sullivan, A. (2001). Cultural capital and educational attainment. *Sociology* 35, 893–912. doi:10.1177/0038038501035004006
- Sullivan, A., & Brown, M. (2013). *Social inequalities in cognitive scores at age 16: The role of reading*. London: Centre for Longitudinal Studies, Working Papers (13/10).
- Thompson, B. (2005). *Exploratory and confirmatory factor analysis – understanding concepts and applications*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Tramonte, L., & Willms, J. D. (2010). Cultural capital and its effects in education outcomes. *Economic of Education Review*, 29, 200–213. doi:2FS0272-775728092900056
- Wang, M. T., & Holcombe R. (2010). Adolescents' perceptions of school environment, engagement, and academic achievement in middle school. *American Educational Research Journal*, 47, 633–662. doi:10.3102/0002831209361209
- Wigfield, A., & Eccles, J. S. (2000). Expectancy-value theory of achievement motivation. *Contemporary Educational Psychology*, 25, 68–81. doi:10.1006/ceps.1999.1015
- Zepke, N., & Leach, L. (2010). Improving student engagement: Ten proposals for action. *Active Learning in Higher Education*, 11, 167–177. doi:10.1177/1469787410379680
- Zhao, C., & Kuh, G. (2004). Adding value: Learning communities and student engagement. *Research in Higher Education*, 45, 115–138. doi:EJ735870

Mia Marić
Vesna Rodić Lukić
Snežana
Štrangarić

Faculty of Education
Sombor, University of
Novi Sad

MODEL OF EFFECTS OF CULTURAL CAPITAL AND MOTIVATIONAL FACTORS ON KEY COMPETENCIES OF PUPILS

The main purpose of this study was to examine the relations between three forms of cultural capital (institutionalized, embodied and objectified), individual motivational factors (self-efficacy, school anxiety, intrinsic motivation, and valuing education), and key competencies of pupils. The results represent a secondary analysis of data obtained on a sample of 337 pupils who participated in PISA study (2009) conducted in Serbia. A proposed model of causal relations between cultural capital, motivational factors, and key competencies was confirmed. The obtained findings support the theory of self-efficacy, in which behavior and motivation are regarded as a product of complex interaction of individual and social factors, as well as behavior. The research confirmed that key competencies of pupils were influenced by personal characteristics, school anxiety in particular, but also by the characteristics of the socio-cultural context, such as the objectified and embodied cultural capital. It was found that cultural capital contributed to the development of personal characteristics that are predispositions for the key competencies, but it also had a direct effect on competencies.

Keywords: anxiety, cultural capital, motivation, PISA, self-efficacy

**Svetlana
Borojević¹**Studijski program
psihologije, Filozofski
fakultet, Univerzitet u
Banjoj Luci**Jadranko Janković**NVO „Nova
generacija“, Banja
Luka**PRAVILIMA VOĐENA PONAŠANJA –
DA LI IH ODREĐUJU SPOLJAŠNJE ILI
UNUTRAŠNJE VARIJABLE?**

Cilj ovog istraživanja jeste ispitivanje efekata spoljašnjih varijabli (vrsta instrukcije, promjena u kontekstu, redoslijed izlaganja stimulusa) i unutrašnje varijable (konformizam) na pravilima vođena ponašanja, tj. na slijeđenje disfunkcionalnog pravila i vrijeme reakcije prilikom davanja odgovora. U istraživanju su korištene tri vrste instrukcije: one koje u sebi sadrže nagradu, kaznu zadržavanjem i kaznu oduzimanjem. Eksperiment je koncipiran tako da je u prvoj fazi pravilo bilo funkcionalno tj. dovodilo do osvajanja bodova, dok je bez najave u promjeni konteksta, u drugoj fazi, pravilo postalo disfunkcionalno – nije donosilo bodove. U eksperimentu je učestvovalo 94 studenta Univerziteta u Banjoj Luci, starosti od 19 do 21 godine, pri čemu je bilo više pripadnica ženskog pola (81).

Dobijeni rezultati pokazuju da promjena konteksta u kome pravilo više nije funkcionalno, kao i informacija o nagradi u sklopu instrukcije, značajno povećava vjerovatnoću napuštanja disfunkcionalnog pravila, dok izraženiji konformizam, s druge strane, smanjuje vjerovatnoću napuštanja disfunkcionalnog pravila. Nadalje, rezultati pokazuju da postoje značajne dvostruke interakcije varijabli u predikciji slijeđenja pravila. Najviši logistički regresioni koeficijenti su dobijeni za interakcije spoljašnjih varijabli, tj. konteksta i vrste instrukcije, dok su za interakcije vrste instrukcije i konformizma, kao i konteksta i konformizma, vrijednosti logističkih regresionih koeficijenata nešto niži. Trostruke interakcije između unutrašnjih i spoljašnjih varijabli u predikciji slijeđenja pravila su takođe značajne. Promjena konteksta, manje izražen konformizam i informacija o nagradi u sklopu instrukcije povećavaju vjerovatnoću napuštanja disfunkcionalnog pravila, dok promjena konteksta u interakciji sa izraženijim konformizmom i informacijom o kazni oduzimanjem smanjuju vjerovatnoću napuštanja pravila. Na vrijeme reakcije efekat ostvaruju spoljašnje varijable, dok unutrašnja, tj. konformizam, ne ostvaruje značajan efekat. Promjena u kontekstu, kao i informacija o kazni oduzimanjem u sklopu instrukcije dovode do

¹ Adresa autora:
borojevicsvetlana1@gmail.com

Primljeno: 25. 12. 2016.

Primljena korekcija:
16.03. 2017.

Primljena ponovna korekcija:
08. 06. 2017.

Prihvaćeno za štampu:
18. 07. 2017.

produžavanja vremena reagovanje, dok redosljed izlaganja do-
vodi do njegovog skraćivanja.

Ključne riječi: pravilima vođeno ponašanje, instrukcija, nagrada,
kazna, kontekst, konformizam, napuštanje pravila

Na ponašanje ljudi se utiče direktno, kroz uticaje sredine i lično iskustvo, ili indirektno, posredstvom pravila i instrukcija (Doll, Jacobs, Sonfey, & Frank, 2009). Oblikovanje i kontrola ponašanja nisu uvijek mogući kroz lični doživljaj promjena u okruženju, pa se koriste drugi načini kontrole reagovanja ljudi. Zahvaljujući razvoju govora, ljudi su stekli sposobnost usklađivanja vlastitog ponašanja sa eksplicitno propisanim pravilima, zahtjevima ili instrukcijama. Pravilo je, zapravo, antecedentni stimulus koji ponašanje usmjerava ka određenom ishodu (Baum, 2005). Začetke ovakvog shvatanja nalazimo još u ranim Skinnerovima radovima o operantnom učenju. Prema Skinneru (1984), ponašanje je uvijek određeno spoljašnjim uzrocima, tako da se zakonitosti ponašanja mogu utvrditi jedino otkrivanjem tih spoljašnjih determinanti. Fokus je na posljedicama ponašanja koje mogu dovesti do učvršćivanja ili smanjivanja vjerovatnoće određenih reakcija. Prema osnovnim principima Skinnerovog učenja, organizam će sam birati ona ponašanja koja su nagrađena, a izbjegavati ona koja nisu, pa se može reći da, zapravo, ishod ili posljedica povratno djeluju na izbor ponašanja. Kod ljudi, verbalni stimulusi mogu uticati na kontrolu ponašanja na isti način kao i spoljašnji potkrepljivači, s tim što se težište problema stavlja na početak procesa, a ne na ishod. Verbalni stimulusi, predstavljeni u obliku pravila ili instrukcije, imaju funkciju antecedentata koji oblikuju ponašanje i prije nego što se ono realizuje (Törneke, Luciano, & Salas, 2008). Analizu takve interakcije instrukcijske kontrole i manifestovanog ponašanja, koju je započeo Skinner, nastavljaju Charles Catania i Steven Hayes učenjem o pravilima vođenim ponašanjem (Hayes, 1989).

Pravilima vođena ponašanja se odnose na sve aktivnosti kontrolisane značenjem verbalnih stimulusa (pismeno ili usmeno datih instrukcija), odnosno simboličkih stimulusa, koji u svom sadržaju mogu ukazivati na potkrepljenje ili kaznu kao ishode ponašanja. Smatraju se, takođe, vrstom operantnog ponašanja jer sadrže tri ključne komponente – antecedentne uslove, odgovor i posljedicu. Specifičnost se ogleda samo u tome što je antecedentni uslov verbalne prirode. Ponašanje je rezultat uočavanja ili shvatanja pravila koje opisuje ishod, što ima značajnu adaptivnu vrijednost jer omogućava osobi da efikasno reaguje u sredini bez kontakata sa potencijalno neprijatnim ishodima (Hayes & Gifford, 1997; Törneke et al., 2008). Jasno izraženo pravilo određuje relacije između antecedentne aktivnosti i pozitivnih ili negativnih posljedica koje se pojavljuju ukoliko se određena reakcija dogodi (Malott & Suarez, 2004). Vjerovatnoća slijeđenja pravila zavisi od ishoda specifikovanog u pravilu, konteksta unutar kojeg se odvija ponašanje vezano za pravilo i prethodnih iskustava pojedinca sa sličnim pravilima (Peláez & Moreno, 1999). Takođe, isti autori ističu da se mogu izdvojiti četiri dimenzije pravila koje značajno utiču na ponašanje pojedinca. To su: eksplicitnost, tačnost, kompleksnost i izvor pravila. Što su jasniji elementi sadržani u pravilu, to je direktniji uticaj na aktivnost pojedinca. Netačnost i kompleksnost informacija datih u pravilu smanjuje spremnost subjekta za njegovo praćenje (Catania, Mathews, & Shimoff, 1982).

Postoje tri tipa pravilima vođenih ponašanja koje karakterišu različiti načini potkrepljivanja, a to su: poslušnost, praćenje i augmentativni tip. Poslušnost je pra-

vilima vođeno ponašanje koje je pod kontrolom onoga ko pravilo zadaje i posljedica za praćenje, odnosno nepraćenje zadanog pravila (Hayes, Holme, & Roche, 2002; Hayes, Zettle, & Rosenford, 1989). Isti autori smatraju da poslušnost dovodi do brzog formiranja ponašanja koje duže traje. S druge strane, praćenje kao stil je pod kontrolom istorije koordinacije između pravila i toga kako je organizovano okruženje (Hayes, Brownstein, Zettle, & Korn, 1986). Usmjereno je na praćenje rezultata ponašanja, a ne na praćenje samog verbalnog sadržaja pravila. Adaptivnije je, jer podrazumijeva veću uključenost u aktivnost i praćenje ishoda te aktivnosti, te prevazilazi nastojanje da se udovolji drugom. Posljednji, augmentativni tip pravilima vođenog ponašanja, podrazumijeva promjenu stepena u kome djeluje anticipirana konsekvencija izražena preko verbalnog sadržaja (Whelan & Barnes-Holmes, 2004). Njim se pojačava vrijednost posljedice određene pravilom, a često sadrži i veoma apstraktne ishode. Tako, na primjer, možemo napraviti razliku između instrukcija: „Na desetoj strani udžbenika se nalazi lekcija *Teorija velikog praska*” i „Na desetoj strani udžbenika možete otkriti veliku misteriju nastanka i postojanja svega i doći do nevjerojatnih životnih otkrića”. Možemo vidjeti da je u prvom slučaju sadržaj instrukcije u potpunosti usklađen sa realnim ishodima ponašanja, dok je u drugom slučaju samim verbalnim sadržajem vrijednost ishoda pojačana.

Svaki od tri tipa pravilima vođenih ponašanja značajno utiče na aktivnost ljudi u socijalnom okruženju. Nagrada i kazna, takođe, predstavljaju značajne modulatore ponašanja ljudi (Sutton & Barto, 1998). Iako su po karakteristikama različite, njihov krajni cilj jeste uticanje na ponašanje drugih. Nagrada predstavlja sve ono što dovodi do učvršćivanja određenog ponašanja, dok se kazna definiše kao promjena u okolini koja slijedi neko ponašanje i redukuje buduću učestalost javljanja tog ponašanja uz tačno određene uslove stanja okoline prije kažnjavanja (Čudina-Obradović, 1991). Mogu se razlikovati dvije vrste kazne – kazna zadavanjem i kazna oduzimanjem. Kazna zadavanjem podrazumijeva davanje neprijatnih stimulusa, dok se kod kazne oduzimanjem ukida određen prijetan ili poželjan stimulus.

Dosadašnja istraživanja odnosa nagrade i kazne sa pravilima vođenim ponašanjem su se uglavnom fokusirala na nagrađivanje za slijeđenje pravila, dok je efekat kazne bio zanemaren (Baruch, Kanter, Busch, Richardson, & Holmes, 2007; Dixon, Hayes, & Aban, 200; Doll et al., 2009; Hayes et al., 1986; Kudadjie-Gyamfi & Rachlin, 2002; McAuliffe, Hughes, & Holmes, 2014; Zettle & Young, 1987). Jedino autorima poznato istraživanje pokazuje da informacija o kazni u okviru instrukcije značajno smanjuje učestalost slijeđenja pravila, kao i da postoje razlike između praćenja i poslušnosti kao tipova pravilima vođenih ponašanja, kada se uzme u obzir prisustvo informacije o kazni. Postoji značajno veća tendencija napuštanja pravila kod praćenja kao oblika pravilima vođenog ponašanja nego kod poslušnosti (Janković i Krnetić, 2016).

U ovom istraživanju se pokušava dati odgovor na pitanje na koji način nagrada i kazna mogu imati efekat na pravilima vođena ponašanja, pri čemu se uzima u obzir razlika između dvije vrste kazne. S obzirom na to da kazna zadavanjem podrazumijeva izlaganje neprijatnim dražima u slučaju izvođenja neželjenog ponaša-

nja (Griggs, 2009), to često izaziva pojavu određenih emocionalnih reakcija kao što su strah, anksioznost, pasivnost ili odbojnost prema određenoj situaciji (Pierce & Cheney, 2004). U skladu sa tim, može se očekivati da ova vrsta kazne ima najjači efekat na pravilima vođeno ponašanje, jer pojačava „fiksiranje“ na pravila kako bi se spriječila pojava navedenih emocionalnih reakcija. Kazna oduzimanjem podrazumijeva uklanjanje ili uskraćivanje prijatnih stimulusa u slučaju ispoljavanja neželjenog ponašanja (Skinner, 1945). Ona ima nešto slabiju moć u redukovanju neželjenog ponašanja, jer je manja internalizacija neadekvatnosti tog ponašanja. U skladu sa tim bi i efekat na pravilima vođena ponašanja trebao biti manji. Suprotno kaznama, ponašanja praćena nagradama pokazuju tendenciju ponavljanja u budućnosti. Shodno tome, može se očekivati da će nagrada imati najveći uticaj na napuštanje pravila, jer se neće ponavljati ponašanje, odnosno pratiti pravilo koje ne vodi do ostvarenja bodova. S obzirom na to da na održivost tog istog ponašanja utiče funkcionalnost (Kubanek, Snyder, & Abrams, 2015), može se očekivati da će na slijeđenje pravila uticati to koliko je samo pravilo nagrađujuće, tj. koliko se ono pokazuje kao funkcionalno. Ukoliko pravilo postane nefunkcionalno, tj. ne dovodi do nagrade, možemo očekivati prestanak slijeđenja, tj. možemo očekivati da postoji značajna interakcija konteksta i vrste instrukcije u predviđanju slijeđenja pravila.

Pored spoljašnjih varijabli, određeni autori (Wulfert, Greenway, Fakas, Hayes, & Dougher, 1994) smatraju da unutrašnje varijable, tj. individualne razlike mogu značajno uticati na pravilima vođena ponašanja. Rezultati njihovog istraživanja su pokazali da ispitanici koji postižu više skorove na skali rigidnosti pokazuju veću tendenciju slijeđenja pravila. U ovom istraživanju se želi ispitati da li konformizam kao svojstvo ličnosti utiče na pravilima vođena ponašanja. Konformizam se uglavnom označava kao priklanjanje uvjerenjima, stavovima ili reakcijama većine, kao posljedica podlijevanja stvarnom ili zamišljenom socijalnom pritisku, očekivanjima i zahtjevima drugih osoba (Petz, 2005). Milosavljević (2001) ističe da je konformiranje proces usvajanja kriterija i normi neophodnih za kompatibilno funkcionisanje sa sredinom, pri čemu dolazi i do formiranja kognitivne komponente konformiranja, kao znanja o korisnoj strani takvog ponašanja. Važan aspekt ispoljavanja tendencije ka konformiranju podrazumijeva i spremnost pojedinca da prihvati stavove, ispunjava zahtjeve i uputstva osobe koju on percipira kao autoritet nezavisno od toga koliki je stvarni značaj te osobe. Konformizam kao svojstvo ličnosti ne mora nužno predstavljati negativan kvalitet. Svjesnim prihvatanjem tuđih ideja, mišljenja i instrukcija, pojedinac može brzo i lako da se adaptira na novu sredinu ili situacije, štiteći tako lične resurse za eksploraciju i rekonceptualizaciju informacija iz tih novih prilika (De Young, Peterson, & Higgins, 2002). U vezi sa tim, može se pretpostaviti da konformizam može imati određen uticaj na pravilima vođena ponašanja, na način da izraženiji konformizam dovodi do jače „fiksacije“ na jedno pravilo, a time i na smanjenje vjerovatnoće napuštanja tog pravila, čak i u okolnostima u kojima pravilo više nije funkcionalno.

Osnovni cilj ovog eksperimenta je bio da se utvrdi uticaj spoljašnjih i unutrašnjih varijabli na praćenje disfunkcionalnog pravila, kao i njihova interakcija.

Drugim riječima, cilj je bio ispitati da li promjena konteksta u okviru kojeg pravilo funkcionira ili ne funkcionira i različite vrste instrukcije (spoljašnje varijable), kao i konformizam kao karakteristika ličnosti (unutrašnja varijabla), ostvaruju efekat na slijeđenje pravila. Očekuje se da će se dobiti trostruka interakcija, tj. da će informacija o kazni u interakciji sa izraženijim konformizmom i promjenom konteksta u najvećoj mjeri uticati na slijeđenje disfunkcionalnog pravila. Pored uticaja na vjerovatnoću slijeđenja pravila, eksperimentom se želi utvrditi i da li navedene varijable predviđaju vrijeme reakcije prilikom davanja odgovora. Pretpostavlja se da će promjena konteksta u kom pravilo više nije funkcionalno dovesti do produžavanja vremena reagovanja. Isto tako, može se pretpostaviti da će se sa ponavljanjem zadataka vrijeme reagovanja skraćivati, ali da će različite vrste instrukcije dovesti do promjena u reagovanju na način da informacija o kazni zadavanjem dovodi do najdužeg vremena reagovanja, a informacija o nagradi do najkraćeg.

Osnovni tip pravila koji je korišten u ovom eksperimentu je praćenje. Ovaj tip pravilima vođenog ponašanja je odabran jer predstavlja najadekvatniji oblik prilagođavanja pojedinca okruženju, s obzirom na to da podrazumijeva najdirektniji uticaj na ponašanje kroz provjeru ispravnosti (važenja) pravila u datom kontekstu (Hayes et al., 1986).

Metod

Ispitanici

U eksperimentu je učestvovalo 94 studenta prve godine Filozofskog fakulteta i Prirodno-matematičkog fakulteta Univerziteta u Banjoj Luci, starosti od 19 do 21 godine, pri čemu je bilo više pripadnica ženskog pola (81). Ispitanici su bili ispitivani individualno. Slučajnim odabirom su podijeljeni u tri grupe s obzirom na sadržaj instrukcije. U grupi koja je u okviru instrukcije dobila informaciju o nagradi je bilo 32 ispitanika, dok je u grupama koje su u okviru instrukcije dobile informacije o kazni zadavanjem ili o kazni oduzimanjem bio po 31 ispitanik. Svi ispitanici su se dobrovoljno prijavljivali za učešće prilikom čega su potpisali saglasnost za učešće u eksperimentu.

Stimulusi

U eksperimentu su bili korišteni isti stimulusi za sve tri grupe ispitanika. U gornjem dijelu ekrana je bio izlagan glavni stimulus, pseudoriječ sastavljena od 3 slova. Sve pseudoriječi konstruisane su u besplatnom onlajn softveru "Wuggy" (Keuleers & Brysbaert, 2010). Ovaj program nudi opciju generisanja pseudoriječi koordinisanih sa srpskim jezikom. U donjem dijelu ekrana su bila prikazana tri nova stimulusa sa kojima se poredio glavni stimulus. Novi stimulusi su takođe

bile pseudoriječi sastavljene od 3 slova koje su sadržavale u manjoj ili većoj mjeri zajedničke karakteristike sa glavnim stimulusom. Kriterijum za sličnost/različnost stimulusa se zasnivao na nearbitrarnoj osnovi, odnosno bio je zasnovan na perceptivnim karakteristikama. Najsličniji stimulus koji se poredi sa glavnim je onaj koji sadrži ista sva tri slova raspoređena na isti način, a najviše različit onaj koji ne sadrži nijedno isto slovo. Preostali, treći stimulus je imao jedno ili dva ista slova sa glavnim. Glavni stimulus je bio centriran u središnji dio gornje polovine ekrana i njegova pozicija se nije mijenjala, dok je pozicija stimulusa koji predstavlja tačan odgovor u donjem dijelu ekrana varirana, pri čemu je svaka pozicija bila zastupljena jednak broj puta. Računarski program, koji je u svojoj bazi sadržavao 200 stimulusa zajedničkih za sve ispitanike, je slučajnim redoslijedom generisao i izlagao 160 stimulusa (80 u prvoj i 80 u drugoj fazi eksperimenta).

CRU

CRU CRI DTS

Slika 1. Primjer izlaganih stimulusa.

Instrument

K-10 (Čekrlija, Đurić, Mirković i Marjanović, 2015). K-10 predstavlja skraćenu verziju Upitnika za mjerenje autoritarnog konformizma (Čekrlija, Rožić i Turjačanin, 2004). Instrument ispituje opštu tendenciju pridržavanja normi i pravila, kao i nekritičkog prihvatanja i saglasnosti sa autoritetom. Upitnik sadrži 11 tvrdnji, na kojima ispitanik zaokružuje stepen slaganja na petostepenoj skali Likertovog tipa. Koeficijent pouzdanosti upitnika iznosi $\alpha = .85$.

Nacrt

Ovo istraživanje sadrži četiri nezavisne i dvije zavisne varijable. Prva nezavisna varijabla (kategorička) jeste kontekst sa dva nivoa – funkcionalno ili disfunkcionalno pravilo, što odgovara prvoj i drugoj fazi eksperimenta (u prvoj je bilo funkcionalno, a u drugoj disfunkcionalno pravilo). Ukoliko slijeđenje pravila dovodi do ostvarivanja bodova, pravilo je funkcionalno, dok je disfunkcionalno ukoliko ne dovodi do bodova. Druga nezavisna varijabla (kategorička) je vrsta instrukcije, sa tri nivoa - instrukcija koja u sebi sadrži informaciju o nagradi, instrukcija koja u sebi sadrži informaciju o kazni zadavanjem i instrukcija koja sadrži informaciju o kazni

oduzimanjem. Informacija o nagradi se odnosila na mogućnost osvajanja bodova za slijeđenje instrukcije. Informacija o kazni oduzimanjem se odnosila na nedobijanje bodova u slučaju da se instrukcija ne slijedi, dok je informacija o kazni zadavanjem ukazivala na dobijanje „negativnih“ bodova za neslijeđenje instrukcije, tj. od postojećeg broja bodova je oduziman po jedan bod. Treća nezavisna varijabla (intervalna) je skor na skali konformizma. I na kraju, četvrta nezavisna varijabla (ordinalna) je redoslijed izlaganja. S obzirom na to da ponavljanje skraćuje vrijeme reakcije (Bentlin & McCarthy, 1994), ova varijabla je uzeta u analizu samo prilikom ispitivanja efekata na vrijeme reakcije kako bi se njen efekat statistički kontrolisao.

Prva zavisna varijabla je napuštanje pravila datog u instrukciji, sa kategorijama „napustili pravilo“ i „nisu napustili pravilo“. Ova varijabla je analizirana na nivou pojedinačnih odgovora za svaki od stimulusa. Druga zavisna varijabla je vrijeme reakcije za svaki pojedinačni odgovor.

Procedura

Prva faza eksperimenta je bila ista za sve ispitanike. Objašnjeno im je da učesćem u istraživanju mogu da osvoje određen broj bodova koji će biti preveden u predispitne bodove. Slučajnim izborom ispitanici su podijeljeni u tri grupe. Svi ispitanici su dobili istu početnu instrukciju koja je glasila: „Za efikasno rješavanje zadatka možete koristiti sljedeću strategiju: od ponuđenih stimulusa u donjem dijelu ekrana birajte onaj koji je najsličniji stimulusu u gornjem dijelu ekrana“. Razlika između grupa ispitanika se ogledala u dodatnoj instrukciji koja je sadržala informaciju o nagradi, tj. kazni. U prvoj grupi dodatna instrukcija je glasila: „Ukoliko budete slijedili prethodnu instrukciju, osvojićete po 1 bod za svaki zadatak“ (nagrada). U dugoj grupi dodatna instrukcija je glasila: „Ukoliko prestanete da slijedite ovu instrukciju, nećete dobijati bodove za urađene zadatke“ (kazna zadavanjem), dok je u trećoj grupi ta instrukcija glasila: „Ukoliko prestanete da slijedite ovu instrukciju, doći će do gubitka bodova, tj. dobijaćete negativne bodove“ (kazna oduzimanjem). Ispitanici su davali odgovore tako što su klikom miša birali jedan od tri ponuđena stimulusa. Prilikom svakog davanja odgovora ispitanika, računarski program je bilježio vrijeme reakcije i odgovor (u skladu sa pravilom/nije u skladu sa pravilom). Ukupno je bilo 160 izlaganja stimulusa, pri čemu je u prvih 80 izlaganja pravilo koje su ispitanici dobili bilo funkcionalno, dok je u drugih 80 izlaganja bilo disfunkcionalno. Drugim riječima, ukoliko bi ispitanici u toku prvih 80 izlaganja birali stimulus najsličniji onom sa kojim se poredi (dijeli sva tri zajednička slova) dobijali su bod, dok su u toku drugih 80 izlaganja dobijali bod ukoliko izaberu stimulus koji dijeli najmanje zajedničkih karakteristika sa glavnim stimulusom (nijedno zajedničko slovo). Promjena u kontekstu ni na jedan način nije najavljena. Svaki put kada bi ispitanik ostvario bod, program bi nakon odgovora dao ispis „osvojili ste bod“. Na taj način ispitanici su imali povratnu informaciju o tome da li njihov odgovor dovodi do ostvarivanja bodova, odnosno da li je pravilo kojim se vode funkcionalno.

Eksperiment je izveden na Acer Aspire 5520 ICW 50 prenosivom računaru, korištenjem softverskog paketa NetBeans. Ovaj softver je za javnost otvoreno sredstvo pomoću koga se konstruišu aplikacije (NetBeans IDE 8.2), a za potrebe ovog eksperimenta izrađena je posebna aplikacija. Stimulusi su prezentovani na monitoru računara, pri čemu je udaljenost ispitanika od monitora iznosila 50 cm. Interstimulusni interval je iznosio 1 sekundu.

Nakon eksperimenta ispitanici su ispunjavali upitnik konformizma.

Rezultati

Predikcija napuštanja pravila

Prvi nivo obrade podataka je podrazumijevao ispitivanje uticaja spoljašnjih i unutrašnjih varijabli na pravilima vođeno ponašanje, mjereno slijeđenjem, odnosno napuštanjem pravila datog u instrukciji. Primjenjena je sekvenciona binarna logistička regresija, gdje je u prvom koraku uključen kontekst kao prediktorska varijabla, u drugom koraku je dodata druga prediktorska varijabla vrsta instrukcije, dok se u trećem koraku uključuje i konformizam kao prediktor. Kriterijumska varijabla je bila napuštanje pravila. Ova varijabla je kodirana na način da vrijednost 1 označava "napuštanje pravila". S obzirom na to da prediktorska varijabla vrsta instrukcije ima tri kategorije, ona je pretvorena u dummy varijablu. Rezultati analize binarne logističke regresije su prikazani u Tabeli 1.

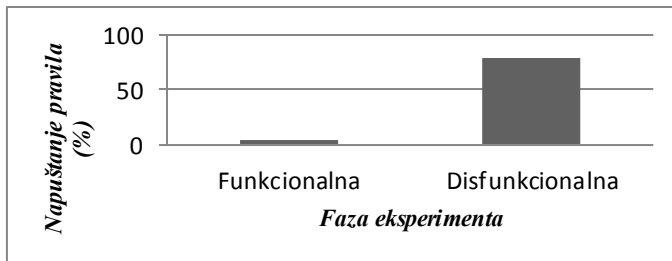
Tabela 1

Rezultati binarne logističke regresije za predikciju napuštanja pravila

	Nezavisna varijabla	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>p</i>	<i>Exp(B)</i>	Intervali povjerenja	
Korak 1	Kontekst	4.39	0.06	.000	80.45	71.51	91.40
	Konstanta	-1.41	0.03	.000	0.25		
Korak 2	Kontekst	4.52	0.07	.000	92.09	81.06	104.63
	Vrsta instrukcije(1)*	1.01	0.07	.000	2.76	2.42	3.14
	Vrsta instrukcije(2)**	0.42	0.07	.000	1.52	1.33	1.73
	Konstanta	-1.94	0.05	.000	0.14		
Korak 3	Kontekst	4.58	0.07	.000	97.49	85.64	110.99
	Vrsta instrukcije(1)*	0.85	0.07	.000	2.04	2.04	2.66
	Vrsta instrukcije(2)**	0.41	0.07	.000	1.51	1.32	1.73
	Konformizam	-0.04	0.00	.000	0.92	0.95	0.97
	Konstanta	-0.60	0.14	.000	0.55		

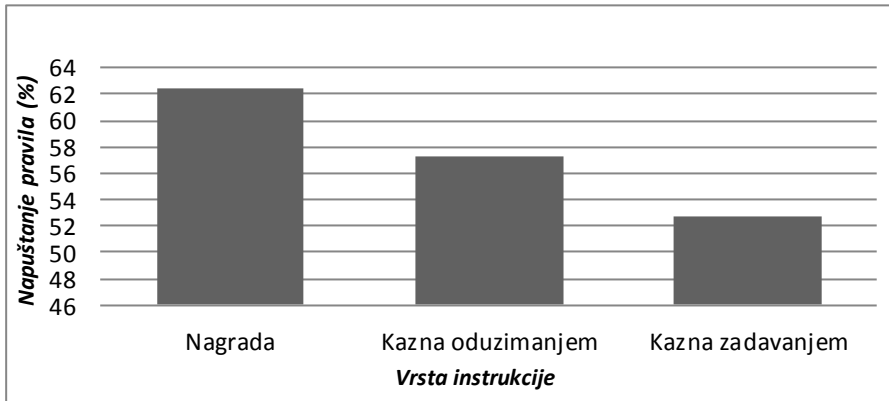
Napomena. * kod 1 = informacija o nagradi, kod 0 = informacija o kazni zadavanjem i informacija o kazni oduzimanjem; ** kod 1 = informacija o kazni oduzimanjem, kod 0 = informacija o nagradi i informacija o kazni zadavanjem.

Kada se u model uključi samo jedan prediktor (kontekst), dobijeni statistički parametri ukazuju na adekvatnost modela ($-2LL = 9899.10$, $\chi^2(1, N = 14582) = 9714.24$, $p < .001$, procenat objašnjene varijanse iznosi 62.6%), pa se može zaključiti da ova varijabla značajno doprinosi predviđanju vjerovatnoće napuštanja pravila. Vrijednost eksponencijalnog regresionog koeficijenta ukazuje na to da promjena konteksta povećava šansu za napuštanje pravila. U drugoj fazi eksperimenta, u kojoj pravilo postaje disfunkcionalno, značajno je veća vjerovatnoća da se odustane od pravila datog u instrukciji (Grafikon 1).



Grafikon 1. Procenat ispitanika koji napuštaju pravilo u odnosu na funkcionalnost pravila tj. fazu eksperimenta.

Dodavanjem druge prediktorske varijable (vrsta instrukcije) procenat objašnjene varijanse je nešto veći (63.7%). Ta promjena varijanse je statistički značajna ($\chi^2(3, N = 14852) = 10233.11$, $p < .001$). Na osnovu dobijenih rezultata se zaključuje da je dodatni doprinos druge prediktorske varijable objašnjenju i predviđanju kriterijumske variable statistički značajan. Vrsta instrukcije je značajan prediktor napuštanja pravila, pri čemu je najveća vjerovatnoća za napuštanje pravila u slučaju kada je u sklopu instrukcije prisutna informacija o nagradi (Grafikon 2). Takođe, parcijalni logistički regresioni koeficijent za informaciju o kazni oduzimanjem ima pozitivan smijer, iz čega proizlazi da informacija o kazni oduzimanjem, takođe, može da predvidi vrijednost kriterijumske varijable, ali sa manjom vjerovatnoćom. Može se uočiti da su vrijednosti eksponencijalnih regresionih koeficijenata za prediktore vrsta instrukcije dosta niži u odnosu na vrijednost prvog prediktora – konteksta.



Grafikon 2. Procenat ispitanika koji napuštaju pravilo u odnosu na vrstu instrukcije.

Uvođenjem treće prediktorske varijable tj. konformizma, dolazi do daljeg povećanja procenata objašnjene varijanse na 70.3% ($\chi^2(4, N = 14379) = 10078.72, p < .001$), pa se može zaključiti da ova prediktorska varijabla ostvaruje dodatni doprinos. Izraženiji konformizam smanjuje šansu za napuštanje pravila datog u instrukciji. Ono što se, takođe, može uočiti jeste da uvođenjem konformizma, varijabla vrsta instrukcije koja sadrži informaciju o nagradi ima nešto manje dejstvo u predviđanju kriterijumske varijable.

Tabela 2

Testiranje interakcija u predikciji kriterijumske varijable napuštanje pravila

	B	SE	p	Exp(B)	Intervali povjerenja	
Konformizam * Vrsta inst. (1)*	0.00	0.00	.139	1.00	1.00	1.00
Konformizam * Vrsta inst. (2)**	-0.01	0.00	.000	0.99	0.99	0.99
Kontekst * Vrsta inst. (1)	1.35	0.07	.000	3.87	3.37	4.45
Kontekst * Vrsta inst. (2)	1.11	0.08	.000	3.02	2.58	3.54
Kontekst * Konformizam	-0.03	0.00	.000	0.97	0.97	0.97
Kontekst * Konformizam * Vrsta inst. (1)	0.01	0.00	.000	1.01	1.01	1.01
Kontekst * Konformizam * Vrsta inst. (2)	0.00	0.00	.007	1.00	0.99	1.00
Konstanta	-0.56	0.02	.000	0.57		

Napomena. * kod 1 = informacija o nagradi, kod 0 = informacija o kazni zadavanjem i informacija o kazni oduzimanjem; ** kod 1 = informacija o kazni oduzimanjem, kod 0 = informacija o nagradi i informacija o kazni zadavanjem.

Ispitivane su i interakcije prediktorskih varijabli na kriterijumsku varijablu, pri čemu su ispitane dvostruke i trostruke interakcije. Kao što se iz Tabele 2 može vidjeti, postoji statistički značajna interakcija između svih prediktora, osim u slučaju dvostruke interakcije između konformizma i vrste instrukcije (1) koja sadrži informaciju o nagradi. Logistički regresioni koeficijent za interakciju varijabli konformizam i vrsta instrukcije (2) koja sadrži informaciju o kazni oduzimanjem ima negativnu vrijednost, iz čega proizlazi da izraženiji konformizam u kombinaciji sa dobijanjem informacije o kazni oduzimanjem u sklopu instrukcije smanjuje vjerovatnoću napuštanja disfunkcionalnog pravila. Takođe je dobijen negativan logistički regresioni koeficijent za prediktorske varijable kontekst i konformizam, što znači da ispitanici kod kojih je izraženija crta konformizma suočeni sa promjenom konteksta, tj. funkcionalnošću pravila, u manjoj mjeri napuštaju pravilo. Trostruke interakcije ova tri prediktora su takođe statistički značajne u predviđanju kriterijumske varijable. Promjena konteksta u interakciji sa nižim konformizmom i informacijom o nagradi povećava vjerovatnoću napuštanja disfunkcionalnog pravila. S druge strane, logistički regresioni koeficijent za interakciju konteksta, konformizma i informacije o kazni oduzimanjem je negativnog predznaka, iz čega proizlazi da promjena konteksta, zajedno sa izraženijim konformizmom i dobijanjem informacije o kazni oduzimanjem, smanjuje vjerovatnoću napuštanja disfunkcionalnog pravila i učenja novog. Najviše vrijednosti eksponencijalnog regresionog koeficijenta su dobijene za interakcije između varijabli vrsta instrukcije (1) i (2) i konteksta, što implicira da zajedničko djelovanje ovih spoljašnjih varijabli ostvaruje najveći doprinos objašnjenju kriterijumske varijable. Vrijednost eksponencijalnog regresionog koeficijenta za trostruku interakciju sve tri prediktorske varijable je niži u odnosu na prethodno navedeni, ali dostiže statističku značajnost, na osnovu čega možemo zaključiti da se na osnovu i unutrašnjih i spoljašnjih varijabli može predvidjeti napuštanje pravila.

Predikcija vremena reakcije

Drugi nivo obrade rezultata se odnosio na analizu vremena reakcije kao druge zavisne varijable. Provedena je hijerarhijska linearna regresija na četiri grupe prediktora (Tabela 3). U prvom koraku je uključena varijabla redoslijed izlaganja. Rezultati pokazuju da ova prediktorska varijabla ostvaruje nezavisan doprinos objašnjenju vremena reakcije. Regresioni koeficijent je negativan iz čega proizlazi da redoslijed, odnosno uzastopno ponavljanje eksperimentalnog zadatka utiče na smanjenje brzine reagovanja. U drugom koraku se uključuje i varijabla kontekst koja je takođe značajan prediktor kriterijumske varijable. Uvođenje novog prediktora ostvaruje značajan doprinos objašnjenju vremena reakcije ($R^2 = .002$). Sa promjenom konteksta u kome pravilo više nije funkcionalno, vrijeme reagovanja se produžava.

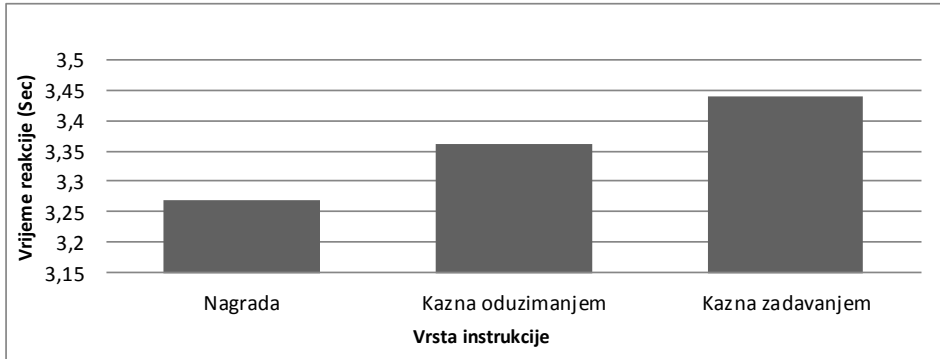
Tabela 3

Rezultati hijerarhijske linearne regresije u predikciji kriterijumske varijable vrijeme reakcije

Korak	Prediktor	<i>B</i>	<i>SE</i>	β	<i>t</i>	<i>p</i>	<i>R</i> ²
1	Konstanta	3.74	0.04		98.14	.000	.009
	Redoslijed	-0.01	0.00	-0.10	-11.70	.000	
2	Konstanta	3.40	0.07		49.89	.000	.012
	Redoslijed	-0.01	0.00	-0.10	-11.72	.000	
	Kontekst	0.23	0.04	0.05	6.00	.000	
3	Konstanta	3.41	0.07		46.39	.000	.013
	Redoslijed	-0.01	0.00	-0.10	-11.72	.000	
	Kontekst	0.23	0.04	0.05	6.01	.000	
	Vrsta instrukcije (1)*	0.09	0.05	0.02	1.83	.068	
	Vrsta instrukcije (2)**	-0.11	0.05	-0.02	-2.37	.018	
4	Konstanta	3.46	0.12		29.52	.000	.013
	Redoslijed	-0.01	0.00	-0.10	-11.72	.000	
	Kontekst	0.23	0.04	0.05	6.01	.000	
	Vrsta instrukcije (1)	0.09	0.05	0.02	1.84	.067	
	Vrsta instrukcije (2)	-0.12	0.05	-0.02	-2.45	.014	
	Konformizam	0.00	0.00	-0.01	-0.59	.553	

Napomena. * kod 1 = informacija o nagradi, kod 0 = informacija o kazni zadavanjem i informacija o kazni oduzimanjem; ** kod 1 = informacija o kazni oduzimanjem, kod 0 = informacija o nagradi i informacija o kazni zadavanjem.

U trećem koraku se dodaje varijabla vrsta instrukcije, takođe kao dummy varijabla. Rezultati pokazuju da je samo varijabla vrsta instrukcije (2) koja se odnosi na kaznu oduzimanjem značajan prediktor kriterijumske varijable. Uvođenje tog prediktora ostvaruje se značajan doprinos objašnjenju vremena reakcije ($R^2 = .001$). Duže vrijeme reakcije imaju ispitanici koji su dobili instrukciju koja obuhvata kaznu oduzimanjem u odnosu na ispitanike koji su dobili drugačije instrukcije (Grafikon 3). U posljednjem koraku se dodaje varijabla konformizam, ali ona ne ostvaruje značajan doprinos u objašnjenju vremena reakcije.



Grafikon 3. Prosječno vrijeme reakcije u odnosu na vrstu instrukcije.

Diskusija

Na naše ponašanje utiče sredina tako što povećava (nagrada) ili smanjuje (kazna) vjerovatnoću njegovog ponavljanja u budućnosti (Ramnerö & Törnike, 2008). Međutim, ponašanje može biti i pod kontrolom pravila i instrukcija, zahvaljujući razvoju govora kod ljudi. Jezik je, zapravo, verbalni medijator između stimulusa i odgovora na stimuluse (Skinner, 1984). Ovo istraživanje je bilo motivisano objašnjavanjem specifičnosti ponašanja koje je pod kontrolom pravila, koje je u teoriji poznato kao konstrukt pravilima vođena ponašanja (Hayes & Brownstein, 1985). Pitanje na koje se pokušao dati odgovor jeste da li praćenje kao tip pravilima vođenog ponašanja zavisi od određenih spoljašnjih i unutrašnjih varijabli, te da li postoji interakcija tih varijabli u predviđanju napuštanja pravila, kao i vremena reagovanja ispitanika. Spoljašnje varijable su se odnosile na eksperimentalnu manipulaciju kontekstom, tj. funkcionalnošću pravila i sadržajem instrukcije koja se daje ispitaniku, dok je unutrašnja varijabla podrazumijevala spremnost da se prihvate stavovi, zahtjevi ili uputstva drugoga, odnosno konformizam.

Dobijeni rezultati pokazuju da postoji uticaj konteksta na slijeđenje pravila. U fazi eksperimenta u kojoj pravilo funkcioniše, tj. dovodi do ostvarivanja bodova, vjerovatnoća napuštanja pravila je značajno manja u odnosu na fazu u kojoj dolazi do promjene konteksta, odnosno promjene funkcionalnosti pravila. Takođe, rezultati pokazuju i da instrukcija, tj. informacija o nagradi ili kazni utiče na vjerovatnoću slijeđenja pravila. U ovom istraživanju je dobijeno da informacija o nagradi dovodi do veće vjerovatnoće napuštanja disfunkcionalnog pravila u odnosu na situacije u kojima je prisutna informacija o kazni. To je u skladu sa ranijim istraživanjem o uticaju nagrade i kazne na pravilima vođena ponašanja (Janković i Krnetić, 2016). Iz prethodnih istraživanja koja su se bavila ovim konstruktom se moglo vidjeti da instrukcija sama po sebi utiče na rigidnost prilikom promjene u kontekstu (Baruch et al., 2007; Dixon, Hayes & Aban, 2000; Doll et al., 2009; Hayes

et al., 1986; Kudadjie-Gyamfi & Rachlin, 2002; McAuliffe et al., 2014). Instrukcija može imati uticaj na kognitivnu usmjerenost u rješavanju zadataka koja se ispoljava u tendenciji da se ponavlja strategija koja se pokazala kao uspješna, iako postoje i drugi načini rješavanja zadataka. Premda takva usmjerenost može biti funkcionalna u smislu distribucije resursa, ponekad može biti praćena značajnim smanjenjem fleksibilnosti (Kostić, 2006).

Dobijena je, takođe, i interakcija konteksta i instrukcije na slijeđenje, odnosno napuštanje pravila. Promjena konteksta u kome pravilo prestaje da bude funkcionalno ostvaruje različit efekat u zavisnosti od sadržaja instrukcije. U interakciji sa informacijom o nagradi dovodi do povećanja vjerovatnoće napuštanja disfunkcionalnog pravila, dok u interakciji sa informacijom o kazni oduzimanjem dovodi do smanjenja vjerovatnoće napuštanja pravila. Pod uticajem specifičnog stimulusa u vidu verbalnog sadržaja (instrukcije) naše ponašanje je sinhronizovano sa samim sadržajem, što se potkrepljuje određenim kontekstom, tj. funkcionalnošću u sredini. Nadalje, ovo istraživanje je vođeno pretpostavkom da će na slijeđenje pravila u kontekstu u kome je ono disfunkcionalno različit uticaj imati kazna oduzimanjem i kazna zadavanjem. Prema rezultatima, postoji značajan parcijalni doprinos kazne oduzimanjem na vjerovatnoću napuštanja pravila. Međutim, iako je očekivan opozitan efekat informacije o kazni oduzimanjem u odnosu na informaciju o nagradi, rezultati to nisu potvrdili. Zapravo, specifičan "opadajući" trend u broju ispitanika koji napuštaju disfunkcionalno pravilo u odnosu na vrstu instrukcije koju su dobili ne ide u prilog asimetričnog efekta nagrade i kazne koji je dobijen u određenom broju istraživanja (Kubanek et al., 2015; Yechiam & Hochman, 2013). Izgleda da u slučaju kazne zadavanjem, strah ili anksioznost zbog potencijalnog gubitka bodova navodi ispitanike da se fiksiraju za jedno pravilo i duže ga slijede, dok to nije slučaj sa kaznom oduzimanjem. Kazna oduzimanjem, tek u interakciji sa izraženijim konformizmom kod ispitanika, dovodi do takvog fiksiranja i smanjuje mogućnost uočavanja novog pravila.

Kada je u pitanju uticaj unutrašnje varijable tj. konformizma, rezultati istraživanja govore u prilog pretpostavci da na slijeđenje pravila u kontekstu kada ono postaje disfunkcionalno može uticati i konformizam. Što je izraženiji konformizam, to je veća vjerovatnoća da ćemo slijediti pravilo čak i kada ono za nas više nije funkcionalno. Konformizam obezbjeđuje veću stabilnost u životu i ponašanju pojedinca, smanjuje neizvjesnost i nejasnost situacije (De Young et al., 2002), pa ne iznenađuje nalaz da ispitanici duže ostaju fiksirani za ono pravilo koje im je u prvom dijelu eksperimenta upravo i omogućilo tu izvjesnost, jasnoću i stabilnost.

Istraživanja, takođe, pokazuju da konformizam zavisi i od važnosti koja se pripisuje određenom događaju ili okolnostima (Aronson, Wilson, & Akert, 2010). S obzirom na to da su u ovom eksperimentu ispitanici skupljali predispitne bodove, a kako su oni za ispitanike studente od velike važnosti, dobijeni rezultati nisu iznenađujući.

Nadalje, rezultati pokazuju da model u koji su uključeni svi prediktori, dakele i spoljašnje i unutrašnje varijable, dobro objašnjava vjerovatnoću napuštanja

disfunkcionalnog pravila. Rezultati, takođe, pokazuju da su interakcije između spoljašnjih i unutrašnjih varijabli statistički značajne. No, logistički regresioni koeficijenti ukazuju da je "pravac djelovanja" na kriterijumsku varijablu različit. Dok interakcija konteksta, konformizma i informacije o nagradi povećava vjerovatnoću napuštanja pravila, interakcija prva dva prediktora sa informacijom o kazni oduzimanjem smanjuje vjerovatnoću napuštanja disfunkcionalnog pravila. Promjena konteksta može biti i verbalno "pojačana" eksplicitno datom instrukcijom. Međutim, ono što je primjetno iz rezultata je da uvođenjem varijable konformizam u model, uticaj instrukcije ima nešto manje dejstvo. Konformizam se formira na osnovu istorije odnosa sa autoritetom, koja neizostavno uključuje pozitivno potkrepljenje, ali i kaznu, usmjeravajući pojedinca na prihvatanje i saglasnost sa pravilima i autoritetom. Možemo pretpostaviti da se na ovaj način gradi tendencija slijeđenja pravila koja je stabilna u odnosu na protok vremena i uticaje sredinskih faktora, zbog čega se i smanjuje varijabilitet ponašanja uzrokovan spoljašnjim varijablama.

Kada je u pitanju druga zavisna varijabla, tj. vrijeme reakcije u zadatku, rezultati pokazuju da je ono duže u kontekstu u kom je pravilo disfunkcionalno, što je vjerovatno posljedica "uvida" u to da pravilo više nije odgovarajuće. U prvoj fazi eksperimenta, u kojoj je pravilo funkcionalno, reagovanje ispitanika se u određenoj mjeri automatizuje, što je uticalo na kraće vrijeme reakcije. U drugoj fazi eksperimenta, nakon uočavanja nefunkcionalnosti pravila, dolazi do stanja inkoherentnosti (Quiñones, 2008), za šta možemo pretpostaviti da podstiče ispitanike na promjenu ponašanja kako bi redukovali tu inkoherentnost, te da takva promjena ponašanja podrazumijeva i produženo vrijeme reagovanja. Rezultati, takođe, pokazuju da pored kontekstualnog i verbalna konstrukcija pravila, tj. vrsta instrukcije, utiče na vrijeme reakcije. Dobijeno je da je vrijeme reakcije duže u slučaju instrukcije koja uključuje kaznu. Možemo pretpostaviti da vrsta instrukcije djeluje na pažnju ispitanika, pa samim tim i na promjene u brzini reagovanja. Nadalje, ukoliko se nadovežemo na pretpostavku o relacionoj inkoherentnosti koja utiče na vrijeme reakcije, mogli bismo pretpostaviti da kazna u sklopu verbalne instrukcije stvara povećanu inkoherentnost, pa samim tim i produženo vrijeme reakcije. Uvođenjem kazne u instrukciju disbalans konsekvenci izbora ponašanja (napuštanje/ostajanje pri pravilu) postaje veći, pa je time i neodlučnost veća, što dovodi do dužeg vremena reakcije.

Sa druge strane, konformizam kao unutrašnja dispozicija ne utiče značajno na vrijeme reakcije, pa se može zaključiti da ova tendencija doprinosi slijeđenju pravila, ali ne određuje i kojom brzinom ćemo to raditi. U kontekstu ovog istraživanja, konformizam se posmatra kao stabilna tendencija ličnosti ili, dugačije rečeno, kao generalna tendencija slijeđenja pravila pod uticajem socijalnog okruženja, pa se s toga može pretpostaviti da kao takva značajno utiče na odluku ispitanika, ali ne povećava niti smanjuje vrijeme potrebno za donošenje odluke. Ova stabilnost unutrašnje varijable se možda upravo ogleda u tome što ne pokazuje varijabilitet u vremenu reakcije, odnosno ne doprinosi inkoherentnosti.

Rezultati istraživanja daju brojne praktične implikacije, jer pružaju dodatna saznanja o tome na koji način se može oblikovati ponašanje na osnovu verbalnih stimulusa. S obzirom na to da pravilima vođena ponašanja predstavljaju vrstu operantnog učenja i ponašanja, u kojima je antecedent verbalni stimulus, rezultati pokazuju da i priroda, odnosno sadržaj tog verbalnog stimulusa, utiče na učenje i ponašanje. Informacija o nagradi dovodi do veće fleksibilnosti u ponašanju i olakšava učenje novog pravila. S druge strane, informacija o kazni zadavanjem otežava novo učenje, jer fiksira ispitanike na jedno pravilo. Kazna oduzimanjem ne predstavlja snažan ograničavajući faktor u otkrivanju novog pravila i promjeni ponašanja, kao što se očekivalo. Tek u interakciji sa unutrašnjim svojstvom ličnosti (konformizmom), ova vrsta kazne povećava rigidnost u ponašanju i otežava uočavanje novog pravila. Takođe, rezultati omogućavaju uvid u to zbog čega se ljudi drže disfunkcionalnih pravila i uvjerenja, kao i koliko naše ponašanje zavisi od minimalnih kontekstualnih promjena, ali i od individualnih karakteristika ličnosti.

Reference

- Aronson, E., Wilson, T., & Akert, R. (2010). *Social psychology*. New Jersey: Pearson Education.
- Baruch, D. E., Kanter J. W., Busch, A. M., Richardson, J. V., & Holmes, B. D. (2007). The differential effect of instructions on dysphoric and nondysphoric persons. *The Psychological Record*, 57, 543–554. doi:0.1007/BF03395594
- Baum, W. M. (2005). *Understanding behaviorism: Behavior, culture, and evolution* (2nd ed.). Malden: Blackwell Publishing.
- Bentin, S., & McCarthy, G. (1994). The effects of immediate stimulus repetition on reaction time and event-related potentials in tasks of different complexity. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 20, 130–149. doi:10.1037/0278-7393.20.1.130
- Catania, A. C., Matthews, B. A., & Shimoff, E. (1982). Instructed versus shaped human verbal behavior: Interactions with nonverbal responding. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 38, 233–248. doi:10.1901/jeab.1982.38-233
- Čekrljija, Đ., Đurić, D., Mirković, B. i Marjanović, J. (2015). Validacija upitnika K-10 kao kratke mjere autoritarne submisivnosti. U G. Latinović (Ur.), *Zbornik radova: Banjalučki novembarski susreti - Stanje i perspektive istraživanja u humanističkim i društvenim naukama* (str. 567–586). Banja Luka: Filozofski fakultet.
- Čekrljija, Đ., Rožić, V. i Turjačanin, V. (2004). *Provjera empirijske zasnovanosti dvije vrste konformizma*. Rad predstavljen na X Naučnom skupu Empirijska istraživanja u psihologiji, Beograd, Srbija.
- Čudina Obradović, M. (1991). *Nadarenost – razumijevanje, prepoznavanje, razvijanje*. Zagreb: Školska knjiga.

- DeYoung, C. G., Peterson, J. B., & Higgins, D. M. (2002). Higher-order factors of the Big Five predict conformity: Are there neuroses of health? *Personality and Individual Differences, 33*, 533–552. doi:10.1016/S0191-8869(01)00171-4
- Dixon, M. R., Hayes, L. J., & Aban, I. B. (2000). Examining the roles of rule following, reinforcement, and preexperimental histories on risk-taking behavior. *The Psychological Record, 50*, 687–704.
- Doll, B. B., Jacobs, W. B., Sanfey, A. G., & Frank, M. J. (2009). Instructional control of reinforcement learning. *Brain Research, 1299*, 74–94. doi:10.1016/j.brainres.2009.07.007
- Griggs, R. A. (2009). *Psychology: A concise introduction* (2nd ed.). New York: Worth Publishers.
- Hayes, S. C. (1989). *Rule-governed behavior, cognition, contingencies, and instructional control*. Reno, Nevada: Plenum Press.
- Hayes, S. C., & Brownstein, A. J. (1985). *Verbal behavior, equivalence classes, and rules: New definitions, data, and directions*. Invited talk presented at the annual meeting of the Association for Behavior Analysis, Columbus, OH.
- Hayes, S. C., & Gifford, E. V. (1997). The trouble with language: Experiential avoidance, rules, and the nature of verbal events. *Psychological Science, 8*, 170–173.
- Hayes, S. C., Brownstein, A. J., Zettle, R. D., & Korn, Z. (1986). Rule-governed behavior and sensitivity to changing consequences of responding. *Journal of the experimental analysis of behavior, 45*, 237–256. doi:10.1901/jeab.1986.45-237
- Hayes, S. C., Holme, D. B., & Roche, B. (2002). *Relation frame theory: A post-Skinnerian account of human language and cognition*. New York: Kluwer Academic Publishers.
- Hayes, S. C., Zettle, R., & Rosenfarb, I. (1989). Rule-following. In S. C. Hayes (Ed.), *Rule-governed behavior: Cognition, contingencies, and instructional control* (pp. 191–220). New York: Plenum Press. doi:10.1007/978-1-4757-0447-16
- Janković, J. i Krnetić, I. (2016). Uticaj verbalnog sadržaja instrukcije na dužinu praćenja disfunkcionalnog pravila. *Radovi, 171*–209.
- Keuleers, E., & Brysbaert, M. (2010). Wuggy: A multilingual pseudoword generator. *Behavior Research Methods, 42*, 627–633. doi:10.3758/BRM.42.3.627
- Kostić, A. (2006). *Kognitivna psihologija*. Beograd: Zavod za udžbenike i nastavna sredstva.
- Kubanek, J., Snyder, L. H., & Abrams, R. A. (2015). Reward and punishment act as distinct factor in guiding behavior. *Cognition, 139*, 154–167.
- Kudadjie-Gyamfi, E., & Rachlin, H. (2002). Rule-governed versus contingency-governed behavior in a self-control task: Effects of changes in contingencies. *Behavioural Processes, 57*, 29–35. doi:10.1016/S0376-6357(01)00205-4
- Malott, R. W., & Suarez, E. A. T. (2004). *Principles of behavior* (5th ed.). Upper Saddle River, NJ: Pearson.
- McAuliffe, D., Hughes, S., & Holmes, D. B. (2014). The dark-side of rule governed behavior: An experimental analysis of problematic rule-following in an ado-

- lescent population with depressive symptomatology. *Behavior Modification*, 38, 587–613. doi:10.1177/0145445514521630
- Milosavljević, B. (2001). *Uvod u socijalnu psihologiju*. Banja Luka: Filozofski fakultet.
- NetBeans IDE 8.2 [računarski softver]. (2016). Preuzeto sa <https://netbeans.org/>
- Peláez, M., & Moreno, R. (1999). For dimensions of rules and their correspondence to rule governed behavior: A taxonomy. *Behavioral Development*, 8, 21–27. doi:10.1037/h0100528
- Petz, B. (2005). *Psihologijski riječnik*. Jastrebarsko: Naklada Slap.
- Pierce, W. D., & Cheney, C. D. (2004). *Behavior analysis and learning* (3rd ed.). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Quiñones, J. L. (2008). *Relational coherence and transformation of function in ambiguous and unambiguous relational networks* (Unpublished doctoral dissertation). University of Nevada, Reno.
- Ramnerö, J., & Törnike, N. (2008). *The ABC-s of human behavior: Behavioral principles for the practical clinician*. Oakland: New Harbinger Publications.
- Skinner, B. F. (1945). The operational analysis of psychological terms. *Psychological Review*, 52, 270–277. doi:10.1037/h0062535
- Skinner, B. F. (1984). The evolution of behavior. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 41, 217–221.
- Sutton, R. S., & Barto, A. G. (1998). *Reinforcement Learning*. Cambridge: MIT Press.
- Törneke, N., Luciano, C., & Salas, S. V. (2008). Rule-governed behavior and psychological problems. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 8, 141–156.
- Whelan, R., & Barnes-Holmes, D. (2004). Empirical models of formative augmenting in accordance with the relations of same, opposite, more-than, and less-than. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 4, 285–302.
- Wulfert, E., Greenway, D. E., Farkas, P., Hayes, S. C., & Dougher, M. J. (1994). Correlation between self-reported rigidity and rule-governed insensitivity to operant contingencies. *Journal of Applied Behavior Analysis*, 24, 659–671. doi:10.1901/jaba.1994.27-659
- Yechiam E., & Hochman, G. (2013). Losses as modulators of attention: Review and analysis of the unique effects of losses over gains. *Psychological Bulletin*, 139, 497–518. doi:10.1037/a0029383
- Zettle, R. D., & Young, M. D. (1987). Rule-following and human operant responding: Conceptual and methodological considerations. *The Analysis of Verbal Behavior*, 5, 33–39. doi:10.1007/BF03392818

PRILOG A

Tabela A1

Stimulusi korišteni u eksperimentu

Glavni stimulus (gornji dio ekrana)	Ponudeni stimulus (dole lijevo)	Ponudeni stimulus (dole u sredini)	Ponudeni stimulus (dole desno)
ACF	ACF	ACT	ARH
MNO	MNO	HNO	ZNO
LYZ	LYZ	IDZ	APZ
LFK	LFK	LFC	UIK
PMR	PMR	EMR	LER
RGR	RGR	RPR	XUR
WLD	WLD	WLF	FTD
EOB	EOB	GOB	EDZ
TAR	TAR	TKR	PAZ
HVH	HVH	HVO	APH
WBC	WBC	WRP	OBC
QEK	QEK	OEG	QHK
ZSP	ZSP	UCP	ZSK
UYB	UYB	UFP	GYB
OWY	OWY	HWR	OEY
ONC	ONC	DPC	ONF
SDX	SDX	SUS	LDX
DKD	DKD	PKW	DPD
FES	FES	WPS	FEK
GRE	GRE	GJX	LRE
HQB	HQB	SQP	HSB
JRZ	JRZ	JRL	EOC
KGK	KGK	UGG	APF
XEA	XEA	XRA	OZV
CSF	CSF	CSK	EPV
VFR	VFR	PFR	LWS
BMO	BMO	BEO	CSK
NRZ	NRZ	NRT	LAU
MMM	MMM	AMM	SIC
QWG	QWG	WKG	SPC
WMA	WMA	WMP	CRK
EOV	EOV	SOV	LSZ
ROH	ROH	DOP	RKH

TZL	TZL	LEH	TZP
IPG	IPG	HPH	FPG
PGR	PGR	SPW	PHR
FTG	FTG	OVR	FTK
GTS	GTS	LEH	STS
JXT	JXT	PFT	JFT
LNF	LNF	HUV	LNP
YTZ	YTZ	JEP	YTZ
VTN	VTN	DPU	VRN
BDE	BDE	JEP	BDX
NCZ	NCZ	NFT	LEV
MTY	MTY	MTF	MOP
QNF	QNF	ENF	PNE
ESA	ESA	EKA	TVA
PXC	PXC	PHR	PXD
FQR	FQR	AQP	DQR
DMB	DMB	VTB	DEB
FRD	FRD	FPE	FRP
GTB	GTB	ATP	GVB
HLI	HLI	WPI	HLE
JRA	JRA	JEP	DRA
KRW	KRW	PRG	KEW
LGC	LGC	PSC	LGP
XUC	XUC	XFP	MUC
VRR	VRR	ERL	VZR
NOR	NOR	VTR	NOF
MDX	MDX	MJE	PDX
QEI	QEI	PEV	QEL
IUB	IUB	XIB	DUB
OHF	OHF	OGE	OSF
PZV	PZV	PHE	PZC
SRM	SRM	PRG	LRM
NGZ	NGO	NGZ	NHR
OKA	UKA	OKA	ZKW
WJN	WLN	WJN	DEN
RNM	RNP	RNM	RGP
TOK	TOL	TOK	DFK
UXQ	LXQ	UXQ	UFJ
IGH	IOH	IGH	EGO

OGL	OGR	OGL	FTL
PWK	EWK	PWK	PLR
DVS	DES	DVS	EVH
SEZ	SEP	SEZ	FPZ
FKK	FEK	FKK	FRP
GBN	GBS	GBN	XEN
HRI	QRI	HRI	HTV
JRM	JOM	JRM	PRK
KWN	KFP	KWN	KWC
LTG	ETK	LTG	LTA
YQM	DEM	YGM	PQM
GRZ	GLR	GRZ	GAZ
HQT	KQF	HQT	HQF
JGK	XOK	JGK	LGK
KGR	KEX	KGR	KVR
LWO	LWH	LWO	LWG
YGH	XRH	YGH	OGH
XQP	XHO	XQP	XTP
CWO	SWK	CWO	CWH
NQT	HET	NQT	MQT
MEO	MLG	MEO	MHO
NQU	LQZ	NQU	NQL
ODD	HTD	ODD	PUD
QRE	QHB	QRE	QKE
WKK	AKE	WKK	WKK
ZSO	CSO	ZSO	HEV
OWI	ORI	OWI	LXS
ANR	ANT	ANR	HEB
DGB	FGB	DGB	FEL
SNC	SUC	SNC	BRI
FGO	FGY	FGO	DSP
JNB	WNB	JNB	KWQ
KGZ	SPZ	KGZ	CRX
LJN	LJE	LJN	PXE
XSG	CSG	XSG	KFD
BLI	BVI	BLI	PNS
NQA	NQL	NQA	PCD
MWU	SWU	MWU	KEI
NWE	NIE	NWE	HGF

GLX	GLT	GLX	POI
QEX	REX	QEX	SIF
TKM	TGM	TKM	BVJ
ORG	ORF	ORG	DFU
PRQ	SRQ	PRQ	SIO
AEZ	DPO	AEZ	AUZ
SHZ	BNE	SHZ	SHP
HUW	FRP	HUW	XUW
YIN	SLE	YIN	YFN
CPX	VEJ	CPX	CPD
BMK	SAH	BMK	LMK
NGX	HEP	NGX	NTX
MVF	COZ	MVF	MVT
NTP	BOK	NTP	FTP
OEL	WDP	OEL	OPL
GUV	SLE	GUV	GUS
QXU	DFG	QXU	CXU
WEC	LFK	WEC	WBC
ZFM	SOC	ZFM	ZFL
OJL	RBV	OJL	HJL
DFK	SUC	DFT	DFK
UFJ	PWQ	HFJ	UFJ
EGO	FPV	EHO	EGO
FTL	EDP	FTK	FTL
PLR	SKV	FLR	PLR
EVH	SLL	EDH	EVH
FPZ	AGR	LPZ	FPZ
FRP	DED	FRS	FRP
XEN	WBC	XLN	XEN
HTV	LOD	HTS	HTV
PRK	SED	CRK	PRK
KWC	LDS	KWD	KWC
LTA	PHJ	LVA	LTA
PQM	ERT	PQB	PQM
GAZ	SDE	GOZ	GAZ
HQF	LKJ	HQK	HQF
LGK	DER	LSGK	LGK
KVR	LSC	KBR	KVR
LWG	LWH	GER	LWG

OGH	KGH	LSW	OGH
XTP	XDP	LKJ	XTP
CWH	CWK	LFP	CWH
MQT	DQT	CRT	MQT
MHO	MHG	GPZ	MHO
NQL	BQL	CED	NQL
PUD	PUF	KTR	PUD
QKE	XKE	CDV	QKE
WKX	WFX	LHZ	WKX
HEV	HEB	MTR	HEV
LXS	KXS	MNB	LXS
HEB	HCB	MFD	HEB
FEL	FEV	KHG	FEL
BRI	CRI	KHG	BRI
DSP	DSW	LRT	DSP
KWQ	BWQ	BNV	KWQ
CRX	CFX	BVN	CRX
PXE	LDS	PXR	PXE
KFD	LPO	OFD	KFD
PNS	BVC	PNK	PNS
PCD	WQE	TCD	PCD
KEI	LOP	KRI	KEI
HGF	BNB	JGF	HGF
POI	LKJ	POK	POI
SIF	POL	SPF	SIF
BVJ	NMK	BVN	BVJ
DFU	RTZ	HFU	DFU
SIO	PWX	SMO	SIO
AUZ	NBV	AUN	AUZ
SHP	KUO	DHP	SHP
XUW	CSD	XNW	XUW
YFN	LOI	YFB	YFN
CPD	ERI	VPD	CPD
LMK	QWS	LMV	LMK
NTX	NTG	JRE	NTX
MVT	FVT	POI	MVT
FTP	FVP	GHJ	FTP
OPL	OPG	SWE	OPL
GUS	GBS	CRT	GUS

CXU	VXU	POL	CXU
WBC	WBF	MIU	WBC
ZFL	ZCL	HPO	ZFL
HJL	HJK	SWE	HJL
TVA	VVA	VTR	TVA
PXD	PQD	LIO	PXD
DQR	DQS	FEW	DQR
DEB	KEB	NIO	DEB
FRP	FSP	NIO	FRP
GVB	GVV	PFR	GVB
HLE	SLE	VTR	HLE
DRA	DCA	MNB	DRA
KEW	KEF	CDF	KEW
LGP	BGP	HZT	LGP
MUC	MUV	RTZ	MUC
VZR	VCR	XSW	VZR

Svetlana Borojević

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

Jadranko Janković

NGO „Nova
generacija“, Banja
Luka

**RULE-GOVERNED BEHAVIORS – DO
EXTERNAL OR INTERNAL VARIABLES
DEFINE THEM?**

The main goal of this research was to examine the effects of external variables (type of instruction, change in context, order of stimulus exposure) and internal variable (conformity) on rule-governed behavior and on reaction time in an experimental task. Three types of instructions were used in this research: those that contain a reward, positive punishment, or negative punishment. The experiment was designed in a way that, in the first phase, the rule was functional (led to points achievement), while in the second phase without announcing the change of context, the rule became dysfunctional. The results showed that change in the context, content of the instruction, and the conformity level may increase or reduce the probability of rule following. Changing the context in which the rule is no longer functional, increased significantly the likelihood of leaving the rule. The reward information within the instruction also increased the likelihood of leaving the dysfunctional rule. A more pronounced conformity, on the other hand, reduced the probability of leaving the rule. Furthermore, the results showed that there were significant double interactions of variables in the prediction of rule following. The highest logistic regression coefficients were obtained for the context and type of instruction interaction while the logistic regression coefficients were lower for the interaction of conformity and the type of instruction, as well as the context and conformity interaction. The triple interactions between internal and external variables in the prediction of rule following were also statistically significant. External variables had an effect on the reaction time, while the internal variable did not. Changes in the context, as well as the information about positive punishment, led to prolonging the reaction time, while order of stimulus exposure led to its shortening.

Keywords: rule governed behavior, instructions, reinforcement, punishment, context, conformity, leaving the rule

Mila Radovanović¹Visoka škola
strukovnih studija
za obrazovanje
vaspitača i trenera
Subotica**Ivana Mihić**Odsek za psihologiju,
Filozofski fakultet,
Univerzitet u Novom
Sadu¹ Adresa autora:
radovanovic.mila@gmail.com

Primljeno: 03. 01. 2017.

Primljena korekcija:
24. 03. 2017.Primljena ponovna korekcija:
27. 09. 2017.Primljena ponovna korekcija:
15. 11. 2017.Prihvaćeno za štampu:
16. 11. 2017.**RAZVOJ PRENATALNE VEZANOSTI U
KONTEKSTU ISKUSTVA IZ PORODICE
POREKLA²**

Prenatalna vezanost se opisuje kao psihološka veza koja se razvija u toku trudnoće između majke i fetusa. Njen značaj ogleda se u kvalitetu brige trudnice za fetus, a smatra se da je ona i razvojni prethodnik emocionalne vezanosti između majke i deteta i važan aspekt formiranja roditeljskog identiteta i pripreme za odgovorno i kompetentno roditeljstvo. Predhodna istraživanja ukazuju na to da se obrasci koji formiraju roditeljski identitet prenose transgeneracijski, putem iskustva koje se internalizuje i oblikuje unutrašnji radni model čije komponente čine roditeljske reprezentacije. Zbog toga je cilj ovog istraživanja bio ispitivanje prediktivnog doprinosa introjektovanog iskustva iz porodice porekla na razvoj prenatalne vezanosti. Uzorkom je obuhvaćena 91 trudnica, a prikupljen je na Klinici za ginekologiju i akušerstvo u Novom Sadu, gde su ispitanice boravile zbog određenih zdravstvenih tegoba u toku trudnoće. Za ispitivanje prenatalne vezanosti korišćena je Skala za procenu materinske prenatalne vezanosti (SPMPV: Hanak, 2009), dok je kao mera iskustva u odnosu sa roditeljima korišćen modifikovani Upitnik prisustva oca (Father presence questionnaire – FPQ: Krampe & Newton, 2006). Rezultati ukazuju na to da efekat pozitivnog odnosa sa majkom ostvaruje najviši prediktivni doprinos u razvoju prenatalne vezanosti, što je u skladu sa istraživanjima koja ukazuju na pravilnost da su karakteristike starateljskog ponašanja direktno povezane sa prethodnim iskustvima koje su roditelji imali u porodiciama porekla. Rezultati su diskutovani u kontekstu razumevanja uloge majke kao dominantnog staratelja u našem društvu, ali i ideje o modelovanju kao hipoteze u osnovi objašnjenja transgeneracijskog prenosa roditeljstva.

Ključne reči: prenatalna vezanost, iskustvo iz porodice porekla, mentalne reprezentacije roditeljstva

² Rezultati prikazani ovim radom deo su obuhvatnije studije u okviru projekta „Efekti egzistencijalne nesigurnosti na pojedinca i porodicu u Srbiji“ koji finansira Ministarstvo prosvete, nauke i tehnološkog razvoja Republike Srbije, a realizuje Filozofski fakultet u Novom Sadu

Savremene teorije u razvojnoj psihologiji roditeljsku ulogu sagledavaju sa stanovišta koje se bazira na mentalnim reprezentacijama roditeljstva. Stern (1995, str. 18) daje slikovit opis ova dva paralelna sistema: „postoji realna beba u rukama majke i imaginarna u njenom umu; postoji realna majka koja drži dete i njena imaginacija sebe kao majke i, konačno, postoji realna radnja držanja bebe u naručju i imaginacija odnosa majke i bebe.”

Dakle, kvalitet i obrasci brige roditelja za dete, njegovi stavovi, emocije i ponašanja u ovoj ulozi za svoju uporišnu tačku imaju set mentalnih reprezentacija. Svet mentalnih reprezentacija čini subjektivni, fantazmatski svet koji egzistira paralelno sa objektivnim, spoljnim svetom. U njemu su pored realnih situacija i iskustava iz svakodnevne interakcije roditelja sa detetom, sadržani i sve fantazije, nade, strahovi i snovi roditelja. Osim toga, reprezentacioni svet se sastoji i od uspomena na sopstveno detinjstvo i modela ponašanja sopstvenih roditelja.

Stern (1995) smatra da se svet mentalnih reprezentacija formira na osnovu subjektivnog iskustva bitisanja sa drugom osobom, odnosno skupa šema „biti sa”. Iskustvo na osnovu koga nastaju ove šeme može biti realno, ali i virtuelno, odnosno bazirano na imaginarnoj slici koju osoba gradi o iskustvu sa drugom osobom. Ono što je, međutim, ključno za nastanak šema nije sama priroda iskustva, već činjenica da se one formiraju iznutra, na bazi toga šta osoba doživljava dok je sa drugima. Dakle, reprezentacije nisu introjektovana slika osobe ili reči razmenjenih u interakciji sa njom, već subjektivni doživljaj odnosa sa određenom osobom.

Teorija afektivne vezanosti odnos roditelja i deteta sagledava kroz dva relevantna i komplementarna sistema ponašanja – sistema afektivne vezanosti i sistema pružanja brige. Afektivna vezanost odnosi se na motivacioni sistem deteta da traži i primi brigu, dok se pružanje brige odnosi na motivacioni sistem roditelja da pruži brigu i zaštitu. Oba motivaciona sistema imaju uporište u skupu unutrašnjih mentalnih reprezentacija koje je Bolbi nazvao unutrašnji radni model. Reprezentacioni sistem roditelja sačinjavaju sadašnja i prošla iskustva roditelja sa detetom, koja su isprepletana sećanjima na sopstvene obrasce vezanosti za roditelja, oblikujući na taj način aktuelnu procenu roditelja u odnosu na dete (George & Solomon, 2008).

Trudnoća je jedinstveni period u životu kada se predstave budućih majki o sebi, drugima i njihovim sopstvenim iskustvima sa roditeljima reaktiviraju i reorganizuju da bi napravile mesta za novu predstavu o detetu, odnos sa detetom i pojam o sebi kao roditelju. Dok fetus raste i razvija se, uporedo sa njim razvija se reprezentacioni set na mentalnom planu majke. Ova dva procesa nisu u potpunosti istovremena. Kada se majka saživi sa novim identitetom trudnice i na mentalnom planu oblikuje sliku sebe kao budućeg roditelja, odnosno fetusa kao zasebnog bića, tada započinje proces razrade mentalnih reprezentacija roditeljstva. Iako proces formiranja psihološke veze sa fetusom može započeti već od desete nedelje trudnoće (Caccia et al., 1991, prema Laxton Kane & Slade, 2002), na intenzitet razvoja reprezentacija o bebi značajan uticaj imaju specifični faktori koji doprinose razvoju svesti o prisustvu bebe, poput registrovanja pokreta ploda i ul-

trazvučnog pregleda (Dykes & Stjernquist, 2001). Pretpostavka o „morfogenezi“ reprezenatacija o bebi potkretpljena je u većem broju istraživanja i smatra se da između četvrtog i sedmog gestacionog meseca dolazi do značajnog rasta u kvalitetu, kvantitetu i specifičnosti mreže šema o bebi (za pregled videti u Stern, 1995).

Prvi pokušaj konceptualizacije psihološke veze koja se razvija između majke i deteta pre rođenja imala je krajem 60-tih godina prošloga veka Rabinova, koja je zaključila da veza koja se razvija između majke i deteta neposredno nakon samog čina rođenja mora biti rezultat prenatalnih psiholoških procesa. Ipak, sam termin prenatalna vezanost koji se do danas koristi da opiše ovu specifičnu vezu, uvodi Krenlijeva deceniju kasnije (Brandon, Pitts, Denton, Stringer, & Evans, 2009).

Lindgren (2001) smatra da je prenatalna vezanost razvojni zadatak trudnoće, a ujedno i indikator adaptacije na trudnoću. Njen značaj ogleda se u tome što će trudnice koje ranije i intenzivnije razvijaju psihološku vezu sa bebom nastojati da obezbede bolji kvalitet zdravstvene brige za dete u toku trudnoće (redovne ginekološko-akušerske kontrole, zdrav stil života trudnice) i biće spremnije da ostvare kvalitetniji emotivni odnos sa detetom nakon rođenja, kvalitetnije preuzimajući i roditeljsku ulogu (Huth Bocks, Levendosky, Bogat, & Von Eye, 2004). Istraživači je takođe smatraju važnom „alatkom“ za uspešnu adaptaciju buduće majke na novu ulogu nakon rođenja bebe (za pregled videti Gau & Lee, 2003).

U istraživanju prenatalne vezanosti i njene relacije sa razvojem roditeljske uloge, značajno mesto imaju istraživanja koja su nastojala da utvrde vezu ovog koncepta sa psihološkim varijablama koje bi mogle imati značaj u predikciji njenog razvoja. Među njima, možda najznačajnija su ona koja je dovode u vezu sa mehanizmom transgeneracijskog prenosa obrazaca vezanosti, čijim se posrednikom smatraju upravo mentalne reprezentacije na kojima se temelji i sam koncept prenatalne vezanosti. Takva istraživanja dosledno ukazuju da je veza organizacije afektivnog vezivanja odraslih sa razvojem obrazaca vezanosti kod dece posredovana specifičnostima formiranja roditeljskog identiteta, reprezentacija sebe kao roditelja i budućeg deteta i odlikama prenatalne vezanosti (Benoit & Parker, 1994; Benoit, Parker, & Zeanah, 1997; Fonagy, Steel, & Steel 1991; Hanak, 2010; Huth Bocks et al., 2004; Priel & Besser, 2000; Raval et al., 2001). Drugim rečima, očekujemo da se organizacija afektivnog vezivanja roditelja odražava na njihove reprezentacije sebe kao roditelja i još nerođene bebe, kao i na kvalitet i intenzitet emotivne vezanosti za nju (Hanak, 2012).

Ako prenatalnu vezanost posmatramo kao razvojnog prethodnika (zametak) emocionalne vezanosti majke za dete i važan aspekt formiranja roditeljskog identiteta i pripreme za odgovorno i kompetentno roditeljstvo (Hanak, 2007), a pri tom poznavajući značaj odnosa sa sopstvenim roditeljima za razvoj ovih elemenata roditeljske uloge (Benoit & Parker, 1994; Doan & Zimmerman 2008; Priel & Besser, 2000), postavlja se pitanje koliki doprinos iskustvo iz porodice porekla ima na razvoj prenatalne vezanosti.

U razmatranju načina na koji iskustvo iz porodice porekla modeluje roditeljsku ulogu i ponašanje vezano za nju, u aktuelnim radovima pažnja se posvećuje

formiranju tzv. „radnog modela roditeljske uloge” ili „internalizovanog roditelja” (Mihić, 2010). Zbog toga je cilj ovog istraživanja ispitivanje prediktnog doprinosa introjektovanih predstava o roditeljima na razvoj prenatalne vezanosti.

Metod

Uzorak i postupak

U istraživanju je korišćen prigodan uzorak koji je činila je 91 trudnica. Ispitanice su u periodu istraživanja bile hospitalizovane na Klinici za ginekologiju i akušerstvo u Novom Sadu. Sprovođenje istraživanja odobrio je etički komitet Kliničkog centra Vojvodine. Ispitanice su bile upoznate sa ciljevima istraživanja, a upitnike su popunjavale anonimno.

Starost trudnica kretala se u opsegu od 16 do 41 godine, sa prosekom od 28.7 godina ($SD = 6.01$). Najveći broj ispitanica imalo je srednju stručnu spremu (57%), dok je 34% njih imalo višu ili visoku. Prema mestu stanovanja 34% ispitanica živi na selu, dok je 29% iz manjeg grada i 37% iz većeg grada. Najveći broj ispitanica (89%) procenjuje svoj ekonomski status kao prosečan. Po pitanju života u zajednici sa proširenom porodicom gotovo polovina ispitanica (48%) izjasnila se pozitivno, dok drugi deo ispitanica (52%) ne živi u zajednici.

U braku je bilo 89% trudnica, dok je njih 11% bilo u vanbračnoj zajednici. Više od polovine ispitanica (61%) u braku su do pet godina. Za 96.7% trudnica ovo je bila prva trudnoća. Najveći broj trudnica se u momentu ispitivanja nalazio u trećem trimestru trudnoće (81.3%), a kao najčešći razlog hospitalizacije navodili su manjak ili višak plodove vode i hipertenziju (49.5%), zatim pripreme za carski rez (28.6%) i prevmene kontrakcije (15.4 %).³

Instrumenti

Skala za procenu materinske prenatalne vezanosti (SPMPV: Hanak, 2009). SPMPV, skala korišćena za merenje prenatalne vezanosti, ima trokomponentnu strukturu. Prva komponenta imenovana je kao Pozitivna osećanja i maštanje ($\alpha = .87, n = 12$), a odnosi se na osećanja ljubavi, ponosa, privrženosti, ushićenja majke u odnosu na bebu i uključuje maštanje o susretu sa bebom, kontaktom i upoznavanjem. Druga komponenta Diferencijacija i kontakt ($\alpha = .85, n = 13$) odnosi se na mogućnost majke da bebu doživi kao zasebno biće sa kojim može već prenatalno da ostvari kontakt. Treća komponenta Odgovornost i briga ($\alpha = .68, n = 8$) uključuje ponašanja u kojima se manifestuje briga za zdravlje i napredovanje

³ Medicinske indikacije za hospitalizaciju trudnica, kao i činjenica da je većina bila u poslednjem trimestru trudnoće nisu predstavljale značajan rizik za povoljan ishod trudnoće, te se pretpostavlja da činjenica da je uzorak prigodan neće znatno uticati na interpretaciju rezultata.

fetusa, svest o odgovornosti za život i dobrobit bebe i spremnost da se posveti negovanju.

Upitnik prisustva oca/majke. U ovom radu je primenjen modifikovani upitnik prisustva oca (**Father presence questionnaire – FPQ: Krampe & Newton, 2006**) u koji su uključene i stavke koje procenjuju introjektovana iskustva odnosa sa majkom. To je urađeno tako što je pridodat set tvrdnji u kojem je u svakoj stavci reč „otac“ zamenjena rečju „majka“, dok je ostatak tvrdnje ostao nepromenjen. Teorijska osnova instrumenta pretpostavlja da je mera iskustva odnosa sa roditeljem ekvivalent psihičkog prisustva roditelja, odnosno introjektovanih predstava o ulozi oca/majke. Na ovaj način, fokus je pomeren sa opaženih ponašanja roditelja na intrasubjektivni doživljaj roditeljske uloge. Zbog obimnosti upitnika kojeg originalno čine 134 ajtema, u obzir su uzete samo dimenzije koje se odnose na osećanja prema roditeljima, emotivnu dostupnost roditelja, fizičko prisustvo i uključenost, kao i dimenzije kojima se procenjuju predstave koroditeljskih odnosa i majčine podrške roditeljskoj ulozi oca. Iz originalnog upitnika izuzete su skale transgeneracijskog prenosa obrazaca iz porodice porekla roditelja i percepcija Boga kao oca, jer cilj ovog istraživanja nije uključivao religijske teme, kao ni posmatranje transgeneracijskog prenosa obrazaca kroz više generacija.

Modifikovani upitnik sadrži 67 stavki, a ispitanice procenjuju stepen slaganja sa svakom stavkom na petostepenoj skali. Pouzdanost upitnika na uzorku istraživanja iznosi $\alpha = .87$. Faktorskom analizom, metodom glavnih osa, dobija se trofaktorska struktura (Tabela 1). Prvi faktor imenovan je kao Pozitivan odnos sa majkom. Stavke koje opisuju ovaj faktor odnose se na percepciju odnosa brižnosti i podrške koje su ispitanice imale sa svojom majkom u toku odrastanja. Drugi faktor imenovan je kao Pozitivan odnos sa ocem i odnosi se na pozitivnu percepciju odnosa ispitanica sa sopstvenim ocem u toku detinjstva. Treći faktor, koji opisuju kako ispitanice doživljavaju odnos između sopstvenih roditelja i podršku majke za razvijanje pozitivnog odnosa sa ocem, označen je kao Percepcija majčine podrške za odnos sa ocem (Tabela 2). S obzirom na to da je pouzdanost trećeg faktora bila nešto niža ($\alpha = .51$) iz njega je isključena stavka koja je imala najlošije metrijske karakteristike (stavka broj 14: „Moja majka me je ohrabivala da razgovaram sa ocem.“). Pouzdanost ovog faktora tako je poboljšana, pa je u dalju analizu ušlo preostalih 13 stavki koje opisuju ovaj faktor.

Tabela 1

Faktorska struktura instrumenta FMPQ

	stvarne karakteristične vrednosti	simulirane karakteristične vrednosti	procenat zajedničke varijanse	broj stavki	pouzdanost izražena Cronbachovom
Faktor 1	19.77	3.01	28.82	27	.71
Faktor 2	9.73	2.78	13.86	26	.94
Faktor 3	3.27	2.61	4.1	13	.76

Tabela 2

Izvod iz matrice sklopa faktora (FMPQ), Promax rotacija sa Kaiserom normalizacijom

Odabrane stavke koje zasićuju faktor	Odnos sa majkom	Odnos sa ocem	Percep. majčine podrške za odnos sa ocem
Imala sam utisak da me moja majka razume.	.88		
Uvek sam mogla da se majci obratim za pomoć ili savet.	.88		
Moja majka mi je bila veoma važna.	.87		
Majka mi je pomagala da mislim o budućnosti i planiram.	.83		
Kao dete, osećala sam se zaštićeno uz majku.	.81		
Moj otac i ja imali smo zajedničke aktivnosti i/ili hobi.		.88	
Imala sam utisak da me moj otac razume.		.89	
Osećala sam se bliskom sa svojim ocem.		.79	
Moj otac me je ohrabrivao.		.76	
Moj otac je prisustvovao sportskim ili drugim događajima na kojima sam učestvovala.		.75	
Moja majka je cenila ono što je otac radio za našu porodicu.			.75
Sviđao mi se način na koji je moja majka pričala o mom ocu.			.64
Moja majka je poštovala očeve procene i odluke.			.59
Moja majka je cenila ono što je otac radio za našu porodicu.			.53
Moja majka je želela da budem bliska sa ocem.			.52

Rezultati

Deskriptivi pokazatelji

Rezultati deskriptivne statistike na izolovanim faktorima upitnika za prenatalnu vezanost i upitnika iskustva sa roditeljima prikazani su u Tabeli 3.

Tabela 3
Deskriptivni pokazatelji na izolovanim faktorima

Naziv faktora	AS	SD
Pozitivna osećanja i maštanje	65.51	11.79
Diferencijacija i kontakt	59.2	5.04
Odgovornost i briga	52.09	7.44
Pozitivan odnos sa majkom	106.58	19.81
Pozitivan odnos sa ocem	93.14	21.21
Percepcija majčine podrške za odnos sa ocem	38.85	8.02

Međusobna povezanost varijabli

Korelacije među varijablama, prikazane u Tabeli 4, ukazuju da komponente prenatalne vezanosti pokazuju nisku do umerenu korelaciju sa faktorima izolovanim na upitniku za procenu iskustva iz porodice porekla.

Tabela 4
Korelacije svih varijabli

	1.	2.	3.	4.	5.	6.
1. Odnos sa majkom	-					
2. Odnos sa ocem	.27*	-				
3. Podrška majke za odnos sa ocem	.39**	.55**	-			
4. Pozitivna osećanja i maštanje	.27**	.24*	.11	-		
5. Diferencijacija i kontakt	.38**	.19	.31**	.48**	-	
6. Odgovornost i briga	.32**	.23*	.35**	.59**	.57**	-

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

Efekti introjektovanih iskustva iz porodice porekla na prenatalnu vezanost

Kako bi se ispitali prediktivni doprinosi introjektvanog iskustva iz porodice porekla objašnjenju prenatalne vezanosti, sprovedena je regresiona analiza. Kao kriterijumske varijable korišćeni su sumacioni skorovi na pojedinačnim komponentama prenatalne vezanosti: Pozitivna osećanja i maštanje, Diferencijacija i kontakt i Odgovornost i briga, dok su kao prediktorske varijable korišćeni faktorski skorovi na izolovanim faktorima iskustva iz porodice porekla: Pozitivan odnos sa majkom, Pozitivan odnos sa ocem i Percepcija podrške majke za odnos sa ocem.

Tabela 5

Rezultati regresione analize za predikciju komponente Pozitivna osećanja i maštanje

Prediktor	β
Odnos sa majkom	.26*
Odnos sa ocem	.24*
Percepcija podrške majke za odnos sa ocem	-.13
Total $R^2 = .12$; $F = 3.71$ **	

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

Rezultati analize pokazuju da se odnos sa majkom i ocem izdvajaju kao značajni za razvoj komponente Pozitivna osećanja i maštanje.

Tabela 6

Rezultati regresione analize za predikciju komponente Diferencijacija i kontakt

Prediktor	β
Odnos sa majkom	.31**
Odnos sa ocem	.00
Percepcija podrške majke za odnos sa ocem	.18
Total $R^2 = .18$; $F = 6.14$ **	

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

Rezultati ove analize ukazuju da se za razvoj komponente *diferencijacija i kontakt* samo odnos sa majkom izdvaja kao značajan prediktor.

Tabela 7

Rezultati regresione analize za predikciju komponente Odgovornost i briga

Prediktor	β
Odnos sa majkom	.22*
Odnos sa ocem	.04
Percepcija podrške majke za odnos sa ocem	.24
Total $R^2 = .10$; $F = 5.6^{***}$	

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

Kao i kod predhodne analize, i za komponentu *odgovornost i briga* samo odnos sa majkom može se izdvojiti kao značajan prediktor, dok je prediktor percepcija podrške majke za odnos sa ocem nešto malo ispod granice značajnosti ($p = .06$).

Diskusija

Prenatalna vezanost, kao psihološka veza buduće majke sa bebom, važan je aspekt trudnoće i roditeljstva. Smatra se da trudnica koja ima kapacitet da razvije kvalitetan odnos brige prenatalno time osigurava povoljniji ishod trudnoće, kao i kvalitetniju brigu o detetu nakon rođenja (Huth Bocks et al., 2004).

Činjenica da se prenatalna vezanost temelji na razvoju mentalnih predstava *sebe-kao-majke* na osnovu kojih se dalje razrađuju predstave o bebi i odnosu sa njom, upućuje na to da je ovaj koncept važan aspekt formiranja roditeljskog identiteta. Istraživanja ukazuju na to da se obrasci koji formiraju roditeljski identitet prenose transgeneracijski, putem iskustva koje se internalizuje i oblikuje unutrašnji radni model čije komponente čine roditeljske reprezentacije (Benoit & Parker, 1994; Doan & Zimmerman, 2008; George & Solomon, 2008; Mayseless, 2006; Pri-el & Besser, 2000). Uzimajući u obzir navedenu činjenicu, cilj istraživanja bio je ispitivanje prediktivnog doprinosa introjektovanih iskustva iz porodice porekla na razvoj prenatalne vezanosti.

Osvrtom na rezultate, uočava se da iskustvo pozitivnog odnosa sa majkom ostvaruje značajan doprinos u razvoju sve tri komponente prenatalne vezanosti, dok se percepcija pozitivnog odnosa sa ocem ističe kao značajan prediktor za razvoj pozitivnih osećanja i maštanja u odnosu na fetus. Ovakav nalaz možemo interpretirati u skladu sa Sternovom (Stern, 1998, prema Hanak, 2010) opservacijom da presudnu ulogu u podršci budućoj majci daje dobra podržavajuća (engl. *holdnig*) sredina. On ističe da su u podržavajućoj funkciji za majku najznačanije druge žene i same iskusne u materinstvu, te da buduće majke tokom trudnoće jačaju veze sa drugim, naročito starijim ženama, dok među njima centralno mesto priprada sopstvenoj majci.

Nadalje, u interpretaciji rezultata u kojima se kao dominantan prediktor izdvaja uloga majke mogu nam poslužiti i rezultati istraživanja o roditeljskim ulogama koji ističu da je majka dominantan staratelj kad je u pitanju briga o deci u porodicama u Srbiji. Osim toga, majka je ta koja ima „moć” toplijeg, emocionalno investiranijeg roditelja, dok otac u procesu brige nema aktivnu ulogu i njegova interakcija sa decom definisana je obrazovnim, socijalnim i profesionalnim usmeravanjem, kao i moralnim nadzorom. Čak i u onim porodicama gde se uključenost oca procenjuje kao egalitarna majčinoj, priroda njegovog odnosa sa decom je svedena na vaspitnu komponentu koja uglavnom podrazumeva manje topao i podržavajući, a više kontrolišući stil, sa niskom emocionalnom uključenosti (za pregled videti Mihić, 2010).

Preuzimajući primat u pružanju brige, majke su u porodicama porekla odigrale najznačajniju ulogu u internalizaciji obrazaca roditeljske brižnosti, koji će budućim majkama poslužiti kao baza za razvoj odnosa prema sopstvenoj bebi. U tom smislu, rezultati koji govore o značaju pozitivne introjektovane slike uloge majke za razvoj prenatalne vezanosti dobijeni u ovom istraživanju, u skladu su sa idejom o modelovanju kao hipotezom u osnovi objašnjenja transgeneracijskog prenosa roditeljstva (Parke, 2002; Pleck, 2004), kao i sa istraživanjima koja ukazuju na pravilnost da su karakteristike starateljskog ponašanja direktno povezane sa prethodnim iskustvima koje su roditelji imali u porodicama porekla (Dunn, Davies, Conor, & Sturges, 2000). Hipoteza o modelovanju podrazumeva da je kvalitet u aktuelnoj dijadi staratelj-dete veći ukoliko je iskustvo staranja u porodici porekla roditelja bilo bolje, što je nalaz koji je dobijen i u ovom istraživanju.

Pitanje načina na koje iskustvo u porodici porekla ostvaruje efekat na aktuelno roditeljstvo ostaje otvoreno. Koncept introjektovane uloge roditelja (korišćen u ovom istraživanju) jedan je od razmatranih odgovora. On podrazumeva da efekti iskustava sa starateljima u porodici porekla ne modeluju direktno ponašanje, već doprinose specifičnostima razvoja radnog modela roditeljske uloge kao sistema uverenja, ličnih emotivnih doživljaja vezanih za starateljsku ulogu i slično. U tom smislu, rezultatima pokazana veza između introjektovane pozicije majke i prenatalne vezanosti u skladu je sa ovim teorijskim očekivanjem - kvalitetna internalizovana predstava starateljske uloge majki, povezana je sa kvalitetnim ranim modelima povezanosti sa plodom (prenatalna vezanost), koji su u funkciji kasnijeg kvalitetnog staranja.

Neki od modela razumevanja nastanka roditeljskog modela brige o detetu podrazumevaju da će iskustvo staranja o roditelju u porodici porekla, biti značajno za formiranje kognitivnih aspekata ispunjavanja roditeljske uloge (uverenja, očekivanja, razmišljanja, procenjivanje situacija i detetovih potencijala, refleksija o roditeljstvu kao procesu i ličnom iskustvu). Na ovaj način opisani su efekti na *metaroditeljstvo* (Hawk & Holden, 2006) koji se smatraju važnim činiocima ponašanja u realnoj starateljskoj poziciji (Nickolson, Howard, & Borkowski 2008). Rezultati ovog istraživanja ukazuju da je ovaj efekat potencijalno moguć već na sam doživljaj i razumevanje povezanosti i brige sa još nerođenim detetom.

Činjenica da pozitivna iskustva iz porodice porekla imaju značajan prediktivni doprinos za razvoj prenatalne vezanosti ukazuje na to da je doživljaj emocionalne sigurnosti u odnosu sa sopstvenim roditeljima značajan za doživljaj iskustva roditeljske brige, te posledično i za spremnost u upuštanje u razradu reprezentacija *sebe-kao-roditelja*. U tom smislu, iskustvo iz porodice porekla treba posmatrati kao relevantan činilac, kako u istraživanju koncepta prenatalne vezanosti, tako i u planiranju praktičnih oblika podrške trudnicama. Naime, iako se roditeljstvo, a naročito kvalitetna briga o detetu u našem društvu smatra veoma važnom, istraživanja koja prate tranziciju u roditeljstvo je veoma malo, pa je malo i implikacija i, na istraživanjima temeljenih, programa i oblika podrške budućim porodicama. Rezultati ovog istraživanja ukazuju na to da su u riziku za razvoj manje funkcionalnih radnih modela roditeljske uloge trudnice koje su imale nisko funkcionalne odnose sa majkom (iskustva manje dostupnosti i uključenosti majki), te da je transgeneracijski prenos manje kvalitetnog staranja o detetu u ovoj grupi roditelja vidljiv već formiranjem predstava o sebi i detetu u trudnoći. U tom smislu, preventivnim radom, sa ciljem podrške kvalitetnijoj brizi o detetu, svakako bi trebalo da budu obuhvaćene žene sa takvim iskustvima još u toku trajanja trudnoće.

Ipak, osvrtno na udeo varijanse koju iskustva iz porodice porekla mogu da objasne kada je u pitanju razvoj prenatalne vezanosti, uočava se da postoji još dosta prostora za razmatranje uključivanja dodatnog seta prediktora. Istraživanja navode da iskustvo sa sopstvenim roditeljima iako važan, nije i jedini, a ponekad ni presudni faktor koji može da utiče na formiranje i kvalitet prenatalne vezanosti (Fonagy et al., 1991; Huth Bocks et al., 2004). Drugi važni faktori odnose se na socijalno okruženje i podršku koju trudnica ima od strane partnera i značajnih drugih. Shodno tome, uslovi u kojima trudnica živi i karakteristike njenog socijalnog okruženja mogu biti povezani sa kvalitativnom promenom očekivanog obrasca brige kod trudnica. Nalazi govore da faktori poput socijalne podrške trudnici, nivoa stresa kojem je izložena, kao i promene do kojih dolazi u njenom odnosu sa drugim ljudima mogu uticati na promenu njenog načina brige za dete (Sroufe, Egeland, Carlson, & Collins, 2005, prema Feldman, 2007), te bi daljim istraživanjima trebalo težiti obuhvatu većeg broja navedenih prediktora.

Kako je jedan od prvih zadataka rane brige o detetu, već u toku prenatalnog perioda, prema teoriji vezanoj za konstelaciju materinstva (Stern, 1995) razvoj majčinih kapaciteta za uspostavljanje mreže podrške staranja o detetu (pa i koroditeljskog odnosa), ostaju relevantna pitanja o načinima na koje iskustvo sa ocem i iskustva koroditeljskih odnosa u porodici porekla daju osnov za ideje vezane za ovaj aspekt uspostavljanja roditeljskog funkcionisanja. U ovom istraživanju rezultati su ukazali na pravilnost da introjektovane predstave oca i podrške uključivanju i deljenju brige između oca i majke nisu značajne za prenatalnu vezanost majke i bebe. Za koje aspekte razvoja roditeljske uloge su značajne i kada se najranije ti efekti mogu uočiti, jedno je od otvorenih pitanja za dalje istraživanje.

Procena introjektovanih iskustava iz porodice porekla na osnovu upitnika mogla bi da predstavlja jedno od ograničenja ovog istraživanja, s obzirom na či-

njenicu da upitnik kao oblik procene može imati razne manjkavosti u odnosu na metode poput intervjuja, analize narativa i životnih priča, koje omogućuju dublji uvid u mentalne reprezentacije iskustava staranja u primarnoj porodici.

Još jedna od preporuka za dalja istraživanja odnosi se i na veličinu i karakteristike uzroka. Naime, na pitanja koja se odnose na to da li određena zdravstvena stanja koja mogu da svrstaju trudnoću u kategoriju rizičnih, mogu da utiču na intenzitet i kvalitet prenatalne vezanosti, još uvek nisu ponuđeni konzistentni odgovori. Tako se u literaturi mogu naći nalazi koji govore o tome da označavanje trudnoće kao rizične ne utiče na prenatalnu vezanost (Zimmerman, 2003), dok sa druge strane, postoje i nalazi koji govore u prilog tome da rizičnost trudnoće može uticati da se kod ovih trudnica komponenta prenatalne vezanosti *odgovornost i briga* značajno razlikuje u odnosu na trudnice sa trudnoćom urednog toka (Hadžić, Vaselić, & Jojić, 2016). U tom smislu, daljim istraživanjima bi trebalo težiti da uzorkom budu obuhvaćene obe grupe trudnica kako bi se dobili potpuniji rezultati.

Reference

- Benoit, D., & Parker, K. C. H. (1994). Stability and transmission of attachment across three generations. *Child Development*, *65*, 1444–1456. doi:10.2307/1131510
- Benoit, D., Parker, K. C. H., & Zeanah, C. H. (1997). Mothers representation of their infants assessed prenatally: Stability and association with infants attachment classification. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, *38*, 307–313. doi:10.1111/j.1469-7610.1997.tb01515.x
- Brandon, A., Pitts, S., Denton, W., Stringer, A., & Evans, H. M. (2009). A history of the theory of prenatal attachment. *Journal of Prenatal and Perinatal Psychology and Health*, *23*, 201–222.
- Doan, H. McK., & Zimmerman, A. (2008). Prenatal attachment: A developmental model. *International Journal of Prenatal and Perinatal Psychology and Medicine*, *20*, 20–28.
- Dunn, J., Davies, L., O'Connor, T., & Sturgess, W. (2000). Parents' and partners' life course and family experiences: Links with parent-child relations in different family settings. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, *41*, 955–968. doi:10.1111/1469-7610.00684
- Dykes, K., & Stjerquist, K. (2001) The importance of ultrasound to first-time mothers' thoughts about their unborn child. *Journal of Reproductive and Infant Psychology*, *19*, 95–110. doi:10.1080/02646830123343
- Feldman, J. B. (2007). The effect of support expectations on prenatal attachment: An evidence-based approach for intervention in an adolescent population. *Child and Adolescent Social Work Journal*, *24*, 209–234. doi:10.1007/s10560-007-0082-0
- Fonagy, P., Steele, H., & Steele, M. (1991). Representation of attachment during

- pregnancy predict the organization of infant-mother attachment at one year of age. *Child Development*, 62, 891–905. doi:10.2307/131141
- Gau, M., & Lee, T. (2003). Construct validity of the prenatal attachment inventory: A confirmatory factor analysis approach. *Journal of Nursing Research*, 11, 177–186.
- George, C., & Solomon, J. (2008). The caregiving system: A behavioral systems approach to parenting In J. Cassidy & P. Shaver (Eds.), *Handbook of attachment* (pp. 833–856). New York: The Guilford Press.
- Hadžić, A., Veselić, N., & Jojić, D. (2016). *Relations between attachment and maternal prenatal attachment, pregnant women with healthy and high-risk pregnancies*. 12th Conference Days of Applied Psychology, Faculty of Philosophy, University of Niš, Serbia.
- Hanak, N. (2007). Prenatalna vezanost kao aspekt pripreme za roditeljstvo. U N. Hanak i A. Dimitrijević (Ur.), *Afektivno vezivanje: teorija, istraživanja, psihoterapija* (str. 149–166). Beograd: Fakultet za specijalnu edukaciju i rehabilitaciju.
- Hanak, N. (2009). Procena materinske prenatalne vezanosti. U M. Zotović, J. Petrović i I. Mihić (Ur.), *Psihološka procena porodice: Mogućnosti i ograničenja* (str. 8–21). Novi Sad: Filozofski fakultet.
- Hanak, N. (2010). *Činioci koji utiču na emocionalnu vezanost trudnica za fetus* (doktorska disertacija). Filozofski fakultet, Univerzitet u Beogradu, Srbija.
- Hanak, N. (2012). Prenatalna vezanost i psihološki procesi tokom trudnoće: Priprema za roditeljstvo. U T. Stefanović Stanojević, I. Mihić i N. Hanak (Ur.), *Afektivna vezanost i porodični odnosi: razvoj i značaj* (str. 57–80). Beograd: Centar za primenjenu psihologiju.
- Hawk, C., & Holden, G. (2006). Meta-parenting: An initial investigation into a new parental social cognition construct. *Parenting: Science and Practice*, 6, 21–42. doi:10.1207/s15327922par0604_3
- Huth Bocks, A., Levendosky, A., Bogat, A., & Von Eye, A. (2004). The impact of maternal characteristics and contextual variables on infant-mother attachment. *Child Development*, 75, 480–496. doi:10.1111/j.1467-8624.2004.00688.x
- Krampe, E., & Newton, R. (2006). The father presence questionnaire: a new measure of subjective experience of being fathered. *Fathering*, 4, 159–190. doi:10.3149/fth.0402.159
- Laxton Kane, M., & Slade, P. (2002). The role of maternal prenatal attachment in a woman's experience of pregnancy and implication for the process of care. *Journal of Reproductive and Infant Psychology*, 20, 253–266. doi:10.1080/0264683021000033174
- Lindgren, K. (2001). Relationships among maternal-fetal attachment, prenatal depression and health practices in pregnancy. *Research in Nursing and Health*, 24, 203–217. doi:10.1002/nur.1023
- Mayselless, O. (2006). *Parenting representations*. New York: Cambridge University Press. doi:10.1017/CB09780511499869

- Mihić, I. (2010). *Činioci uključenosti oca u brigu o detetu* (doktorska disertacija). Filozofski fakultet, Univerzitet u Novom Sadu, Srbija.
- Nicholson, J., Howard, K., & Borkowski, J. (2008). Mental models for parenting: Correlates of meta-parenting among fathers of young children. *Fathering, 6*, 39–61. doi:10.3149/fth.0601.39
- Parke, R. (2002). Fathers and families. In M. Bornstein (Ed.), *Handbook of Parenting, vol 3, Being and Becoming a Parent* (pp. 27–74). Mahwah, New Jersey: Erlbaum.
- Pleck, E. (2004). Two dimensions of fatherhood: The history of “good dad–bad dad” complex. In M. Lamb (Ed.), *The role of the father in child development* (pp. 32–57). New Jersey: John Wiley and Sons, Inc.
- Priel, B., & Besser, A. (2000). Adult attachment styles, early relationships, antenatal attachment and perceptions of infant temperament: A study of first-time mothers. *Personal Relationships, 7*, 291–310. doi:10.1111/j.1475-6811.2000.tb00018.x
- Raval, V., Goldberg, S., Atkinson, L., Benoit, D., Myhal, N., Poulton, L., & Zwiers, M. (2001). Maternal attachment, maternal responsiveness and infant attachment. *Infant Behavior and Development, 24*, 281–304. doi:10.1016/S0163-6383(01)00082-0
- Stern, D. (1995). *The Motherhood constellation. A unified view of parent-infant psychotherapy*. New York: Basic books.
- Zimerman, A. (2003). Prenatal attachment, empathy and cognitive adaptation to pregnancy subsequent to having a child with Down’s syndrome. *Journal of Developmental Disabilities, 10*, 141–149.

Mila Radovanović

College for preschool
teachers and sports
trainers Subotica

Ivana Mihić

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

PRENATAL ATTACHMENT IN A CONTEXT OF EXPERIENCE OF THE FAMILY OF ORIGIN

Prenatal attachment is described as a psychological bond that develops during pregnancy from mother to a fetus. Its importance is reflected in the quality of expectant mothers' care for the fetus, and it is believed that it is the precursor of the development of emotional attachment between a mother and a child, an important aspect of parental identity formation and preparation for responsible and competent parenting. Studies suggest that the patterns that form the parental identity are transmitted through experiences that are internalized and form internal working model whose components make parental representation. Therefore, the aim of this research was to examine the predictive contribution of experience from the family of origin on the development of prenatal attachment. The sample included 91 pregnant women, inpatients from the Department of Obstetrics and Gynecology in Novi Sad, who were hospitalized because of certain health problems during pregnancy. For testing prenatal attachment the Prenatal attachment scale (SPMPV: Hanak, 2009), was used while as a measure of an experience in family of origin a modified Father presence questionnaire (FPQ: Krampe & Newton, 2006) was employed. The results suggests that relationship with one's own mother has a significant contribution in predicting prenatal attachment. Such results are in line with previous research findings that characteristics of parental behavior are related with experiences with one's own parents. Those results could reflect the fact that mothers were seen as dominant caregivers in our sample. Also, modeling can play a role in transgenerational transmission of parenting.

Keywords: prenatal attachment, experience from the family of origin, mental representations of parenthood



Milan Oljača
Bojan Branovački¹
Selka Sadiković

Odsek za psihologiju,
 Filozofski fakultet,
 Univerzitet u Novom
 Sadu

SOCIJALNO POŽELJNO ODGOVARANJE I STRUKTURA LIČNOSTI – DIMENZIONALNA I TIPOLOŠKA PERSPEKTIVA²

Prvi cilj ovog rada jeste da ispita odnos socijalno poželjnog odgovaranja (SPO) sa ARC tipologijom (Asendorpf-Robins-Caspi), koja polazi od pretpostavke o tri tipa ličnosti: rezilijentnom, hiperkontrolisanom i hipokontrolisanom i testira hipotezu o povišenim skorovima na SPO kod tipa rezilijentnih. Drugi cilj ovog rada je da ispita relacije SPO sa sedam bazičnih dimenzija ličnosti. U istraživanju je učestvovalo 1322 ispitanika (51.7% ženskog pola), starosti od 18 do 77 godina (AS = 33.63). Primenjena je IPIP simulacija skale Malo verovatnih vrlina (Mvv), kao upitnička operacionalizacija SPO, i skraćena verzija upitnika Velikih Pet plus dva, koji operacionalizuje sedam leksičkih dimenzija ličnosti u srpskom jeziku. Analiza latentnih klasa je sprovedena u zajedničkom prostoru dimenzija VP+2 i Mvv. Analizom su identifikovana tri tipa ličnosti: neadaptirani, rezilijentni i suzdržani. Rezultati idu u prilog pretpostavkama o relacijama SPO i tipova ličnosti, pri čemu tip rezilijentnih postiže umereno povišene skorove na SPO, tip suzdržanih prosečne skorove, dok tip neadaptiranih postiže umereno snižene skorove na SPO. Kako bi se ispitale relacije SPO sa dimenzijama ličnosti primenjena je univarijatna analiza kovarijanse, uz kontrolu pola, starosti i obrazovanja. Rezultati potvrđuju nalaze prethodnih istraživanja o relacijama SPO sa dimenzijama ličnosti iz perspektive Petofaktorskog modela, ali takođe ukazuju na veliki značaj evaluativnih dimenzija za razumevanje SPO, koje su uz Savesnost i Ekstraverziju najbolji prediktori SPO.

Ključne reči: socijalno poželjno odgovaranje, dimenzionalni pristup, tipološki pristup, VP+2, Malo verovatne vrline

¹ Adresa autora:
 bojan.branovacki@gmail.com

Primljeno: 16. 08. 2017.

Primljena korekcija:

27. 10. 2017.

Primljena ponovna korekcija:

21. 01. 2018.

Prihvaćeno za štampu:

22. 01. 2018.

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

Socijalno poželjno odgovaranje (SPO) predstavlja jednu od aktuelnih tema u psihologiji individualnih razlika proteklih decenija (Block, 1965; Crowne & Marlowe, 1960; Edwards, 1957; Hogan & Nicholson, 1988; Kurtz, Tarquini, & Iobst, 2008; Paulhus, 2002; Wiggins, 1973). U literaturi su prisutne određene nedoslednosti u vezi sa operacionalnom definicijom (Paulhus, 2002; Uziel, 2010) i konceptualnim statusom SPO (Bollen, 2002; Paunonen & LeBel, 2012). SPO se definiše i kao distorzija u odgovaranju (npr. situaciono uslovljena) i kao dimenzija individualnih razlika (tendencija ispitanika da biranjem određenih kategorija odgovora vlastite karakteristike predstavi u skladu sa npr. socijalnim normama). Za potrebe ovog rada, termin SPO će biti isključivo upotrebljen u kontekstu dimenzije individualnih razlika, operacionalno definisane kao „tendencija ispitanika da predstavlja sebe u svetlu aktuelnih socijalnih normi i standarda“ (Zerbe & Paulhus, 1987, str. 250).

Upitničke operacionalizacije socijalno poželjnog odgovaranja

Skala Malo verovatnih vrlina - Mvv (eng. *Unlikely Virtues scale*; Tellegen, 1982) predstavlja upitničku operacionalizaciju SPO i u Telegenovom modelu ličnosti i istovremeno predstavlja samostalni indeks socijalno poželjnog odgovaranja. Drugim rečima, Mvv može biti primenjena izvan konteksta Telegenovog modela ličnosti (Patrick, Curtin, & Tellegen, 2002). Mvv meri tendenciju ispitanika da izveštava o retko prisutnim vrlinama ili da poriče često prisutne karakteristike. Povišeni skorovi na ovoj skali ukazuju na tendenciju ispitanika da upravlja impresijom drugih ljudi o vlastitim karakteristikama (Patrick et al., 2002).

U ovom radu upitničku operacionalizaciju SPO predstavlja IPIP simulacija (International Personality Item Pool, Goldberg et al., 2006) skale Malo verovatnih vrlina (IPIP Mvv). Podaci o pouzdanosti i konvergentnoj validnosti IPIP Mvv su dostupni na internet stranici: <http://ipip.ori.org/newMPQTable.htm>, i ukazuju na adekvatno funkcionisanje simulirane verzije skale.

Pored Mvv skale, dva najpoznatija i najčešće primenjivana inventara za procenu SPO su Marlov-Kraun skala socijalno poželjnog odgovaranja (Marlowe-Crowne Social Desirability Scale: MCSDS; Crowne & Marlowe, 1960) i Balansirani inventar socijalno poželjnog odgovaranja (The Balanced Inventory of Desirable Responding: BIDR; Paulhus, 1991). U odnosu na MCSDS i BIDR inventare, prednost primene IPIP Mvv, kao upitničke operacionalizacije SPO, se ogleda u tome što je IPIP Mvv znatno kraći inventar za procenu SPO, usled čega može biti lakše integrisan u upitnike namenjene proceni ličnosti, kao kontrolna skala. U odnosu na MCSDS, dodatne prednosti IPIP Mvv skale se ogledaju u tome što za njenu upotrebu nije potrebna istraživačka licenca, dok su stavke i ključ za skorovanje javno dostupni na: <http://ipip.ori.org/newMPQKey.htm#Unlikely-Virtues>. Usled navedenih prednosti, skala IPIP Mvv je odabrana kao upitnička operacionalizacija SPO.

Tipološki pristup individualnim razlikama i SPO

Tipološki pristup ili pristup usmeren na osobu (Asendorpf, Borkenau, Ostendorf, & Van Aken, 2001; Mervielde & Asendorpf, 2000; Robins, John, Caspi, Moffitt, & Stouthamer-Loeber, 1996; Roth & von Collani, 2007) polazi od pretpostavke da je osobe moguće svrstati u tipove ili klase. Individualne razlike unutar tipova su minimalne – sličan profil osobina ličnosti, dok su razlike između tipova maksimalne – različiti profili osobina ličnosti između različitih tipova. Prilikom identifikacije tipova polazi se od većeg broja bazičnih dimenzija ličnosti, koje najčešće pripadaju istom modelu ličnosti.

Tipološke studije, koje se zasnivaju na medijumu samoprocene iz referentnog okvira Petofaktorskog modela ili modela Velikih pet, najčešće ukazuju na tri tipa ličnosti: rezilijentni, hiperkontrolisani i hipokontrolisani (Costa, Herbst, McCrae, Samuels, & Ozer, 2002; Čolović, Jordanov i Nenadić, 2014). Navedeni tipovi su u relevantnoj literaturi poznate i kao ARC tipologija (Asendorpf-Robins-Caspi) (Robins et al., 1996). Iz perspektive Petofaktorskog modela, za klasu rezilijentnih je karakteristično sniženje na dimenziji Neuroticizam i povišenje na svim ostalim dimenzijama. Za tip hiperkontrolisanih je karakteristično sniženje na dimenziji Ekstraverzija, povišenje na dimenzijama Savesnost i Otvorenost i izrazito povišenje na dimenzijama Prijatnost i Neuroticizam. Tip hipokontrolisanih postiže povišene skorove na dimenzijama Ekstraverzija, Neuroticizam i Otvorenost, dok su uočljiva sniženja na dimenzijama Prijatnosti i Savesnosti (Asendorpf et al., 2001; Čolović i sar., 2014; John, Naumann, & Soto, 2008; John & Srivastava, 1999). U istraživanju domaćih autora (Sadiković, Fesl i Čolović, 2016) je identifikovan tip rezilijentnih, ali su umesto hipokontrolisanog i hiperkontrolisanih tipa identifikovani tip *suzdržanih* i tip *neadaptiranih*. Pripadnici neadaptiranog tipa postižu prosečne skorove na dimenziji Ekstraverzija, povišene skorove na dimenziji Neuroticizam i snižene skorove na dimenzijama Prijatnost, Savesnost i Otvorenost. Pripadnici klase suzdržanih imaju prosečne skorove na svim dimenzijama.

Iako postoji visok stepen konvergencije nalaza o stabilnosti izolovanih tipova primenom različite metodologije i u različitim kulturama (Alessandri et al., 2013; Asendorpf et al., 2001; Caspi & Silva, 1995; Chapman & Goldberg, 2011; Robins et al., 1996; Sadiković i sar., 2016; Schnabel, Asendorpf, & Ostendorf, 2002), ARC tipologiji je upućeno nekoliko kritika. Nalazi Ruta i Herzberga (Roth & Herzberg, 2007) ukazuju na mogućnost da je tip rezilijentnih artefakt socijano poželjnog odgovaranja, usled poklapanja profila osobina ličnosti rezilijentnog tipa sa obrascem korelacija SPO i osobina ličnosti kod istog tipa. Druga grupa nalaza indirektno ide u prilog zapažanju Ruta i Herzberga (Roth & Herzberg, 2007) i odnosi se na postignuća rezilijentnih na eksternim merama. Pripadnici rezilijentnog tipa postižu više skorove na zadovoljstvu životom, samopoštovanju, subjektivnom blagostanju i izveštavaju o višem stepenu socijalne podrške, a postižu niže skorove na autoritarnosti, izveštavaju o nižem stepenu stresa i imaju generalno manje predrasuda

(Herzberg & Roth, 2006; Roth & von Collani, 2007). Ovakav obrazac razlika autori interpretiraju kao sklonost ka SPO, koja je izražena kod klase rezilijentnih.

Dimenzionalni pristup individualnim razlikama i SPO

Dimenzionalni pristup ili pristup usmeren na varijable (Mervielde & Asendorpf, 2000; Roth & von Collani, 2007) je inkorporiran u strukturalne modele ličnosti, koji individualne razlike operacionalizuju kao stabilne dimenzije (Asendorpf et al., 2001; Matthews, Deary, & Whiteman, 2003). Osnovna pretpostavka strukturalnih modela ličnosti jeste da su razlike između osoba na pojedinačnim dimenzijama kvantitativnog karaktera, dok je „sadržaj“ dimenzije suštinski identičan za svaku osobu. Cilj dimenzionalnih modela je da identifikuju bazične osobine ličnosti koje mogu da objasne značajan opseg interindividualnih razlika (Čolović i sar., 2014).

Modeli ličnosti koji postuliraju pet bazičnih dimenzija predstavljaju dominantnu istraživačku paradigmu u aktuelnim empirijskim istraživanjima iz oblasti individualnih razlika. Relacije bazičnih osobina ličnosti i SPO su bile predmet velikog broja istraživanja (Furnham, 1997; Holden & Passey, 2010; Kurtz et al., 2008; McCrae & Costa, 1983; Ones, Viswesvaran, Vish, & Reiss, 1996; Roth & Herzberg, 2007; Smith & Ellingson, 2002), bez obzira da li je reč o upitničkim operacionalizacijama modela Velikih pet ili Petofaktorskog modela. Integracija ranijih istraživanja ukazuje na zaključak da je SPO u umereno snažnoj i negativnoj relaciji sa dimenzijom Neuroticizam, dok je u umerenoj pozitivnoj relaciji sa dimenzijom Prijatnost. SPO nije povezan sa dimenzijom Otvorenost. Kada je reč o relacijama sa dimenzijama Ekstraverzija i Savesnost, većina dosadašnjih istraživanja ukazuje na značajne, pozitivne relacije slabog intenziteta (Furnham, 1997; Holden & Passey, 2010; Kurtz et al., 2008; McCrae & Costa, 1983; Ones et al., 1996; Roth & Herzberg, 2007; Smith & Ellingson, 2002).

Pored dominantno prisutne petofaktorske strukture ličnosti (Goldberg, 1990; McCrae & Costa, 1992), kroskulturalna istraživanja iz psiholeksičke paradigme ukazuju na adekvatnost šestofaktorske (Ashton et al., 2006) i sedmofaktorske (Almagor, Tellegen, & Waller, 1995; Benet & Waller, 1995; Smederevac, Mitrović & Čolović, 2007) strukture ličnosti. Smer i snaga relacije SPO i dimenzija petofaktorskih modela je veoma slična relacijama SPO sa pet komplementarnih dimenzija HEXACO modela. Najveća razlika između petofaktorskih i HEXACO modela se ogleda u dimenziji Poštenje-skromnost, čiji sadržaj se odnosi na iskrenost, odsustvo manipulativnih ponašanja, poštovanje pravila kao i odsustvom potrebe za prestižom i povlasticama (Lee & Ashton, 2016). Dimenzija Poštenje-skromnost se pokazuje kao jedan od najboljih prediktora SPO, kada je reč o HEXACO modelu (De Vries, Zettler, & Hilbig, 2013). Međutim, ne postoje radovi koji dovode u vezu SPO i bazične dimenzije operacionalizovane sedmofaktorskim modelom ličnosti. Sedmofaktorski modeli, pored pet dimenzija koje su po sadržaju slične dimen-

zijama modela Velikih pet, obuhvataju i dve samoevaluativne dimenzije: Pozitivna i Negativna valenca. Pozitivna valenca obuhvata indikatore koji se odnose na narcističke tendencije i pozitivnu sliku o sebi, dok Negativna valenca obuhvata indikatore koji se odnose na manipulativnost i negativnu sliku o sebi (Čolović, Smederevac i Mitrović, 2014).

Ciljevi istraživanja

Glavni cilj ovog rada jeste da se ispita odnos SPO sa ARC tipologijom i testira hipoteza o povišenim skorovima na SPO kod tipa rezilijentnih. Potvrda postavljene hipoteze bi išla u prilog konzistentnim relacijama ARC tipologije sa SPO, koje su nezavisne od upitničke operacionalizacije SPO i bazičnih osobina ličnosti, kao i primenjenih metoda analize podataka. Sekundarni cilj ovog rada je da se ispituju relacije SPO sa sedam bazičnih dimenzija ličnosti. Dosadašnja istraživanja su bila ograničena na ispitivanje relacija sa pet (npr. McCrae & Costa, 1983) ili šest (npr. De Vries, Zettler, & Hilbig, 2013) bazičnih dimenzija ličnosti sa SPO, operacionalizovanim u kontekstu MCSDS i BIDR skala (Crowne & Marlowe, 1960; Goldberg, 1990; Paulhus, 1991). Potvrda ranijih nalaza, primenom različitih upitničkih operacionalizacija osobina ličnosti i SPO, može biti shvaćena kao robustnost relacija SPO i bazičnih osobina ličnosti. Pretpostavlja se negativna relacija sa dimenzijama Neuroticizam i Agresivnost i pozitivne relacije sa dimenzijama Ekstraverzija i Savesnost, kao i odsustvo relacije sa dimenzijom Otvorenost. Kada je reč o evaluativnim dimenzijama, usled njihove sličnosti sa dimenzijom Poštenje-skromnost iz HEXACO modela, koja ostvaruje pozitivnu relaciju sa SPO, očekuje se pozitivna relacija SPO sa Pozitivnom valencom i negativna relacija SPO sa Negativnom valencom.

Metod

Uzorak i procedura

U istraživanju je učestvovalo 1322 ispitanika, starosti od 18 do 77 godina ($AS = 33.63$, $SD = 12.21$), pri čemu je 684 (51.7%) ispitanika ženskog pola. Ispitanici su na osnovu stečenog obrazovanja podeljeni u 7 kategorija: (1) ispitanici sa završenom osnovnom školom (4.2%), (2) ispitanici sa završenom srednjom školom (19.4%), (3) ispitanici sa završenom visokom ili višom školom (13.6%), (4), studenti (19.7%), (5) završene osnovne studije (20.1%), (6) master, magistarske (15.4%), i (7) doktorske studije (7.5%). Uzorak je prikupljen prigodnom metodom. Istraživanje je bilo anonimno i svi ispitanici potpisali su saglasnost za učešće. Upitnik VP+2 i skala Mvv zadavani su odvojeno, pri čemu su stavke skale Mvv bile nasumice izmešane sa drugim inventarom za procenu ličnosti koji nije korišćen u ovom radu.

Instrumenti

Upitnik Velikih pet plus dva – skraćena verzija (VP+2-70: Čolović, Smederevac i Mitrović, 2014). Ovaj instrument namenjen je proceni sedam osnovnih dimenzija ličnosti: Neuroticizam, Ekstraverzija, Agresivnost, Otvorenost, Saveznost, Pozitivna Valenca i Negativna Valenca. Originalni instrument VP+2 nastao je kao rezultat druge psiholeksičke studije sprovedene u srpskom jeziku, u skladu sa nerestriktivnom metodologijom selekcije početnog skupa deskriptora ličnosti (Waller, 1999). Sve stavke formulisane su kao kratke rečenice, a upitnik ima 70 stavki (10 stavki po dimenziji) na koje se odgovara na petostepenoj Likertovoj skali. Koeficijenti pouzdanosti prikazani su u Tabeli 1.

IPIP simulacija upitnika Multidimensional Personality Questionnaire (MPQ: Tellegen, 1995/2003) – Skala Malo verovatnih vrlina (Mvv). Skala Mvv namenjena je proceni tendencije ispitanika ka davanju socijalno poželjnih odgovora. IPIP Mvv su preveli istraživači Centra za bihejvioralnu genetiku, Filozofskog fakulteta u Novom Sadu, metodom povratnog prevoda (eng. *back translations*) i dostupna je na: <http://www.ipiptesting.ml/>. U IPIP simulaciji instrumenta ova skala sastoji se od 17 stavki i predstavlja meru tendencije ka ostavljanju utiska. Skala sadrži 12 pozitivno usmerenih stavki (npr. „Nikada ne odustajem“) i 5 negativno usmerenih stavki (npr. „Imam neke loše navike“). Kompletan prikaz skale se nalazi u Prilogu A. Sve stavke formulisane su u kratkom rečeničnom formatu na koje se odgovara na petostepenoj Likertovoj skali. Koeficijent pouzdanosti je umereno visok i prikazan je u Tabeli 1. Pouzdanost skale je u skladu sa rezultatima dobijenim u ranijim istraživanjima (Goldberg et al., 2006; Hurtz & Alliger, 2002).

Plan analize podataka

U cilju utvrđivanja broja i sadržaja latentnih klasa sprovedeno je finitno normalno mešovito modelovanje (eng. *finite normal mixed modeling*), odnosno analiza latentnih klasa (LCA), u R paketu Mclust (Scrucca, Fop, Murphy, & Raftery, 2016). Navedena procedura generiše rešenja sa od jedan do devet latentnih klasa, koje se razlikuju po distribuciji (sferična, dijagonalna, eliposidna), volumenu (varijabilan ili jednak), obliku (varijabilan ili jednak) i orijentaciji (paralelna sa koordinatnim osama, varijabilna ili jednaka). Na osnovu Bejzijanskog informativnog kriterijuma (BIC) se odabira optimalno rešenje. Navedeni kriterijum je najpodesniji, jer omogućava direktno poređenje između različitih rešenja (Fraleay & Raftery, 2002; Scrucca et al., 2016). Varijable na osnovu kojih je sprovedena analiza latentnih klasa bile su skorovi na osobinama ličnosti upitnika VP+2 i skor na skali Mvv.

Serija univarijatnih analiza varijanse (ANOVA) sprovedena je u cilju ispitivanja razlika među latentnim klasama. U svakoj od analiza grupišuća varijabla je bila pripadnost latentnim klasama, a zavisne varijable bile su pojedinačni skorovi na osobinama ličnosti i skor na Mvv. Za ispitivanje relacija između osobina ličnosti sa socijalno poželjnim odgovaranjem korišćena je analiza kovarijanse (ANCOVA).

Kao zavisna varijabla (kriterijum) korišćen je skor na skali Mvv, a kao kovarijati (prediktori) u analizu su uneti skorovi na dimenzijama ličnosti VP+2. Pol, obrazovni status i starost su, takođe, uključeni u analizu kao prediktorske varijable, kako bi se kontrolisao efekat sociodemografskih obeležja ispitanika. Kako bi se dobile pouzdanije procene parametara u analizi kovarijanse, sprovedeno je samouzorkovanje (eng. *bootstrap*) na 5000 uzoraka koristeći nivo pouzdanosti od 95% i BCa (eng. *Bias corrected accelerated*) opciju. BCa podrazumeva izračunavanje intervala pouzdanosti koji su prilagođeni u odnosu na pristrasnost i ubrzanje uzoračke distribucije. U odnosu na sugestiju Pričera i Hejza (Preacher & Hayes, 2004) značajnost prediktora biće određena ukoliko interval poverenja od 95% ne obuhvata nulu.

Rezultati

Deskriptivni pokazatelji

Osnovni deskriptivni pokazatelji i koeficijenti korelacije za dimenzije ličnosti VP+2-70 i Mvv prikazani su u Tabeli 1. Vrednosti spljoštenosti i zakošenosti kreću se u preporučenom opsegu (± 1.5 ; Tabachnick & Fidell, 2013), te je zaključeno je da se podaci normalno distribuiraju. Pouzdanost svih skala ispitana na osnovu interne konzistentnosti (Kronbahova α) je zadovoljavajuća do veoma visoka.

Tabela 1

Deskriptivni pokazatelji varijabli u istraživanju i koeficijent korelacije (N = 684)

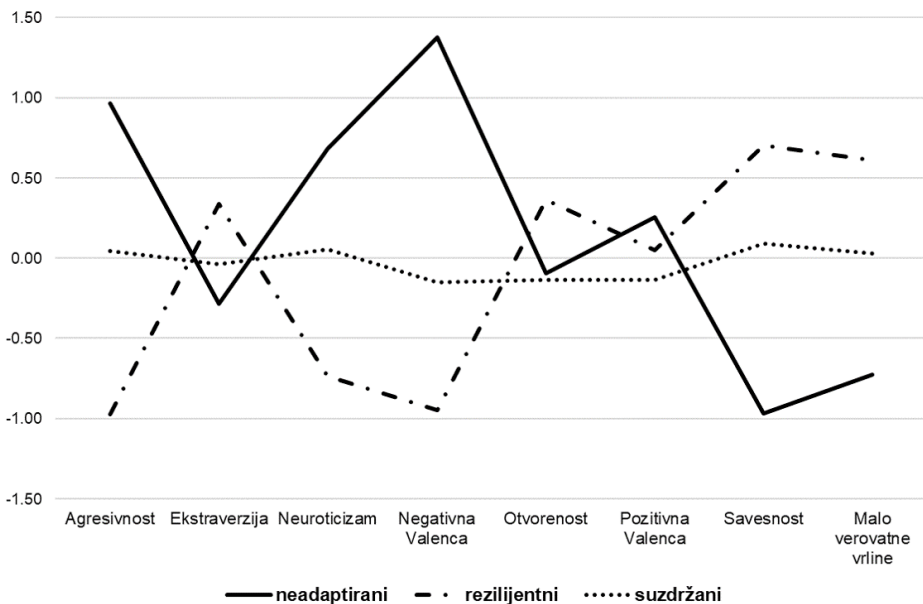
Varijable	AS	SD	α	Korelacije							
				1	2	3	4	5	6	7	8
1. Agresivnost	25.70	8.16	.87	1	-.13	.45	.57	-.05	.13	-.25	-.25
2. Ekstraverzija	39.23	6.32	.85		1	-.35	-.14	.39	.39	.29	.38
3. Neuroticizam	22.39	7.93	.97			1	.37	-.24	-.22	-.34	-.39
4. Negativna Valenca	16.95	5.92	.80				1	-.07	.18	-.42	-.40
5. Otvorenost	39.26	5.93	.78					1	.43	.26	.26
6. Pozitivna Valenca	31.49	7.00	.85						1	.20	.26
7. Savesnost	38.46	7.65	.88							1	.59
8. Malo verovatne vrline	57.23	8.25	.76								1

Napomena. Teorijski raspon skorova: 10 – 50 za dimenzije VP+2, 17-85 za Malo verovatne vrline; Sve korelacije su značajne na nivou $p < .05$, ili strožem.

Određivanje latentnih klasa i ispitivanje razlika među latentnim klasama

Rezultati analize latentnih klasa (LCA) ukazuju na identifikaciju tri latentne klase koje su definisane na osnovu osobina ličnosti VP+2-70 i Mvv, pri čemu je po BIC (-68231) kriterijumu najbolje rešenje sa elipsoidnom distribucijom, različitim volumenom i različitim oblika. Drugi i treći model sa najboljim fitom imali su BIC vrednosti od -68274.5 (5 latentnih klasa) i -68282.3 (6 latentnih klasa).

Prvu latentnu klasu ($n = 303$) karakterišu ispitanici koji imaju povišenja na dimenzijama Agresivnost, Neuroticizam i Negativna Valenca, dok snižene skorove imaju na dimenzijama Savesnost i Malo verovatne vrline. Profil druge klase ($n = 330$) karakterišu povišenja na Savesnosti i Malo verovatnim vrlinama, a sniženja su prisutna na Neuroticizmu, Negativnoj Valenci i Agresivnosti. Za treću grupu ($n = 660$) karakteristični su skorovi bliski prosečnim na svim dimenzijama (Grafik 1). Po uzoru na istraživanje u kome su dobijeni vrlo slični rezultati (Sadiković i sar., 2016) preuzeti su nazivi klasa koje su koristili pomenuti autori, te je prva grupa imenovana kao klasa neadaptiranih, druga kao klasa rezilijentnih, a treća kao klasa suzdržanih.



Grafikon 1. Latentni profili ispitanika u prostoru dimenzija upitnika VP+2-70 i skale Mvv.

Ispitivanje razlika (ANOVA) ukazuje da statistički značajne razlike između klasa postoje na svim dimenzijama ličnosti (Prilog B), kao i na dimenziji Malo

verovatnih vrline (Tabela 2). Veličine efekta razlika među klasama u odnosu na Koenove kriterijume (Cohen, 1988) su velike za dimenzije Agresivnost, Neuroticizam, Negativna Valenca, Savesnost i Malo verovatne vrline, a male za dimenzije Ekstraverzija, Otvorenost i Pozitivna Valenca. Post Hoc testiranje ukazuje da postoje razlike između svih pojedinačnih grupa, osim između grupe neadaptiranih i suzdržanih na dimenziji Otvorenost (Tabela 2).

Tabela 2

Razlike među klasama na dimenzijama Velikh pet plus dva i Malo verovatnim vrlinama (N = 684)

Varijabla	ANOVA			Post Hoc test (Scheffé)
	$F(2,1319)$	p	η_p^2	
Agresivnost	542.55	.000	.451	N > R, S > R, N > S
Ekstraverzija	33.07(2,1319)	.000	.048	N < R, S < R, N < S
Neuroticizam	212.73(2,1319)	.000	.244	N > R, S > R, N > S
Negativna Valenca	1328.68(2,1319)	.000	.668	N > R, S > R, N > S
Otvorenost	30.33(2,1319)	.000	.044	N < R, S < R
Pozitivna Valenca	16.75(2,1319)	.000	.025	N > R, S < R, N > S
Savesnost	343.22(2,1319)	.000	.342	N < R, S < R, N < S
Malo verovatne vrline	179.43(2,1319)	.000	.214	N < R, S < R, N < S

Napomena. N = neadaptirani; R = rezilijentni; S = suzdržani.

Relacije između pola, starosti, obrazovnog statusa i osobina ličnosti sa socijalno poželjnim odgovaranjem

Ispitivanje ovih relacija (ANCOVA) ukazuje da značajne univarijatne efekte na zavisnu varijablu - skalu Mvv, ostvaruju Ekstraverzija, Neuroticizam, Negativna Valenca, Pozitivna Valenca, Savesnost, obrazovanje i starost (Tabela 3). Sve nezavisne varijable su u analizu uvedene kao prediktori (kovarijati).

Tabela 3

Parcijalni doprinosi prediktora u odnosu na socijalno poželjno odgovaranje dobijeni metodom samouzorkovanja (N = 684)

Varijabla	F(1,1308)	p	β	BCa 95% interval pouzdanosti		η_p^2
				Donji	Gornji	
Agresivnost	1.08	.299	.028	-.023	.080	.001
Ekstraverzija	30.34	.000	.134**	.084	.183	.023
Neuroticizam	22.23	.000	-.120**	-.168	-.069	.017
Neg. valenca	55.30	.000	-.207**	-.263	-.151	.041
Otvorenost	3.53	.061	.045	-.003	.095	.003
Poz. valenca	28.44	.000	.136**	.078	.193	.021
Savesnost	240.87	.000	.395**	.344	.446	.156
Pol	2.15	.143	.060	-.017	.143	.002
Obrazovanje	16.51	.000	-.086**	-.129	-.043	.012
Starost	4.48	.034	.047*	.001	.093	.003

Napomena. BCa = Korekcija pristrasnosti uzoračkog ubrzanja; η_p^2 = parcijalna kvadrirana eta.

** p < .001. * p < .05.

Parcijalni doprinosi prediktora prikazani su u Tabeli 3. Skup prediktora objašnjava približno 46% varijanse kriterijuma. Kao značajni u predikciji socijalno poželjnog odgovaranja se pokazuju dimenzije Ekstraverzija, Pozitivna Valenca i Savesnost u pozitivnom smeru, i Neuroticizam i Negativna Valenca u negativnom smeru. Kao značajne za predikciju pokazuju se i kontrolne varijable obrazovanje i starost. Starije osobe, kao i osobe sa nižim nivoima obrazovanja pokazuju tendenciju ka davanju više socijalno poželjnih odgovora. Veličina efekta, u odnosu na Koenove kriterijume (Cohen, 1988), je jaka za dimenziju Savesnost, a slaba za sve ostale varijable.

Diskusija

Dobijena tri tipa ličnosti, na osnovu konstelacije osobina unutar svakog tipa, su imenovana kao u prethodnom domaćem istraživanju (Sadiković i sar., 2016): neadaptirani, suzdržani i rezilijentni tip. Neadaptirani tip karakteriše pojedince koji imaju povišenu agresivnost, emocionalno su nestabilni i imaju nisko mišljenje o sebi, udruženo sa niskom savesnošću i socijalnom kontrolom. Ovakvi pojedinci imaju i sniženu tendenciju da se prikažu u socijalno poželjnom svetlu, usled verovatno opšte nebrige o tome kako društvo na njih gleda. Značajnu determi-

nantu neadaptiranog ponašanja izgleda predstavljaju neprihvatanje socijalnih normi, manipulativnost i generalno niska potreba za prilagođavanjem društvenim i moralnim standardima. Suzdržani tip se može nazvati i neupadljivim tipom, s obzirom na to da na svim dimenzijama ličnosti ostvaruje uglavnom prosečne skorove. Konstelacija osobina u okviru tipa suzdržanih govori u prilog doprinosu prosečnog aktiviteta, kao i prosečno izraženog socijalno poželjnog odgovaranja, kontrolisanom ponašanju i suzdržanom stavu u odnosima s drugim ljudima. Ovakvi pojedinci se uglavnom drže „po strani“ i suzdržani su i u predstavljanju sebe na način koji je najpoželjniji u njihovom okruženju.

Dobijeni rezultati potvrđuju pretpostavku da tip rezilijentnih pokazuje najizraženije SPO. S obzirom na to da je u ovom istraživanju operacionalizaciju SPO predstavljala skala Mvv koja podrazumeva upravljanje impresijom, ali ne i samoobmanjivanje, može se izneti zaključak da generalno postoji određeni standard u odnosu na to šta znače pozitivne lične karakteristike – osoba koja je emocionalno stabilna, neagresivna i prijatna prema drugima, nisko manipulativna, savesna i organizovana, koja se predstavlja u svetlu aktuelnih socijalnih normi i standarda, jeste osoba koja se smatra primerom adaptiranog i poželjnog obrasca ponašanja. Pojedinci koji su vešti u procesuiranju socijalnih normi i njihovoj primeni, prikazuju se na testovima ličnosti (i najverovatnije u svakodnevnom životu) upravo u ovom svetlu. Rezilijentnim pojedincima je stalo do društva i slike o sebi koju u takvom društvu ostvaruju. Potvrda navedene hipoteze, primenom različite metodologije i upitničkih operacionalizacija osobina ličnosti i SPO, ide u prilog nalazima Ruta i Herzberga (Roth & Herzberg, 2007), ali i ukazuje na zaključak da su dobijeni nalazi nezavisni od primenjene metodologije. Ovakvi nalazi navode na važno pitanje istaknuto od strane pomenutih autora, a to je mogućnost da je tip rezilijentnih pojedinaca ustvari artefakt socijalno poželjnog odgovaranja. Ovakvim tipom istraživanja se ne može dati konačan odgovor na ovu dilemu, ali izgleda da je postojanje takve dileme opravdano, i da se može generalizovati i na druge operacionalizacije osobina ličnosti.

Potvrda većine ranijih nalaza (Furnham, 1997; Holden & Passey, 2010; Kurtz et al., 2008; McCrae & Costa, 1983; Ones et al., 1996; Roth & Herzberg, 2007; Smith & Ellingson, 2002) o vezi između socijalno poželjnog odgovaranja i osobina ličnosti u ovoj studiji, primenom različitih upitničkih operacionalizacija osobina ličnosti i SPO, može biti shvaćena kao robustnost relacija SPO i bazičnih osobina ličnosti. Malo verovatne vrline u socijalno poželjnom odgovaranju predviđaju se na osnovu visokog aktiviteta, socijalnosti, emocionalne stabilnosti, savesnosti i organizovanosti, te visokog mišljenja o sebi i niske manipulativnosti. Dakle, osobe koje su socijalne, društvene, usmerene ka drugim ljudima i interpersonalnim relacijama, a pri tom savesne, adaptirane, samouverene, razumeju i poštuju socijalne i moralne norme i imaju pozitivno mišljenje o sebi, pokazuju tendenciju da se prikazuju u socijalno poželjnom svetlu u svakodnevnom funkcionisanju. Ovakav obrazac relacija implicira „savršenog“ pojedinca, kome je istovremeno stalo do sebe, drugih, i poštovanja društvenog sistema u kome živi. Može se reći da je ovakva osoba adaptirana i predstavlja pravi prototip vrednosnog sistema

društva u kome živimo. Neočekivan je rezultat o nepostojanju povezanosti između SPO i Agresivnosti, jer je veza između SPO i Prijatnosti potvrđena u nekolicini studija (Furnham, 1997; Holden & Passey, 2010; Kurtz, et al., 2008; McCrae & Costa, 1983; Ones et al., 1996; Roth & Herzberg, 2007; Smith & Ellingson, 2002). Naime, iako se Agresivnost smatra negativnim polom dimenzije Prijatnost, pretpostavka je da sadržinski dimenzija Agresivnosti iz upitnika VP+2 sadrži druge markere, koji nisu samo suprotnost prijatnosti, već predstavljaju specifične indikatore agresivnog ponašanja i da je iz tih razloga ova veza izostala. Na primer, u studijama koje su ispitivale povezanosti između dimenzija merenih upitnikom VP+2 i drugim operacionalizacijama modela velikih pet i velikih sedam korelacije između agresivnosti i prijatnosti su slabog do umerenog negativnog intenziteta ($r = -.19$ do $-.46$) (Branovački i Sadiković, 2017; Čolović i sar., 2014).

U kontekstu poređenja tipološkog i dimenzionalnog pristupa u odnosu na socijalno poželjno odgovaranje, moguće je izneti indirektan zaključak da oba pristupa adekvatno opisuju SPO. Dimenzionalni pristup objašnjava gotovo 50% varijanse individualnih razlika na dimenziji SPO, dok tipološki pristup na jasan način ukazuje na razlike tipova ličnosti u odnosu na tendenciju prikazivanja sebe u socijalno poželjnom svetlu.

Doprinos ovog rada, u kontekstu dileme da li je rezilijentni tip samo artefakt SPO, primarno je metodološkog karaktera. Promena upitničke operacionalizacija SPO (Mvv umesto BIDR ili MSCSM skale) i modela ličnosti (sa dodatkom evaluativnih dimenzija), kao i metode analize podataka, govore u prilog tome da nalazi koje dobijaju Rut i Herzberg (Ruth & Herzberg, 2007) nisu artefakt primenjenih instrumenata. Da bi se dobio konačan odgovor na ovo pitanje, naredno istraživanje bi trebalo dizajnirati tako da je moguće pružiti odgovor na pitanja da li klasa rezilijentnih postiže: (1) povišene skorove "pozitivnim" merama (npr. subjektivno blagostanje, zadovoljstvo životom, pozitivne emocije); (2) snižene skorove u odnosu na preostale klase, na "negativnim" merama (npr. depresivnost, operacionalizovana kao crta ličnosti, agresivnost, tuga, itd.); kao i da li postoji odsustvo razlika između klase rezilijentnih i preostalih klasa na eksternim kriterijumima tj. životnim ishodom koji prevazilaze samoprocenu (npr. mesečni prihodi, napredovanje u karijeri, uspeh tokom školovanja/studija, kvalitet interpersonalne interakcije, odnosi u braku, stilovi vaspitanja dece) i uopšteno odgovoru i adaptaciji rezilijentnog pojedinca na različite razvojne krize i izazove tokom života.

Reference

- Alessandri, G., Vecchione, M., Donnellan, B. M., Eisenberg, N., Caprara, G., & Cicciuch, J. (2013). On the cross-cultural replicability of the resilient, undercontrolled, and overcontrolled personality types. *Journal of Personality, 82*, 340–353. doi: 10.1111/jopy.12065

- Almagor, M., Tellegen, A., & Waller, N. G. (1995). The Big Seven Model: A crosscultural replication and further exploration of the basic dimensions of natural language trait descriptors. *Journal of Personality and Social Psychology, 69*, 300–307. doi: 10.1037//0022-3514.69.2.300
- Asendorpf, J. B., Borkenau, P., Ostendorf, F., & van Aken, M. A. G. (2001). Carving personality description at its joints: confirmation of three replicable personality prototypes for both children and adults. *European Journal of Personality, 15*, 169–198. doi: 10.1002/per.408
- Ashton, M. C., Lee, K., de Vries, R. E., Perugini, M., Gnisci, A., & Sergi, I. (2006). The HEXACO model of personality structure and indigenous lexical personality dimensions in Italian, Dutch, and English. *Journal of Research in Personality, 40*, 851–875. doi: 10.1016/j.jrp.2005.06.003
- Benet, V., & Waller, N. G. (1995). The Big Seven Factor Model of personality description: Evidence for its cross-cultural generality in a Spanish sample. *Journal of Personality and Social Psychology, 69*, 701–718. doi: 10.1037/0022-3514.69.4.701
- Block, J. (1965). *The challenge of response sets*. New York: Appleton Century-Crofts.
- Bollen, K. A. (2002). Latent variables in psychology and the social sciences. *Annual Review of Psychology, 53*, 605–634. doi: 10.1146/annurev.psych.53.100901.135239.
- Branovački, B. i Sadiković, S. (2017). *Primena i validacija SAPA tehnologije na srpskom uzorku*. Prezentovano na naučno-stručnom skupu Savremeni trendovi u psihologiji, Novi Sad, Srbija.
- Caspi, A., & Silva, P. A. (1995). Temperamental qualities at age three predict personality traits in young adulthood: Longitudinal evidence from a birth cohort. *Child Development, 66*, 486–498. doi: 10.2307/1131592
- Chapman, B. P., & Goldberg, L. R. (2011). Replicability and 40-year predictive power of childhood ARC types. *Journal of Personality and Social Psychology, 101*, 593–606. doi: 10.1037/a0024289
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Earlbaum Associates. doi: 10.4324/9780203771587
- Costa, P. T., Herbst, J. H., McCrae, R. R., Samuels, J., & Ozer, D. J. (2002). The replicability and utility of three personality types. *European Journal of Personality, 16*, 73–87. doi: 10.1002/per.448
- Crowne, D. P., & Marlowe, D. (1960). A new scale of social desirability independent of psychopathology. *Journal of Consulting Psychology, 24*, 349–354. doi: 10.1037/h0047358
- Čolović P., Smererevac, S. i Mitrović, D. (2014). Velikih pet plus dva: validacija skraćene verzije. *Primenjena psihologija* 7(dodatak), 227–254. doi: 10.19090/pp.2014.3-1.227-254
- Čolović, P., Jordanov, M. i Nenadić, F. (2014). Tipovi ličnosti u okviru modela velikih pet: poređenje rešenja dobijenih klaster analizom i analizom latentnih profila. *Primenjena psihologija, 2*, 203–219. doi: 10.19090/pp.2015.2.203-219

- De Vries, R. E., Zettler, I., & Hilbig, B. E. (2013). Rethinking Trait Conceptions of Social Desirability Scales. *Assessment, 21*, 286–299. doi:10.1177/1073191113504619
- Edwards, A. L. (1957). *The social desirability variable in personality assessment and research*. New York: Dryden Press.
- Fraley, C., & Raftery, A. E. (2002). Model-Based Clustering, Discriminant Analysis, and Density Estimation. *Journal of the American Statistical Association, 97*(458), 611–631. doi: 10.1198/016214502760047131
- Furnham, A. (1997). *The Psychology of Behaviour at Work*. Hove: Psychology Press.
- Goldberg, L. R. (1990). An alternative "description of personality": the Big-five factor structure. *Journal of personality and social psychology, 59*(6), 1216–1229. doi: 10.1037//0022-3514.59.6.1216
- Goldberg, L. R., Johnson, J. A., Eber, H. W., Hogan, R., Ashton, M. C., Cloninger, C. R., & Gough, H. C. (2006). The International Personality Item Pool and the future of public-domain personality measures. *Journal of Research in Personality, 40*, 84–96. doi: 10.1016/j.jrp.2005.08.007
- Herzberg, P., & Roth, M. (2006). Beyond resilient, undercontrollers, and overcontrollers? An extension of personality prototype research. *European Journal of Personality, 20*, 5–28. doi: 10.1002/per.557
- Hogan, R., & Nicholson, R. A. (1988). The meaning of personality test scores. *American Psychologist, 43*, 621–626. doi: 10.1037//0003-066x.43.8.621
- Holden, R. R., & Passey, J. (2010). Socially desirable responding in personality assessment: Not necessarily faking and not necessarily substance. *Personality and Individual Differences, 49*(5), 446–450. doi: 10.1016/j.paid.2010.04.015
- Hurtz, G. M., & Alliger, G. M. (2002). Influence of Coaching on Integrity Test Performance and Unlikely Virtues Scale Scores. *Human Performance, 15*(3), 255–273. doi: 10.1207/S15327043HUP1503_02
- 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 2* (pp. 102–138). New York: Guilford Press.
- John, O. P., Naumann, L. P., & Soto, C. J. (2008). Paradigm shift to the integrative big five trait taxonomy. *Handbook of personality: Theory and research, 3*, 114–158.
- Kurtz, J. E., Tarquini, S. J., & Iobst, E. A. (2008). Socially desirable responding in personality assessment: Still more substance than style. *Personality and Individual Differences, 45*(1), 22–27. doi: 10.1016/j.paid.2008.02.012
- Lee, K., & Ashton, M. C. (2016). Psychometric Properties of the HEXACO-100. *Assessment, 1*–15. doi:10.1177/1073191116659134
- Matthews, G., Deary, I. J., & Whiteman, M. C. (2003). *Personality Traits*. Cambridge: Cambridge University Press.
- McCrae, R. R., & Costa, P. T. (1983). Social desirability scales: More substance than style. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 51*(6), 882–888. doi: 10.1037//0022-006X.51.6.882

- Mervielde, I., & Asendorpf, J. (2000). Variable-centered and person-centered approaches to childhood personality. *Advances in Personality Psychology, 1*, 37–76.
- Ones, D., Viswesvaran, C., Vish, D., & Reiss, A. (1996). The Role of Social Desirability in Personality Testing for Personnel Selection. *Journal of Applied Psychology, 81*, 660–679. doi: 10.1037/0021-9010.81.6.660
- Patrick, C. J., Curtin, J. J., & Tellegen, A. (2002). Development and validation of a brief form of the Multidimensional Personality Questionnaire. *Psychological assessment, 14*(2), 150. doi: 10.1037//1040-3590.14.2.150
- Paulhus, D. L. (1991). Measurement and control of response bias. In J. P. Robinson, P. R. Shaver, & L. S. Wrightsman (Eds.), *Measures of personality and social psychological attitudes* (pp. 17–59). San Diego, CA: Academic Press. doi: 10.1016/b978-0-12-590241-0.50006-x
- Paulhus, D. L. (2002). Socially desirable responding: The evolution of a construct. In H. I. Braun, D. L. Jackson, & D. E. Wiley (Eds.), *The role of psychological constructs in psychological and educational measurement* (pp. 49–69). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Paunonen, S. V., & LeBel, E. P. (2012). Socially desirable responding and its elusive effects on the validity of personality assessments. *Journal of Personality and Social Psychology, 103*(1), 158–175. doi: 10.1037/a0028165
- Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2004). SPSS and SAS procedures for estimating indirect effects in simple mediation models. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers, 36*(4), 717–731. doi: 10.3758/BF03206553
- Robins, R. W., John, O. P., Caspi, A., Moffitt, T. E., & Stouthamer-Loeber, M. (1996). Resilient, overcontrolled, and undercontrolled boys: Three replicable personality types. *Journal of Personality and Social Psychology, 70*, 157–171. doi: 10.1037//0022-3514.70.1.157
- Roth, M., & Herzberg, P. Y. (2007). The resilient type: 'Simply the best' or merely an artifact of social desirability? *Psychology Science, 49*(2), 150–167.
- Roth, M., & von Collani, G. (2007). A head-to-head comparison of Big-Five types and traits in the prediction of social attitudes: Further evidence for a five-cluster typology. *Journal of Individual Differences, 28*, 138–149. doi: 10.1027/1614-0001.28.3.138
- Sadiković, S., Fesl, D. i Čolović, P. (2016). Tipovi ličnosti na novoj teritoriji: analiza latentnih profila u prostoru tri psiholeksička modela ličnosti. *Primenjena psihologija, 9*, 41–61. doi: 10.19090/pp.2016.1.41-61
- Schnabel, K., Asendorpf, J. B., & Ostendorf, F. (2002). Replicable types and subtypes of personality: German NEO PI-R versus NEO-FFI. *European Journal of Personality, 16*, 7–24. doi: 10.1002/per.445
- Scrucca, L., Fop, M., Murphy, T. B., & Raftery, A. E. (2016). mclust 5: Clustering, Classification and Density Estimation Using Gaussian Finite Mixture Models. *The R Journal, 8*(1), 289–317.

- Smederevac, S., Mitrović, D., & Čolović, P. (2007). The structure of the lexical personality descriptors in Serbian language. *Psihologija, 40*, 485–508. doi: 10.2298/psi0704485s
- Smith, D. B., & Ellingson, J. E. (2002). Substance versus style: a new look at social desirability in motivating contexts. *The Journal of applied psychology, 87*(2), 211–219. doi: 10.1037//0021-9010.87.2.211
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using Multivariate Statistics*, 6th ed. Boston: Pearson.
- Tellegen, A. (1982). *Brief manual for the Multidimensional Personality Questionnaire*. Unpublished manuscript. Minneapolis: University of Minnesota.
- Tellegen, A. (1995/2003). *Multidimensional Personality Questionnaire–276 (MPQ-276) test booklet*. Minneapolis: University of Minnesota Press.
- Uziel, L. (2010). Rethinking Social Desirability Scales: From Impression Management to Interpersonally Oriented Self-Control. *Perspectives on Psychological Science: A Journal of the Association for Psychological Science, 5*(3), 243–262. doi: 10.1177/1745691610369465
- Waller, N. G. (1999). Evaluating the structure of personality. In C. R. Cloninger (Ed.), *Personality and psychopathology* (pp. 155–197). Washington, DC: American Psychiatric Press.
- Wiggins, J. S. (1973). *Personality and prediction: Principles of personality assessment*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- Zerbe, W. J., & Paulhus, D. L. (1987). Socially desirable responding in organizational behavior: A reconception. *Academy of Management Review, 12*, 250–264.

Prilog A

Skala Malo verovatnih vrlina

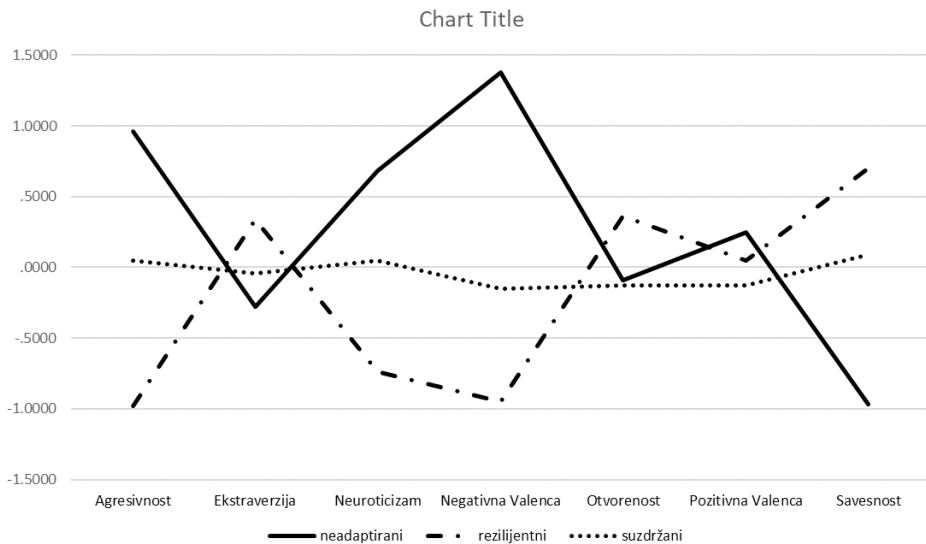
		1-----	2-----	3-----	4-----	5
		Uopšte se ne slažem	Nisam siguran			Potpuno se slažem
1.	Nikada ne odustajem.	1	2	3	4	5
2. (R)	Nisam uvek onakav kakvim se činim.	1	2	3	4	5
3. (R)	Nisam uvek iskren prema sebi.	1	2	3	4	5
4. (R)	Ponekad sam morao da lažem.	1	2	3	4	5
5. (R)	Imam neke loše navike.	1	2	3	4	5
6. (R)	Ne radim uvek onako kako govorim.	1	2	3	4	5
7.	Uvek sam spreman na sve.	1	2	3	4	5
8.	Spreman sam da uradim sve za druge.	1	2	3	4	5
9.	Nikada nisam ogovarao druge.	1	2	3	4	5
10.	Uvek sam spreman da počnem iznova.	1	2	3	4	5
11.	Uvek znam šta radim.	1	2	3	4	5
12.	Odmah znam šta treba činiti.	1	2	3	4	5
13.	Uvek znam zašto nešto radim.	1	2	3	4	5
14.	Znam da svako ko pokuša može da dobije posao.	1	2	3	4	5
15.	Nikada ne gubim nadu.	1	2	3	4	5
16.	Uvek priznam kad napravim grešku.	1	2	3	4	5
17.	Verujem da nikad ne postoji izgovor za laganje.	1	2	3	4	5

Napomena. (R) = inverzne stavke.

Prilog B

Razlike klasa ličnosti u odnosu na socijalno poželjno odgovaranje

Prilikom sprovođenja analize latentnih klasa sa osobinama ličnosti VP+2-70 korišćeni su isti kriterijumi kao i u prvobitnoj analizi u kojoj je bila uključena skala Mvv. Izdvojeno je rešenje sa tri klase sa elipsoidnom distribucijom, različitim volumenom i različitim oblika pri čemu je BIC kriterijum -59717.64. Konfiguracija latentnih klasa ekvivaletna je originalnom rešenju pri čemu je izostavljena skala Mvv (Grafikon B).



Grafikon B. Latentni profili ispitanika u prostoru dimenzija upitnika VP+2-70.

U cilju ispitivanja razlika među klasama u odnosu na socijalno poželjno odgovaranje sprovedena je univarijatna analiza varijanse (ANOVA). Rezultati sugerišu da postoje značajne razlike ($F(2, 1319) = 179.44, p < .001, \eta_p^2 = .214$) među grupama pri čemu je veličina efekta jaka. Post hoc testiranje ukazuje da postoje značajne razlike između svih klasa ($p < .001$), pri čemu klasa rezilijentnih ($AS = .69$) ostvaruje najviše skorove, zatim klasa suzdržanih ($AS = .03$) dok klasa neadaptiranih ostvaruje najniže skorove ($AS = -.73$).

Milan Oljača
Bojan Branovački
Selka Sadiković

Department of
psychology, Faculty of
philosophy, University
of Novi Sad

SOCIAL DESIRABILITY BIAS AND PERSONALITY STRUCTURE - DIMENSIONAL AND TYPOLOGICAL PERSPECTIVES

Main goal of this research is examination of social desirability bias (SDB), and its relation to dimensions and types of personality. Study was carried out on 1322 (76% female) participants, aged from 18 to 72 years ($M = 33.63$). IPIP simulation of Unlikely virtues (Uv) scale, questionnaire operationalisation of social desirability bias, and short version of VP + 2, questionnaire operationalisation of seven lexical dimensions in Serbian language, were administered. Latent class analysis was conducted in shared latent space of dimensions of VP + 2 and Uv. Bayesian information criterion indicates that the optimal solution consists of three personality types: Unadapted, Resilient and Constrained. Results are in accordance with assumptions about relations between social desirability bias and personality types. Resilient type scores moderately high on SDB, constrained type scores average, whilst unadapted type achieves moderately lowered scores on SDB. In order to examine relations between SDB and personality dimensions, gender, age and education status, analysis of covariance was applied. Results of this research confirm findings from previous research about relations between SDB and Five factor model personality dimensions, but also indicated the importance of the evaluative dimensions in understanding SDB.

Key words: social desirability bias, dimensional perspective, typological perspective, VP+2, Unlikely virtues



Đurđa Grijak¹

Tehnički fakultet
„Mihajlo Pupin“
u Zrenjaninu,
Univerzitet u Novom
Sadu

**VALIDACIJA SRPSKE ADAPTACIJE SKALE
AUTENTIČNOSTI U PARTNERSKIM
ODNOSIMA - (AIRS)²**

Cilj ovog istraživanja je bio provera nekih psihometrijskih karakteristika srpske adaptacije Skale autentičnosti u partnerskim odnosima (Authenticity in Relationships Scale – AIRS; Lopez & Rice, 2006). Na uzorku od 706 studenata je primenjena konfirmatorna faktorska analiza kojom je potvrđena dvofaktorska struktura. Faktori skale su Neprihvatanje obmane i Preuzimanje intimnog rizika. Na uzorku od 206 studenata je testirana konvergentna validnost i test-retest pouzdanost. Konvergentna validnost je proverena testiranjem korelacija dva faktora sa pozitivnim i negativnim afektom, samopouzdanjem, dimenzijama autentičnosti (autentični život, prihvatanje spoljašnjih uticaja, samootuđenost), zadovoljstvom partnerskim odnosom, zadovoljstvom podrškom partnera. Obe subskale imaju dobru pouzdanost interne konzistencije, ali veoma nisku test-retest pouzdanost, što ukazuje na nestabilnost autentičnosti u partnerskim odnosima studenata.

Ključne reči: AIRS, autentičnost, partnerski odnosi, validacija

¹ Adresa autora:
djurdja.grijak@gmail.com

Primljeno: 22. 11. 2017.
Primljena korekcija:
12.01.2018.
Prihvaćeno za štampu:
14.02.2018.

² Isti podaci su korišćeni u radu Grijak, Đ. (2017). Psychometric evaluation of the Authenticity Scale on the sample of students in Serbia. *Psihologija*, 50(1), 85–99.

Autentičnost podrazumeva posedovanje ličnog iskustva koje uključuje lične misli, emocije, potrebe, želje, interesovanja i uverenja. Šire, autentičnost podrazumeva i ponašanje osobe u skladu sa unutrašnjim mislima i emocijama. Ipak, različita ponašanja u različitim odnosima ne moraju uvek biti lažna ponašanja, jer osoba može svoje ponašanje da prilagođava pojedinim odnosima (Snyder, 1987). Prema Rodžersu (Rogers, 1961), autentičnost se nalazi u samoj ličnosti, ali nije statična slika o sebi. To je pre dinamički proces u kom se lični potencijali, osobine, emocije, motivi i drugo, otkrivaju, istražuju, prihvataju, prožimaju smislom i značenjem i ostvaruju.

U istraživanju adolescenata (Harter, Marold, Whitesell, & Cobbs, 1996), autentičnost je definisana kao ponašanje koje odražava ono što osoba jeste nasuprot ponašanju koje ne odražava ono što osoba jeste. Ispitanici su imali zadatak da procene ponašanje roditelja i vršnjaka prema njima u situacijama kada se ispitanici ponašaju autentično i kada se ponašaju neautentično. Adolescenti koji su manifestovali autentičnost u svom ponašanju procenjivali su da su dobijali bezuslovnu podršku od strane roditelja i vršnjaka, a pokazivali su i više samopouzdanje, viši pozitivan afekt i veći optimizam. Razlozi za neautentično ponašanje adolescenata su bila lična uverenja da roditelji i vršnjaci neće odobriti ono što adolescent jeste i da je potiskivanje ličnih misli i emocija način da se pre dobiju podrška i prihvatanje od drugih. Iz ovog je sledila pretpostavka da se neautentičnost u intimnim odnosima manifestuje zbog važnosti prihvaćenosti od strane partnera i straha da bi iskrena razmena misli i emocija mogla da dovede do konflikta. U kasnijim studijama se pokazalo da su neautentičnom ponašanju sklone osobe koje su okupirane održavanjem odnosa sa partnerom i koje konflikte rešavaju udovoljavajući potrebama partnera (Neff & Harter, 2002). Istraživanja obmane u odnosima (Cole, 2001; Metts, 1989; Peterson, 1996) su pokazala da ispitanici koriste obmanu u odnosima kako bi izbegli ljutnju partnera, što doprinosi izučavanju autentičnosti ne više samo kao individualnog konstrukta, nego i kao relacione sheme koja uključuje dobrobiti priznanja kao vrednosti i rizike iskrene razmene vlastitih iskustava sa partnerom. Istraživanja su pokazala da ispitanici mogu da prepoznaju svoje autentično i neautentično ponašanje u odnosima sa drugim ljudima, da mogu da se osećaju autentično u odnosu sa jednom osobom i neautentično u odnosu sa drugom osobom, da razumeju da je njihovo (ne) autentično ponašanje u vezi sa različitim iskustvima u odnosima sa drugim ljudima, strategijama rešavanja konflikta i ishodima (Lopez & Rice, 2006). Nejednakost moći, percepcija pretnje po odnos ili očekivanje odobravanja od strane partnera, prediktori su neautentičnog ponašanja koje je negativno povezano sa mentalnim zdravljem (Lopez & Rice, 2006). Autentično ponašanje pojedinca je uobičajeno u kontekstu emocionalno značajnih odnosa (porodica, partneri, bliski prijatelji) što ukazuje na to da spremnost na autentičnost može biti ključni faktor bliskih odnosa u kojima ljudi teže međusobnoj razmeni i proceni autentičnosti. Ovo je zapravo pokazalo potrebu da se autentičnost istražuje kao relacioni konstrukt (jedinstveno iskustvo ja sa bliskom osobom), što bi doprinelo saznavanju uslova i procesa koji podstiču ili sprečavaju autentično ponašanje.

Razvijeno je više instrumenata za merenje autentičnosti u odnosu na određena okruženja i vrste odnosa među ljudima. Istraživanja koja su ispitivala autentičnost u odnosima ukazuju na to da se autentičnost i adolescenata i odraslih razlikuje prema tome sa kim su u odnosu (Harter et al., 1996; Sheldon, Ryan, Rawsthorne, & Ilardi, 1997). Ovim se potvrđuju teorije koje na autentično ponašanje gledaju kao na oblast socijalnih interakcija, umesto pojedinca (Gergen, 1991; Jourard, 1971; Mitchell, 1992). U skladu sa ovim teorijama, subjektivno iskustvo autentičnosti je najizrazitije u međusobnim odnosima kada su poželjni iskrenost i otvorenost, što dovodi do uzajamne socijalne podrške i prihvatanja (Didonato & Krueger, 2010). Studija koja je istraživala višestruka okruženja ispitujući autentičnost u pet uloga – student, zaposlen, dete, prijatelj i romantični partner (Sheldon et al., 1997), pokazala je da je autentičnost značajno viša u ulogama romantičnog partnera i prijatelja, nego u ulogama studenta i zaposlenog.

Lopez i Rajs (Lopez & Rice, 2006) su razvili Skalu autentičnosti u partnerskim odnosima (Authenticity in Relationships Scale - AIRS) u cilju procene percepcije autentičnosti u partnerskom odnosu. Eksplorativna i konfirmativna faktorska analiza su izdvojile dva faktora – Neprihvatanje obmane (NO) i Preuzimanje intimnog rizika (PIR). Skorovi na ovim subskalama su bili u pozitivnoj korelaciji sa samopouzdanjem i zadovoljstvom odnosom, a u negativnoj korelaciji sa depresijom, što je potvrđeno i kasnijim istraživanjima (Robinson, Lopez, Ramos, & Nartova-Bochaver, 2012). Autori su dobili da su rezultati na Skali autentičnosti u partnerskim odnosima značajni prediktori zadovoljstva odnosom, čak i kada su varijable poput pola, samopouzdanja i emocionalne povezanosti kontrolisane. Isto istraživanje je pokazalo da su žene pokazale značajno više rezultate od muškaraca u proceni vlastite autentičnosti. Prema našim saznanjima, ovo je prvo istraživanje koje ima za cilj validaciju psihometrijskih karakteristika srpske adaptacije Skale autentičnosti u partnerskim odnosima (Authenticity in Relationships Scale – AIRS; Lopez & Rice, 2006). Očekuje se potvrda dvofaktorske strukture, pouzdanosti i konvergentne validnosti dve subskale Skale autentičnosti u partnerskim odnosima na srpskom jeziku.

U svrhu definisanja konvergentne validnosti skale ispitaće se povezanost sa samopouzdanjem, pozitivnim i negativnim afektom, zadovoljstvom partnerskim odnosom, zadovoljstvom podrškom partnera, kao i sa dimenzijama autentičnosti kao crte ličnosti (autentični život, prihvatanje spoljašnjih uticaja i samootuđenost).

Metod

Uzorak i procedura

Uzorak u istraživanju je činilo 706 studenata koji se nalaze u partnerskom odnosu (76.5% ženskog pola) Univerziteta u Novom Sadu, Privredne akademije u Novom Sadu i Državnog univerziteta u Novom Pazaru. Prosečna starost ispitanika

je 22.58 ($SD = 5.19$, raspon od 18 do 39). Ispitanicima je savetovano da mogu da se povuku iz istraživanja u svakom momentu. Istraživanje je bilo papir-olovka i sprovedeno je nakon predavanja tokom akademske godine 2014/15. Nakon istraživanja, ispitanici su kratko obavješteni o prirodi istraživanja i na sva pitanja su dobili odgovor.

Uzorak na kojem je izračunata test-retest pouzdanost skale, konvergentna validnost i ponovo ispitana faktorska struktura se sastojao od 206 studenta iz inicijalnog uzorka (93.2% ženskog pola) prosečne starosti 21.8 godina ($SD = 3.31$). Ispitanici iz inicijalnog uzorka su Skalu autentičnosti u partnerskim odnosima popunili nakon 10 nedelja od početnog ispitivanja. Procedura istraživanja je bila ista kao u inicijalnom ispitivanju.

Instrumenti

Skala autentičnosti u partnerskim odnosima (Authenticity in Relationships Scale – AIRS: Lopez & Rice, 2006). Skala autentičnosti u partnerskim odnosima se sastoji od 22 tvrdnje na koje ispitanici odgovaraju subjektivnom procenom u kojoj meri ih opisuje – od 1 (*uopšte me ne opisuje*) do 9 (*vrlo dobro me opisuje*). Skala sadrži dve subskele – Neprihvatanje obmane ($n = 12$) i Preuzimanje intimnog rizika ($n = 10$). Sve stavke subskele Neprihvatanje obmane se rekodiraju tako da viši rezultati ukazuju na veću autentičnost u ponašanju, a niži rezultati ukazuju na nižu autentičnost u ponašanju. Skala je prevedena na srpski jezik sa engleskog jezika metodom povratnog prevoda.

Skala autentičnosti (Grijak, 2017). Skala autentičnosti se sastoji od 12 tvrdnji na koje ispitanici odgovaraju subjektivnom procenom u kojoj meri ih opisuje – od 1 (*uopšte me ne opisuje*) do 7 (*vrlo dobro me opisuje*). Skala sadrži tri subskele – Autentični život ($n = 4$, $\alpha = .63$), Prihvatanje spoljašnjih uticaja ($n = 4$, $\alpha = .76$) i Samootuđenje ($n = 4$, $\alpha = .72$). Subskala Autentični život ispituje u kojoj meri osoba usklađuje svoje ponašanje i emocije sa svojim uverenjima, vrednostima i trenutnim psihološkim stanjima. Subskala Prihvatanje spoljašnjih uticaja pokazuje ispitanikovo uverenje da mora da ispuni očekivanja okoline. Subskala Samootuđenje ispituje koliko ispitanik poznaje sebe, svoje vrednosti i uverenja.

Rosenbergova Skala samopouzdanja (Rosenberg Self-Esteem Scale – RSE: Rosenberg, 1965). Rosenbergova Skala samopouzdanja se sastoji od 10 stavki koje obuhvataju globalno samopouzdanje. Pet stavki ima pozitivno usmerenje i pet stavki negativno usmerenje. Ispitanici procenjuju stavke na skali od 1 (*potpuno se slažem*) do 4 (*potpuno se ne slažem*). Pouzdanost iznosi $\alpha = .89$.

PANAS Upitnik (Positive and Negative Affect Schedule – PANAS: Watson, Clark, & Tellegan, 1988, srpska adaptacija: Mihić, Novović, Čolović, & Smederevac, 2014). PANAS upitnik se sastoji od dve skale, jedna meri pozitivni afekt ($n = 10$, $\alpha = .83$) i druga meri negativni afekt ($n = 4$, $\alpha = .88$). Ispitanici su odgovarali kako su se osećali u prethodnih nedelju dana, na petostepenoj skali od 1 (*nikada ili skoro nikada*) do 5 (*uvek ili skoro uvek*).

Procena zadovoljstva partnerskim odnosom. Ispitanici su procenjivali svoje zadovoljstvo partnerskim odnosom na petostepenoj skali od 1 (*uopšte nisam zadovoljan/na*) do 5 (*u potpunosti sam zadovoljan/na*).

Procena zadovoljstva podrškom partnera. Ispitanici su procenjivali svoje zadovoljstvo partnerskim odnosom na petostepenoj skali od 1 (*uopšte nisam zadovoljan/na*) do 5 (*u potpunosti sam zadovoljan/na*).

Rezultati

Konfirmatorna faktorska analiza

Konfirmatornom faktorskom analizom (CFA) je proverena faktorska struktura srpske adaptacije Skale autentičnosti u partnerskim odnosima koja uključuje dve subskele Neprihvatanje obmane i Preuzimanje intimnog rizika, kako bi se rezultati uporedili sa rezultatima konfirmatorne faktorske analize dobijene na originalnoj skali i subskalama.

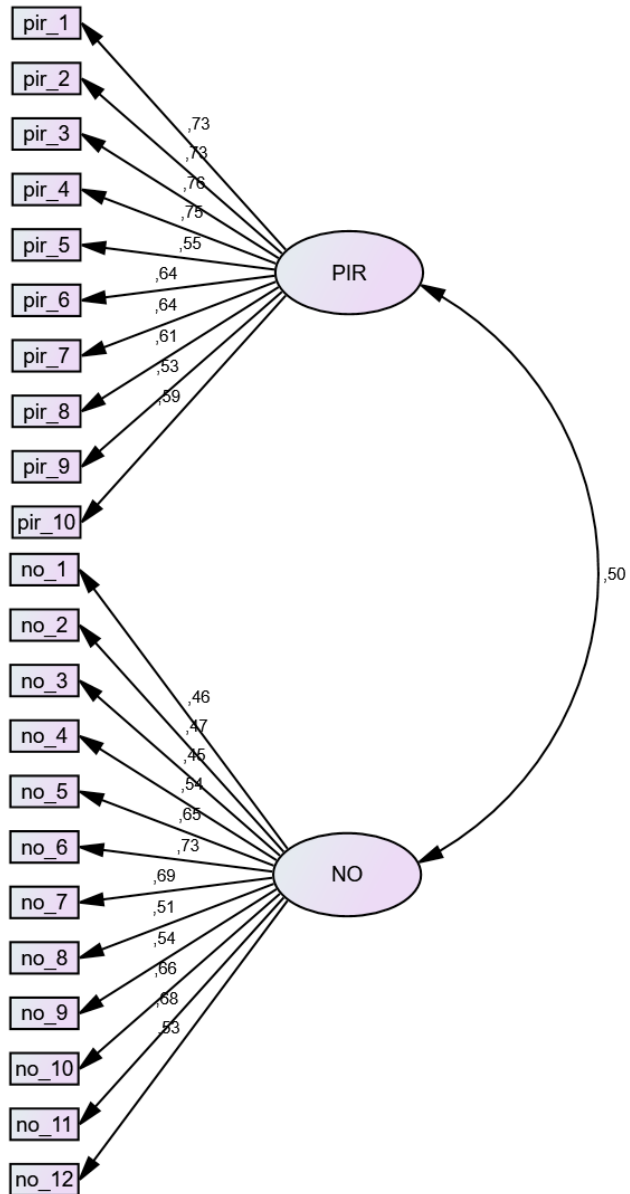
Analiza je rađena u programu AMOS 25. Za procenu fita modela su korišćeni sledeći indikatori – hi-kvadrat (χ^2), odnos hi kvadrata i stepena slobode (χ^2/df), Root mean square error of approximation (RMSEA; Steiger & Lind, 1980), Comparative fit index (CFI; Bentler, 1989), Goodness of fit index (GFI) i Bentler-Bonett normed fit index (NFI; Bentler & Bonnet, 1980). Indikatorima dobrog fita se smatraju vrednosti χ^2 čiji je $p > .05$, količnik $\chi^2/df \leq 3$, RMSEA i SRMR .05, GFI i NFI $> .90$ i CFI $> .93$ (Byrne, 1994).

CFA je sprovedena na inicijalnom uzorku od 706 ispitanika. Prvo je testiran jednofaktorski model da bi se proverilo da li Skala autentičnosti u partnerskim odnosima predstavlja jednodimenzionalnu, opštu meru autentičnosti u partnerskim odnosima. Rezultati prikazani u Tabeli 1 pokazuju da su vrednosti svih indikatora fita za ovaj model ispod prihvatljivih granica. Potom je testiran dvofaktorski model koji je pokazao nešto bolje indikatore, čije vrednosti su u okvirima prihvatljivih. Testiran je i dvofaktorski model iz kog su isključene tri stavke subskele Neprihvatanje obmane, koje su pokazale najniža faktorska opterećenja (Slika 1). Ovaj modifikovan model je pokazao najbolje indikatore fit modela.

Tabela 1

Indikatori fita u konfirmatornoj faktorskoj analizi (N = 706)

Model	χ^2	df	p	χ^2/df	RMSEA	SRMR	CFI	GFI	NFI
1-faktorski	2192.1	209	.00	10.48	.12	.11	.65	.65	.63
2-faktorski	940.62	208	.00	4.52	.07	.06	.90	.90	.90
2-faktorski - modifikovan	464.81	151	.00	3.07	.05	.05	.93	.93	.90



Slika 1. Struktura i parametri dvofaktorskog modela.

Napomena: PIR = Preuzimanje intimnog rizika; NO = Neprihvatanje obmane.

Deskriptivna statistika

U Tabeli 2 su prikazani rezultati deskriptivne statistike i pouzdanosti za subskale Neprihvatanje obmane i Preuzimanje intimnog rizika, u obe tačke merenja.

Tabela 2

Deskriptivna statistika i pouzdanost Skale autentičnosti u partnerskim odnosima (N = 706)

	NO	PIR
<i>M</i>	75.11	72.55
<i>SD</i>	19.08	14.21
<i>Sk</i>	.34	-.78
<i>Ku</i>	-.43	-.08
α	.88	.86
NO	1	.41**
PIR	.41**	1

Napomena: NO = Neprihvatanje obmane; PIR = Preuzimanje intimnog rizika; Vrednost standardne greške za skewness je .09, a za kurtosis .18.

** $p < .01$.

Vrednosti indikatora zakrivljenosti i spljoštenosti distribucije u oba merenja na subskali Neprihvatanje obmane pokazuju blagu zakrivljenost ka višim rezultatima, dok na subskali Preuzimanje intimnog rizika pokazuju blagu zakrivljenost ka nižim rezultatima. Deskriptivni pokazatelji pojedinačnih stavki svake subskale su dati u tabeli A1 (Prilog A).

Konvergentna validnost

Konvergentna validnost Skale autentičnosti u partnerskim odnosima je proverena na retest uzorku ($n = 206$). Rezultati su prikazani u Tabeli 3.

Tabela 3
Korelacije za proveru konvergentne validnosti ($n = 206$)

	NO	PIR	PA	NA	RSE	ZPO	ZPP	Skala autentičnosti		
								AŽ	PSU	SO
NO	1	.43**	-.19*	.23*	-.16*	-.27**	-.26**	-.19**	.29**	.37**
PIR	.43**	1	.15*	-.14*	.07	.53**	.53**	.24**	-.14*	-.11
AS	80.45	67.14	33.07	19.61	29.75	3.04	3.09	5.73	2.62	2.74
SD	19.79	15.37	6.86	7.19	6.93	2.15	2.22	3.77	4.64	5.26
α	.88	.90								
Test-retest	.04	.07								

Napomena: NO = neprihvatanje obmane; PIR = prihvatanje intimnog rizika; PA = pozitivni afekt; NA = negativni afekt; RSE = samopouzdanje; ZPO = zadovoljstvo partnerskim odnosom; ZPP = zadovoljstvo podrškom partnera; AŽ = autentični život; PSU = prihvatanje spoljašnjih uticaja; SO = Samoootuđenost.

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

Rezultati su pokazali da je subskala Neprihvatanje obmane u negativnoj korelaciji sa pozitivnim afektom, zadovoljstvom partnerskim odnosom, zadovoljstvom podrškom partnera i autentičnim životom i pozitivnoj korelaciji sa negativnim afektom, prihvatanjem spoljašnjeg uticaja i samoootuđenjem. Subskala Prihvatanje intimnog rizika je u negativnoj korelaciji sa negativnim afektom i prihvatanjem spoljašnjih uticaja i pozitivnoj korelaciji sa pozitivnim afektom, samopouzdanjem, zadovoljstvom partnerskim odnosom, zadovoljstvom podrškom partnera i autentičnim životom. Interkorelacije između dve subskele su statistički značajne.

Diskusija

Cilj ovog istraživanja bio je provera nekih psihometrijskih karakteristika srpske adaptacije Skale autentičnosti u partnerskim odnosima na uzorku studenata. Ispitana je konstrukt validnost Skale autentičnosti u partnerskim odnosima pomoću konfirmatorne faktorske analize. Testirana su dva modela. Pokazano je da strukturu skale bolje opisuje dvofaktorski model, iako ima indikatore fita ispod određenih vrednosti. Ovaj model je definisan preko dve dimenzije autentičnosti u partnerskim odnosima: Neprihvatanje obmane i Preuzimanje intimnog rizika, u skladu sa teorijskim očekivanjima (Lopez & Rice, 2006). Dalja analiza je ukazala da tri stavke na subskali Neprihvatanje obmane pokazuju faktorsko opterećenje niže od .50 (8. Više bih voleo/volela da moj partner/partnerka o meni ima pozitivno nego potpuno realno mišljenje; 10. Spreman/na sam da kažem „belu laž“ o sebi ako će zbog toga moj partner/partnerka ostati srećan/srećna; 11. Izbegavam

da pominjem određene teme u razgovoru s partnerom/partnerkom), te je testiran i dvofaktorski model u kom su isključene ove stavke. Poslednji model je pokazao najbolje indikatore fit modela. Međutim, kako je model koji je uključivao sve stavke pokazao prihvatljive indikatore fit modela i faktorska opterećenja stavki nastavljena je analiza njegovih psihometrijskih karakteristika.

Pouzdanosti subskala su zadovoljavajuće i potvrdile su internu konzistentnost originalnih subskala (Lopez & Rice, 2006). Test-retest pouzdanost je veoma niska za obe subskale (od .04 do .07) što ukazuje na to da je autentičnost nestabilna u periodu od 10 nedelja i time se potvrđuju rezultati prethodnih istraživanja (Grégoire, Baron, Ménard, & Lachance, 2014; Grijak, 2017; Ilhan & Özdemir, 2013; Shamsi, Ghamarani, Samadi, & Ahmadzadeh, 2012; Wood, Linley, Maltby, Baliou-sis, & Joseph, 2008).

Istraživanje je pokazalo da subskale srpske adaptacije Skale autentičnosti u partnerskim odnosima imaju zadovoljavajuću konvergentnu validnost. Korelacije između subskala Skale autentičnosti u partnerskim odnosima i drugih instrumenata za procenu konstrukata koji se procenjuju ovom skalom su u skladu sa teorijskim očekivanjima. Subskala Neprihvatanje obmane je u značajnoj negativnoj korelaciji sa pozitivnim afektom, zadovoljstvom partnerskim odnosom, zadovoljstvom podrškom partnera i autentičnim životom. Dakle, osobe koje su sklone neautentičnom ponašanju baziraju svoj odnos na osećaju međusobne sigurnosti i poverenja, ali su sklone negativnim emocijama, da žive prema očekivanjima drugih ljudi i ne poznaju sebe dovoljno. Subskala Prihvatanje intimnog rizika je u negativnoj korelaciji sa negativnim afektom i prihvatanjem spoljašnjih uticaja i značajnoj pozitivnoj korelaciji sa pozitivnim afektom, zadovoljstvom partnerskim odnosom i podrškom partnera. Prema tome, osobe koje su spremne na autentično ponašanje u odnosu, odnosno na otvorenu i iskrenu razmenu misli i emocija sa partnerom, veruju da poznaju sebe, iskrene su i u drugim odnosima, sklone su pozitivnim emocijama i zadovoljne su odnosom i podrškom koju dobijaju od partnera. Istraživanje je potvrdilo povezanost skale sa zadovoljstvom partnerskim odnosom, što ukazuje da pozitivna orijentacija ka međusobnoj razmeni iskrenih misli, motiva i emocija, uz doživljaj slobode da se bude iskren i otvoren prema partneru, doprinosi pretpostavci da skala može predvideti zadovoljstvo partnerskim odnosom. Ovo nije provereno u ovom istraživanju, pa može biti cilj budućih istraživanja. Ipak, ova pretpostavka može da ukazuje i na to da skala može biti dobar instrument u psihoterapeutskom radu sa klijentima koji se nalaze u nezadovoljavajućim partnerskim odnosima, kako bi se identifikovali partneri koji su skloni neautentičnom ponašanju i obmani partnera, ali i kako bi se ispitao efekat rada na rešavanju partnerskog konflikta, problema komunikacije i poboljšanja odnosa. Dve subskale, Neprihvatanje obmane i Preuzimanje intimnog rizika, su međusobno u značajnoj korelaciji. Rezultati potvrđuju rezultate korelacija subskala originalne verzije skale (Lopez & Rice, 2006).

Ipak, istraživanje ima nekoliko očiglednih ograničenja u pogledu uzorka, ispitanih varijabli i ispitanih psihometrijskih karakteristika. Što se tiče uzorka,

odnosno polne strukture uzorka, 93.2% su bile studentkinje. Ranija istraživanja sugeriraju da su žene pokazale veću autentičnost u partnerskim odnosima kroz više skorove na obe subskale nego muškarci (Lopez & Rice, 2006), te postoji mogućnost da je većinski ženski uzorak u ovom istraživanju uticao na dobijene rezultate. U narednim istraživanjima bi bilo značajno istražiti autentičnost u partnerskim odnosima u različitim životnim dobima, jer je Rodžers (Rogers, 1961) isticao da su ljudi autentični samo na ranom uzrastu i da se ona gubi tokom života kao direktna posledica ličnih uverenja. Važno je naglasiti i da su ispitanici bili studenti u romantičnim vezama, a ne u braku. Pri tome, nije ispitan podatak o dužini veze što može da utiče na rezultate. Moguće je da sa napredovanjem partnerskog odnosa od neobavezne veze do ozbiljne posvećenosti partneru i braka jača i motivacija za iskrenom razmenom osećanja i misli među partnerima. Naredna istraživanja bi trebalo da uključe i ove podatke. U ovom istraživanju nisu ispitivani ni afektivni obrasci partnera koje svakako, prema postulatima razvojne psihologije, sve odrasle osobe unose u partnerske odnose. Možemo pretpostaviti da će partneri sa sigurnim afektivnim obrascem biti spremniji na autentično ponašanje u partnerskom odnosu. S druge strane, pretpostavka je da će partneri sa izbegavajućim, odbacujućim i preokupiranim afektivnim obrascem biti skloniji neautentičnom ponašanju u odnosu, prvenstveno zbog straha od neprihvaćenosti i odbacivanja od strane partnera. Iz ovog sledi sugestija da naredna istraživanja provere povezanost između autentičnosti u partnerskim odnosima i afektivnih obrazaca partnera, čime bi se potpunije mogle objasniti korelacije obe subskale autentičnosti u partnerskim odnosima sa zadovoljstvom partnerskim odnosom i podrškom partnera. Takođe, kako se ovo istraživanje bavilo ispitivanjem samo nekih psihometrijskih karakteristika, ostale karakteristike koje se prvenstveno odnose na vrste validnosti koje nisu ispitane, mogu se ispitati u narednim istraživanjima.

Na osnovu rezultata ovog istraživanja možemo zaključiti da je Skala autentičnosti u partnerskim odnosima instrument sa zadovoljavajućim psihometrijskim karakteristikama, kojim se procenjuju dve međusobno povezane dimenzije autentičnosti u partnerskim odnosima: Neprihvatanje obmane i Prihvatanje intimnog rizika. Skala autentičnosti u partnerskim odnosima je relativno kratak instrument (22 stavke) koji se lako primenjuje i meri komponente autentičnosti u partnerskim odnosima, što ga preporučuje za primenu u istraživanjima na uzorcima mladih odraslih osoba.

Reference

- Bentler, P. M. (1989). *EQS Structural Equations Program Model*. Los Angeles: BMDP Statistical Software.
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, *88*, 588–606. doi:10.1037/0033-2909.88.3.588

- Byrne, B. M. (1994). *Structural equation modeling with EQS and EQS/Windows*. Newbury Park: Sage.
- Cole, T. (2001). Lying to the one you love: The use of deception in romantic relationships. *Journal of Social and Personal Relationships, 18*, 107–129. doi:10.1177/0265407501181005
- Didonato, T. E., & Krueger, J. I. (2010). Interpersonal affirmation and self-authenticity: A test of Rogers's self-growth hypothesis. *Self and Identity, 9*, 322–336.
- Gergen, K. J. (1991). *The saturated self*. New York: Basic Books.
- Grégoire, S., Baron, L., Ménard, J., & Lachance, L. (2014). The Authenticity Scale: Psychometric Properties of a French Translation and Exploration of Its Relationships with Personality and Well-Being. *Canadian Journal of Behavioural Science, 46*(3), 346–355. doi: 10.1037/a0030962
- Grijak, Đ. (2017). Psychometric evaluation of the Authenticity Scale on the sample of students in Serbia. *Psihologija, 50*(1), 85–99. doi: 10.2298/PSI160504001G
- Harter, S., Marold, D. B., Whitesell, N. R., & Cobbs, G. (1996). A model of the effects of parent and peer support on adolescent false self behavior. *Child Development, 67*, 360–374. doi: 10.2307/1131819
- İlhan, T., & Özdemir, Y. (2013). Adaptation of Authenticity Scale to Turkish: A validity and Reliability Study. *Turkish Psychological Counseling and Guidance Journal, 5*(40), 142–153.
- Jourard, S. M. (1971). *The transparent self*. New York: Van Nostrand.
- Lopez, F. G., & Rice, K. G. (2006). Preliminary development and validation of a measure of relationship authenticity. *Journal of Counseling Psychology, 53*, 362–371. doi: 10.1037/0022-0167.53.3.362
- Metts, S. (1989). An exploratory investigation of deception in close relationships. *Journal of Social and Personal Relationships, 6*, 159–179.
- Mihić, Lj., Novović, Z., Čolović, P., & Smederevac, S. (2014). Serbian adaptation of the Positive and Negative Affect Schedule (PANAS): Its facets and second-order structure. *Psihologija, 47*, 393–414. doi:10.2298/PSI1404393M
- Mitchell, S. A. (1992). True selves, false selves, and the ambiguity of authenticity. In N. J. Skolnick & S. C. Warshaw (Eds.), *Relational perspectives in psychoanalysis* (pp. 1–20). Hillsdale, NJ: Analytic Press
- Neff, K. D., & Harter, S. (2002). The authenticity of conflict resolutions among adult couples: Does women's other-oriented behavior affect their true selves? *Sex Roles, 47*, 298–307.
- Peterson, C. (1996). Deception in intimate relationships. *International Journal of Psychology, 31*, 279–288.
- Robinson, O.C., Lopez, F.G., Ramos, K., & Nartova-Bochaver, S. (2012). Authenticity, Social Context and Well-Being in the United States, England, and Russia: A Three Country Comparative Analysis. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 44*(5), 719–737. doi: 10.1177/0022022112465672
- Rogers, C. R. (1961). *On becoming a person: A therapist's view of psychotherapy*. London: Constable.

- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Shamsi, A., Ghamarani, A., Samadi, M., & Ahmadzadeh, M. (2012). The Study Of The Validity And Reliability Of The Authentic Personality Scale. *Journal Of Psychological Models and Methods*, 2(8), 87–99.
- Sheldon, K. M., Ryan, R. M., Rawsthorne, L. J., & Ilardi, B. (1997). Trait self and true self: Cross-role variation in the Big-Five personality traits and its relations with psychological authenticity and subjective well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73, 1380–1393. doi:10.1037/0022-3514.73.6.1380
- Snyder, M. (1987). *Public appearances/private realities: The psychology of self-monitoring*. New York: Freeman.
- Steiger, J. H., & Lind, J. C. (1980). *Statistically-based tests for the number of common factors*. Paper presented at the annual Spring Meeting of the Psychometric Society, Iowa City, Iowa.
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegan, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063–1070.
- Wood, A.M., Linley, P.A., Maltby, J., Baliouisis, M., & Joseph, S. (2008). The authentic personality: A theoretical and empirical conceptualization and the development of the Authenticity Scale. *Journal of Counseling Psychology* 55(3), 385–399. doi: 10.1037/0022-0167.55.3.385

Prilog A

Tabela A1

Analiza stavki Skale autentičnosti u partnerskim odnosima (N = 706)

Br. Stavke	Stavka	Subskala	M	SD	Sk	Ku	r
1	Potpuno sam svoj/svoja kad sam sa svojim partnerom/partnerkom.	PIR	7.68	1.74	-1.41	1.69	.74
2	Poveravam svoja najdublja osećanja partneru/partnerki čak kad postoji šansa da ih neće razumeti.	PIR	7.01	2.22	-1.06	.27	.74
3	Odgovaram na pitanja partnera/partnerke o sebi iskreno i bez zadržke.	PIR	7.53	1.93	-1.39	1.26	.75
4	Poveravam svoja najdublja osećanja partneru/partnerki čak i kad postoji šansa da on/ona ne misli isto.	PIR	7.1	2.17	-1.08	.41	.76
5	Kad sam povređen/a nečim što je moj partner/partnerka rekao/la, uvek mu/joj to kažem.	PIR	7.36	2.02	-1.2	.68	.61
6	Otvoreno govorim svom partneru/partnerki šta mislim i osećam o drugima.	PIR	7.58	1.81	-1.35	1.41	.68
7	Stalno govorim svom partneru/partnerki stvarne razloge i motive koji stoje iza -mojih dela.	PIR	7.04	1.97	-.95	.34	.67
8	Više bih voleo/volela da moj partner/partnerka o meni ima pozitivno nego potpuno realno mišljenje.	NO	4.43	2.62	.16	-1.19	.54
9	Moj život je za mog partnera/partnerku „otvorena knjiga“.	PIR	6.42	2.25	-.66	-.38	.65
10	Spreman/na sam da kažem „belu laž“ o sebi ako će zbog toga moj partner/partnerka ostati srećan/srećna.	NO	4.22	2.66	.25	-1.2	.58

11	Izbegavam da pominjem određene teme u razgovoru s partnerom/partnerkom.	NO	4.68	2.75	.05	-1.33	.56
12	Namerno krijem svoja iskrena osećanja o nekim stvarima kako bih izbegao/la da uznemirim svog partnera/partnerku.	NO	4.25	2.67	.26	-1.23	.64
13	Ponekad uhvatim sebe kako pokušavam da zadivim svog partnera/partnerku kako bi poverovao/la u nešto o meni što zapravo nije istina.	NO	3.38	2.42	.66	-.72	.66
14	Kad bi moj partner/partnerka znao/la pravog/u mene, verovatno bi bio/la iznenađen/a i razočaran/a.	NO	2.48	2.14	1.32	.66	.69
15	Radije bih bio/la osoba koja moj partner/partnerka želi da budem nego ono što zaista jesam.	NO	2.48	2.21	1.35	.72	.65
16	Nema „zabranjenih“ tema između mene i mog partnera/partnerke.	PIR	7.15	2.27	-1.14	.32	.62
17	Da bih izbegao/la konflikt u našoj vezi, ponekad partneru/partnerki kažem ono što mislim da bi voleo/la da čuje čak iako nije istina.	NO	4.08	2.62	.32	-1.17	.59
18	Postoje izvesne stvari o mom partneru/partnerki o kojima bih više voleo/la da ne znam mnogo.	NO	3.97	2.75	.42	-1.14	.61
19	Kad bih znao/la prava osećanja mog partnera/partnerke o nekim stvarima, verovatno bih bio/la razočaran/a ili povređen/a.	NO	3.51	2.47	.62	-.76	.67
20	Radije bih mislio/la sve najbolje o svom partneru/partnerki nego što bih voleo/la da znam celu istinu o njemu/njoj.	NO	3.01	2.47	.95	-.33	.69

21	Otvoreno ću pitati partnera/ partnerku ako posumnjam da nije potpuno iskren/a prema meni.	PIR	7.65	2.06	-1.56	1.58	.65
22	Više bih voleo da moj partner/partnerka zadrži neka osećanja i mišljenja za sebe ako bi to pomoglo da izbegnemo konflikt.	NO	4.34	2.76	.19	-1.32	.62

Napomena: r = korigovana ajtem-total korelacija (diskriminativnost); vrednost standardne greške za skewness je .09, a za kurtosis .18.

Đurđa Grijak

Technical Faculty
"Mihajlo Pupin",
Zrenjanin, University
of Novi Sad

VALIDATION OF SERBIAN ADAPTATION OF AUTHENTICITY IN RELATIONSHIPS SCALE - (AIRS)

The aim of this study was to evaluate some of the psychometric characteristics of the Serbian adaptation of the Authenticity in Relationships Scale (AIRS: Lopez & Rice, 2006). The two-factor structure was confirmed by confirmatory factor analysis applied on sample of 706 students. Factors of the scale are – Unacceptability of Deception and Intimate Risk Taking. Convergent validity and test-retest reliability was examined on the sample of 206 student. Convergent validity was examined by testing of correlations of two factors with positive and negative affect, self-esteem, dimensions of authenticity (authentic life, acceptance of external influence and self-alienation), satisfaction with relationship, satisfaction with partner's support. Both subscales have satisfying internal consistence, but very low test-retest reliability indicating nestability of authenticity in relationships of students.

Key words: AIRS, authenticity, relationships, validation

Vesna Radošević
Dragana Jelić
Jelena Matanović
Boris Popov¹

Odsek za psihologiju,
 Filozofski fakultet,
 Univerzitet u Novom
 Sadu

ZAHTEVI POSLA I RESURSI NA RADU KAO PREDIKTORI IZGARANJA NA RADU I RADNE ANGAŽOVANOSTI: GLAVNI I INTERAKTIVNI EFEKTI²

Sprovedeno istraživanje ima za cilj da proveri na koji način zahtevi posla, kontrola nad radom i socijalna podrška predviđaju blagostanje zaposlenih. Na osnovu modela Zahtevi-kontrola, Zahtevi-kontrola-podrška i Zahtevi-resursi konstruisan je hipotetski model za potrebe istraživanja koji razlikuje četiri tipa poslova – tzv. aktivne, nisko stresne, visoko stresne i pasivne poslove. Postavljene su hipoteze koje se odnose na glavne, kao i interaktivne efekte zahteva i resursa u predviđanju izgaranja na radu i radne angažovanosti. Uzorak se sastojao od 206 ispitanika oba pola (63% žena), a instrumenti koji su korišćeni u istraživanju su Upitnik karakteristika posla (UKP), Skala radne angažovanosti (UWES-9) i Skala izgaranja na radu (WB). Rezultati ukazuju na to postoje značajni glavni efekti radnih zahteva na izgaranje, kao i resursa na radu na izgaranje i radnu angažovanost. Suprotno očekivanjima, nije otkriven efekat interakcije radnih zahteva i resursa na radu u predviđanju izgaranja i radne angažovanosti. U terminima hipotetskog modela pokazano je da su radno najangažovaniji zaposleni na tzv. aktivnim i nisko stresnim poslovima. Takođe, pokazano je da zaposleni na tzv. nisko stresnim poslovima izgaraju manje u poređenju sa ostala tri tipa. Dobijeni rezultati su prodiskutovani u kontekstu polaznih teorijskih modela, a date su i smernice za buduća istraživanja.

¹ Adresa autora:
 boris.popov@ff.uns.ac.rs

Ključne reči: zahtevi posla, resursi na radu, izgaranje, radna angažovanost, Model zahtevi-resursi

Primljeno:
 Primljena korekcija:
 Prihvaćeno za štampu:

² Rad je finansiran od strane Republičkog ministarstva prosvete, nauke i tehnološkog razvoja, pod brojem 179022

Početak 21. veka, odmah nakon što je akademska javnost počela da uviđa da se sindrom izgaranja ne javlja samo kod onih koji se tokom obavljanja posla nalaze u neposrednom radu sa ljudima, u većini zemalja prvenstveno Zapadne Evrope izgaranje na radu postalo je važno pitanje (Bakker & Demerouti, 2017). Izgaranje na radu definisano je kao stanje fizičke, emocionalne i mentalne iscrpljenosti koja se pojavljuje kao posledica dugoročnog radnog angažmana i koje se odnosi na situacije koje su emocionalno zahtevne (Pines & Aronson, 1988). Iako još uvek ne postoji sveopšti konsenzus oko toga kako se konceptualizuje izgaranje (Kristensen, Borritz, Villadsen, & Christensen, 2005), u literaturi se najčešće definiše kao kompleksan fenomen koji čine tri komponente: emocionalna iscrpljenost - nedostatak entuzijazma i snage za novi radni dan; cinizam prema radu - stanje mentalne distanciranosti i otuđenosti od posla, kao i od ljudi koji su u vezi sa poslom; i smanjena profesionalna efikasnost - doživljaj osobe da je sve manje uspešna u onome što radi i odustajanje od prethodno postavljenih ciljeva (Maslach, Schaufeli, & Leiter, 2001).

U novije vreme, a pod uticajem razvoja pozitivnog pristupa u psihologiji, grupa istraživača definiše novi koncept koji je posmatran kao pandan izgaranju. Radna angažovanost definisana je kao pozitivno mentalno stanje koje je vezano za rad, kada čoveka karakterišu energija, posvećenost i apsorpcija. Energija se odnosi na visok nivo energije kod zaposlenog i spremnost zaposlenog da ulaže napore tokom svog rada i upornost prilikom suočavanja sa poteškoćama. Posvećenost se odnosi na entuzijazam i inspiraciju kod zaposlenog, kao i na subjektivni osećaj važnosti zaposlenog. Apsorpcija podrazumeva potpunu koncentraciju prilikom obavljanja posla, pri čemu tada zaposlenom vreme brzo prolazi i teško mu je da se od tog posla odvoji (Schaufeli & Bakker, 2004). Prema ovom shvatanju, smatra se da su dimenzije radne angažovanosti direktne suprotnosti dimenzijama izgaranja na radu. To podrazumeva da energičnost postaje emocionalna iscrpljenost, posvećenost postaje cinizam, a efikasnost postaje neefikasnost (Bakker, Schaufeli, Leiter, & Taris, 2008; Maslach et al., 2001). Sa druge strane, neki autori radnu angažovanost i izgaranje na radu smatraju različitim konceptima koji su negativno povezani (Schaufeli, Bakker, & Van Rhenen, 2009).

Sa definisanjem izgaranja i angažovanosti nastupio je period intenzivnih istraživanja antecedenata i konsekvenci ovih fenomena (Bakker, Demerouti, & Sanz-Vergel, 2014). Istraživači su takođe došli do zaključka da preopterećenost radom, fizički i emocionalni zahtevi ne dovode do izgaranja ako zaposleni imaju kontrolu nad radom, socijalnu podršku i ako dobijaju povratne informacije o svom učinku (Bakker, Demerouti, & Euwema, 2005). Sa druge strane, zaposleni koji su radno angažovani imaju osećaj efikasne povezanosti sa svojim radom i oni na svoj posao ne gledaju kao na stresan, već ga doživljavaju kao izazov (Leka & Houdmont, 2010) i smatraju da su sposobni da se izbore sa svim zahtevima posla oslanjajući se na dostupne resurse. Izgaranje na radu i radna angažovanost konceptualizovani su na različite načine u više različitih modela stresa na radu. Na stranicama koje slede biće prikazani neki od najuticajnijih modela, koji su i pred-

stavljali polaznu osnovu za sprovedeno istraživanje. To su Model Zahtevi-kontrola (Job Demand-Control, ili skraćeno J-DC; Karasek, 1979), Model Zahtevi-kontrola-podrška (Job Demand-Control-Support, ili skraćeno J-DCS; Johnson & Hall, 1988) i Model Zahtevi-resursi (Job Demands-Resources, ili skraćeno J-DR; Demerouti, Bakker, Nachreiner, & Schaufeli, 2001).

Modeli Zahtevi-kontrola, Zahtevi-kontrola-podrška i Zahtevi-resursi

Jedan od klasičnih teorijskih modela stresa na radu razvio je Karasek (1979). Model je baziran na pretpostavci da je interakcija između zahteva posla i kontrole nad poslom (slobode u donošenju odluka) ključna u razvoju stresnog odgovora. Radni zahtevi se obično shvataju kao fizički, psihološki, socijalni ili organizacijski aspekti posla koji zahtevaju fizičke i/ili psihološke napore i povezani su sa negativnim psihološkim posledicama (kao na primer, veliki pritisak na poslu i emocionalno iscrpljujući odnos sa klijentima (Demerouti et al., 2001)). Radni zahtevi nisu nužno negativni sve dok ne zahtevaju da zaposleni iskoristi sve svoje adaptivne kapacitete (Broeck, Vansteenkiste, Witte, & Lens, 2008), kada se mogu pretvoriti u stresore (Bakker, Demeroti, & Schaufeli, 2003; Mejiman & Mulder, 1998).

Sa druge strane, kontrola nad radom se odnosi na to koliko slobodu zaposleni imaju da samostalno donose odluke u toku svog radnog vremena, kao i kontrolu nad svojim radnim zadacima i nad svojim ponašanjem u toku radnog dana (Bakker, van Veldhoven, & Xanthopoulou, 2010; Karasek, 1979). Obuhvata dva aspekta: slobodu u korišćenju veština, koja se odnosi na to da zaposleni koristi specifične veštine u svom radu; i autoritet u donošenju odluka koji se odnosi na stepen u kojem zaposleni ima autonomiju da donosi odluke vezane za radne zadatke, poput rasporeda vremena i načina na koji će obavljati posao (Karasek et al., 1998, prema Häusser, Mojzisch, Niesel, & Schulz-Hardt, 2010). U širem kontekstu, kontrola nad radom se definiše kao radni resurs (Demerouti, Bakker, de Jonge, Janssen, & Schaufeli, 2001). Kada organizacija zaposlenima omogućiti kontrolu nad radom, ona na taj način i pomaže zaposlenima da se izbore sa radnim zahtevima i da poboljšaju svoje zdravlje (Meier, Semmer, Elfering, & Jacobshagen, 2008). Karasekov model može se jednostavno i pregledno prikazati dijagramatski, putem 2 x 2 matrice, na čijoj se jednoj osi nalazi dimenzija zahteva („visoki nasuprot niskim zahtevima“), a na drugoj kontrola („visoka nasuprot niskoj kontroli“). Takva podela povlači sa sobom ideju o četiri tipa posla, koji su prikazani na Slici 1.

Resursi na radu	visoki	nisko stresni	aktivni
	niski	pasivni	visoko stresni
		niski	visoki
		Radni zahtevi	

Slika 1. Hipotetski model istraživanja.

Nekoliko hipoteza je moguće postaviti na osnovu ovog modela. Prva je ta da različiti negativni indikatori stresa nastaju kao posledica kombinacije visokih zahteva posla (ili pritisa) i niske kontrole (drugim rečima, u „visoko stresnim poslovima“). Drugo, „aktivni poslovi“ vode ka blagostanju i razvoju zaposlenih. Osim toga, „nisko stresni poslovi“ zbog visoke kontrole nad poslom koju zaposleni u njima doživljavaju mogu voditi ispodprosečnim vrednostima stresa. Prethodna istraživanja su pokazala da je visok nivo kontrole nad radom zaista pozitivno i direktno povezan sa fizičkim i psihološkim zdravljem (na primer, Ganster & Fusilier, 1989), kao i sa manjim nivoom anksioznosti, izgaranja na radu i bolesti (Elsass & Veiga, 1997). Povećanje kontrole nad radom sa jedne strane smanjuje stres, a sa druge strane povećava intrinzičnu motivaciju kod zaposlenih (Van Yperen & Hagedoorn, 2003). Ipak, pregledom brojnih studija koje su testirale model u terminima interakcije visoki zahtevi – niska kontrola, može se zaključiti da postoji samo ograničena empirijska podrška za Karasekov model (Cox & Griffiths, 2010; de Lange, Taris, Kompier, Houtman, & Bongers, 2003; Häusser et al., 2010; Stansfeld & Marmot, 2002).

Osim što nije dobio nedvosmisleni empirijsku podršku, kritike Karasekovog modela usmerene su i na njegovu nedovoljnu obuhvatnost (Bakker et al., 2010). Prema ovim autorima, kontrola nad radom nije jedini resurs koji zaposleni koriste kako bi savladali radne zahteve. Oni smatraju da socijalna podrška od nadređenih i kolega igra veoma važnu ulogu u prevladavanju stresa. Socijalna podrška se definiše kao korisna socijalna interakcija koja je dostupna zaposlenom na poslu, i to od saradnika, supervizora, ali i od strane podređenih (Lunchman & Gonzales-Morales, 2013; Snyder, Krauss, Chen, Finlinson, & Huang, 2008). Sličan Karasekovom, Džonson i Hol (Johnson & Hall, 1988) postulirali su model stresa koji, pored zahteva i kontrole, pretpostavlja da značajnu ulogu u blagostanju zaposlenih ostvaruje i podrška od strane kolega i supervizora (Bakker & Demerouti, 2007). Prema hipotezi ovog modela, koji je nazvan model Zahtevi-kontrola-podrška (ili skraćeno-

no J-DSC model), socijalna podrška može da smanji negativan efekat kombinacije visokih radnih zahteva i niske kontrole nad radom. Takođe, povećana kontrola nad radom može da smanji negativan uticaj zahteva rada kada je prisutna i socijalna podrška (Johnson & Hall, 1988). Najbolja kombinacija karakteristika posla za zaposlenog je kada su radni zahtevi, kontrola nad radom i socijalna podrška visoki i takva situacija dovodi do povišene radne motivacije i mogućnosti za učenje i razvoj (de Jonge & Kompier, 1997).

Jasno se razdvojio značaj dve vrste podrške u stres procesu: one od strane kolega i od strane nadređenih. Podrška od strane kolega se odnosi na to koliko su zaposleni prijateljski nastrojeni i podržavajući, dok se podrška od nadređenih odnosi na to koliko oni ohrabruju svoje zaposlene da podržavaju jedni druge (Dollard, Winefield, Winefield, & de Jonge, 2000). Sa jedne strane, prisustvo kolega koji podržavaju i dobijanje povratnih informacija od nadređenog povećavaju verovatnoću da će se postići radni ciljevi (Schaufeli & Bakker, 2004). Sa druge strane, kvalitetan odnos sa rukovodiocima ublažava negativan uticaj radnih zahteva, poput radnog opterećenja, fizičkih i emocionalnih zahteva. Posledično, ređe dolazi do izgaranja na radu a češće do visoke motivacije i angažovanosti, jer podrška od kolega i nadređenog pomaže zaposlenom da se suoči sa radnim zahtevima i olakšava mu obavljanje posla (Bakker et al., 2005; Bakker & Demerouti, 2007; Väänänen et al., 2003).

Početak 2000-ih, definisan je model koji integriše prethodno navedene modele (Demerouti, Bakker, Nachreiner, & Schaufeli, 2001) a u kojem se dalje razrađuju koncepti protektivnih uslova na poslu i u model, osim kontrole i podrške, uključuje čitav niz drugih faktora. Resursi na radu podrazumevaju fizičke, psihološke, socijalne ili organizacijske aspekte posla koji su funkcionalni u ostvarenju ciljeva posla, redukuju radne zahteve i fizičke i psihološke poteškoće koje su sa njima povezane, i takođe stimulišu zaposlene da se razvijaju i usavršavaju (Bakker et al., 2005).

Hipotetski model istraživanja

Na osnovu pregleda teorijskih modela (Zahtevi-kontrola, Zahtevi-kontrola-podrška, Zahtevi-resursi), formulisani su hipotetski modeli istraživanja koji uključuju kombinaciju dve dimenzije - zahteve posla i resurse na radu. Što se tiče resursa na radu, fokusirali smo se na kontrolu nad poslom i socijalnu podršku (podršku od strane rukovodioca i saradnika). Od radnih zahteva, u ovom istraživanju ispitivali smo kvantitativne, kognitivne i emocionalne zahteve. Kombinacijom dimenzija radnih zahteva i resursa dobijena su četiri različita tipa posla prikazana na Slici 1.

Istraživački problem i hipoteze

Istraživanjem smo nastojali da utvrdimo na koji način se zaposleni na određenim tipovima posla razlikuju po pitanju indikatora blagostanja, izgaranja na radu i radne angažovanosti. Osim toga, dodatnim analizama želeli smo da ispitamo i da li efekat tipova posla na izgaranje i radnu angažovanost zavisi od pola ispitanika i nivoa njihovog obrazovanja. Na osnovu rezultata prethodnih istraživanja koja su se bavila ovom temom (na primer, Bakker, Demerouti, & Verbeke, 2004; Bakker, Hakanen, Demerouti, & Xanthopoulou, 2007; Popov, Miljanović, Stojaković, & Matanović, 2013; Van den Broeck, Vansteenkiste, De Witte, & Lens, 2008; Xanthopoulou et al., 2007), formulisane su sledeće hipoteze:

H1. Očekuje se da će zaposleni sa više radnih zahteva izgarati više od zaposlenih sa manje radnih zahteva (glavni efekat radnih zahteva na izgaranje).

H2. Očekuje se da će zaposleni sa više resursa na radu biti radno angažovaniji od onih sa manje resursa (značajan glavni efekat resursa na radu na radnu angažovanost).

H3. Očekuje se da će zaposleni na aktivnim poslovima biti radno angažovaniji od zaposlenih na visoko stresnim, nisko stresnim i pasivnim poslovima (efekat interakcije radnih zahteva i resursa na radu na radnu angažovanost).

H4. Očekuje se da će zaposleni na visoko stresnim poslovima izgarati više u poređenju sa onima na aktivnim, nisko stresnim i pasivnim poslovima (efekat interakcije radnih zahteva i resursa na radu na izgaranje).

Metod

Uzorak i procedura

U istraživanju je učestvovalo ukupno 206 ispitanika. Prosečna starost ispitanika je 38.33 godina ($SD = 12.03$), najmlađi ispitanik ima 19 godina, a najstariji 61 godinu. Ostali demografski podaci o ispitanicima prikazani su u Tabeli 1. Prikupljanje podataka je izvršeno tokom juna 2017. godine. Ispitanici su uz bateriju testova dobili i osnovne informacije o istraživanju. Učešće je bilo dobrovoljno i anonimno. Ispitanici su individualno popunjavali bateriju testova.

Tabela 1

Prikaz deskriptivnih pokazatelja zaposlenih u uzorku (N = 206)

	Deskriptivne karakteristike
Pol	72 muškaraca (35%), 129 žena (62.6%), 5 bez odgovora (2.4%)
Staż u organizaciji	< 1 godina 33 (16%), 1-3 godine 34 (16.5%), 3-5 godina 30 (14.6%), > 5 godina 104 (50.5%)
Završena škola	64 SŠ (31.1%), 136 fakultet/master (66%), 6 bez odgovora (2.9%)
Broj radnih sati nedeljno	< 20 sati 7 (3.4%), 40 sati 129 (62.6%), > 40 sati 65 (31.6%), 7 bez odgovora (3.4%)

Instrumenti

Upitnik karakteristika posla (UKP: Popov, 2017) meri karakteristike posla kao što su kvantitativni zahtevi posla, kognitivni zahtevi posla, emocionalni zahtevi posla, raznovrsnost posla, fizički zahtevi, kontrola/autonomija, podrška rukovodioca, podrška od strane kolega, radna uloga, promena i radno okruženje. Sadrži 46 ajtema koji su grupisani u 11 karakteristika posla. Odgovori se daju pomoću petostepene skale Likertovog tipa od 1 (*skoro nikad*) do 5 (*skoro uvek*). U ovom istraživanju korišćene su sledeće dimenzije upitnika:

1) *Kvantitativni, kognitivni i emocionalni radni zahtevi* - kvantitativni zahtevi se mere preko brzine posla, manjka vremena i nedostižnih vremenskih rokova. Kognitivni zahtevi rada se mere preko velikog broja informacija, koncentrisanosti tokom rada, kao i onih problemskih situacija sa kojima se zaposleni nisu susretali ranije. Emocionalni zahtevi se odnose na situacije u kojima zaposleni prikriva ili potiskuje svoje emocije i ponaša se ljubazno, čak i kada se ne oseća tako, i podrazumeva svaki direktan kontakt sa kupcima. Primer stavke: „Vaš posao zahteva da radite veoma brzo“. Svaka supskala zahteva reprezentovana je sa po tri stavke, a sumacioni skor na svih devet stavki čini varijablu Zahtevi posla. Koeficijent interne konzistentnosti za devet stavki koji čine ovu varijablu je .71.

2) *Kontrola nad poslom* merena je pomoću ajtema koji se odnose na mogućnost zaposlenih da utiču na različite aspekte posla, poput fleksibilnog radnog vremena, broja pauza, načina obavljanja posla i dr. Primer stavke: „Sami određujete kada ćete u toku radnog vremena napraviti pauzu“.

3) *Socijalna podrška* se odnosi na meru u kojoj zaposleni dobija pomoć i podršku od strane rukovodioca i saradnika. Primer stavke: „Dobijate pomoć i podršku od svojih kolega“. Sumacioni skor na supskalama Socijalne podrške (podrška rukovodioca = 6 stavki i podrška od strane saradnika = 6 stavki) i Kontrole (5 stavki) čini varijablu *Resursi za rad*. Koeficijent interne konzistentnosti za tri supskale koje čine ovu varijablu je .87.

Skala radne angažovanosti (Utrecht Work Engagement Scale UWES-9: Schaufeli, Bakker & Salanova, 2006, adaptirao Popov, 2013) sadrži tvrdnje kojima se procenjuje kako zaposleni doživljavaju svoj posao. Skala podrazumeva samoprocenu i zadatak ispitanika je da daju odgovore koji se nalaze na sedmostepenoj Likertovoj skali od 0 (*nikad*) do 6 (*svaki dan*). Primeri ajtema su: „Na svom poslu, osećam se snažno i energično“, „Ponosan sam na posao koji obavljam“ i „Dok radim, posao me ponese“. Koeficijent interne konzistentnosti za ovu skalu je .93.

Skala izgaranja na radu (Work burnout WB: Borritz & Kristensen, 1999, adaptirali Berat, Jelić & Popov, 2016) meri samoprocenu psihološke i fizičke iscrpljenosti u vezi sa poslom. Sastoji se od 7 tvrdnji koje mere koliko su zaposleni iscrpljeni i frustrirani tokom obavljanja svog posla u poslednje četiri nedelje. Odgovori se daju pomoću petostepene skale Likertovog tipa od 1 (*U vrlo maloj meri/Skoro nikad*) do 5 (*U vrlo velikoj meri/Uvek*). Primeri ajtema su: „Da li je Vaš posao emocionalno iscrpljujuć?“ Koeficijent interne konzistentnosti za ovu skalu je .87.

Upitnik demografskih odlika se sastojao od šest pitanja koja se odnose na pol, starost, nivo obrazovanja, dužinu zaposlenosti u organizaciji u kojoj trenutno rade, zadovoljstvo platom, kao i broj radnih sati u toku nedelje.

Postupak statističke obrade padataka

Analiza podataka je izvršena u statističkom programu *SPSS 20*. Prvo su sprovedene osnovne deskriptivne analize, a za testiranje hipoteza korišćene su jednosmerna i dvosmerna analiza varijanse, kao i post-hoc testovi.

Rezultati

Deskriptivna analiza

Vrednosti skjunisa i kurtozisa se kreću u okviru od -1 do 1 i pokazuju da nema značajnih odstupanja od normalne distribucije na sve četiri varijable. Deskriptivni pokazatelji varijabli u istraživanju nalaze se u Tabeli 2.

Tabela 2
 Deskriptivni pokazatelji varijabli ($N = 206$)

	AS	Mdn	SD	Raspon	SK	K	1	2	3	4
1. Zahtevi posla (9)	31.80	32	5.8	13-43	-.41	-.04	.71	-.29**	-.02	.38**
2. Resursi za rad (17)	62.25	64	11.57	25-84	-.51	-.12		.87	.55**	-.52**
3. Radna angažovanost (9)	33.59	35.5	12.58	0-54	-.74	.21			.93	-.53**
4. Izgaranje u radu (7)	48.54	46.43	23.06	0-100	.15	-.52				.87

Napomena. AS = aritmetička sredina; Mdn = medijana; SD = standardna devijacija; SK = skjunis; K = kurtozis; broj u zagradi iza varijabli označava broj stavki uključenih u merenje te varijable.

** $p < .01$.

Postupak klasifikacije poslova u četiri grupe

Prikom obrade podataka smo koristili tehniku medijane (eng. *Median split technique*) gde su na svakoj od dve nezavisne varijable izabrani ispitanici ispod i iznad medijane i grupisani prema karakteristikama poslova koji obavljaju (ovim postupkom kategorizacije 20 ispitanika je isključeno iz daljih analiza jer su se našli tačno na medijani na ispitivanim varijablama). Kombinacijom zahteva posla (Mdn = 32) i resursa za rad (Mdn = 64) dobijena su četiri tipa posla:

1. Aktivni poslovi (visoki zahtevi posla i visoki resursi za rad) = 39 ispitanika je obuhvaćeno ovom kategorijom.
2. Nisko stresni poslovi (niski zahtevi posla i visoki resursi za rad) = 52 ispitanika.
3. Visoko stresni poslovi (visoki zahtevi posla i niski resursi za rad) = 59 ispitanika.
4. Pasivni poslovi (niski zahtevi posla i niski resursi za rad) = 36 ispitanika.

Testiranje hipoteza

Kako bismo proverili postavljene hipoteze nad podacima, sprovedene su analize varijanse. Rezultati su prikazani u Tabeli 3.

Tabela 3

Analiza efekata zahteva i resursa na dve zavisne varijable (N = 186)

	<i>F</i>	<i>df1</i>	<i>df2</i>	<i>p</i>
Radna angažovanost				
Zahtevi posla (ZP)	.89	1	182	.35
Resursi na radu (RR)	39.25	1	182	.00
ZP x RR	.05	1	182	.83
Izgaranje na radu				
Zahtevi posla (ZP)	16.76	1	182	.00
Resursi na radu (RR)	26.51	1	182	.00
ZP x RR	1.31	1	182	.25

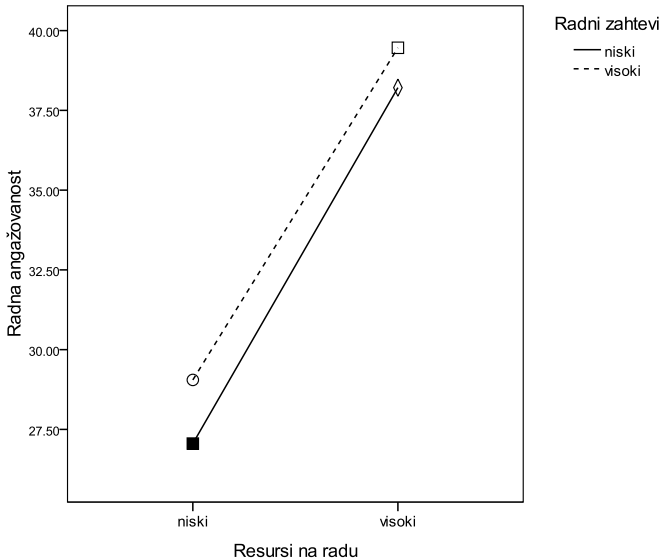
Rezultati dvosmerne analize varijanse ukazuju na to da je u slučaju obe zavisne varijable značajan glavni efekat resursa na radu. Zahtevi posla su ostvarili značajan glavni efekat u slučaju zavisne varijable izgaranje na radu. Specifično, pokazano je da su ispitanici sa više radnih zahteva zaista izvestili o statistički značajno višem nivou izgaranja ($AS = 55.11$, $SD = 22.64$) u odnosu na zaposlene sa manje radnih zahteva ($AS = 39.95$, $SD = 21.30$), čime je hipoteza H1 prihvaćena. Sa druge strane, zaposleni sa više resursa na radu pokazali su statistički značajno više radne angažovanosti ($AS = 38.89$, $SD = 9.36$), u odnosu na one sa manje resursa na radu ($AS = 28.36$, $SD = 13.04$), čime je prihvaćena i hipoteza H2. Interaktivni, odnosno moderatorski efekat zahteva posla i resursa na radu nije statistički značajan ni u jednom od dva slučaja.

U daljem tekstu će glavni i interaktivni efekti po zavisnim varijablama biti prikazani grafički (Grafikoni 1 i 2). Osim toga, izračunate su i jednosmerne analize varijanse za sve četiri grupe poslova. S obzirom na činjenicu da je preliminarnom analizom utvrđeno da pretpostavka homogenosti varijanse nije opravdana (Levene F test u oba slučaja statistički značajan, $p < .01$), korišćen je Welch test analize varijanse i Dunnett T3 post-hoc test koji se preporučuju u situacijama u kojima je pretpostavka o homogenosti varijansi između grupa narušena (Dunnnett, 1980).

Radna angažovanost

Rezultati ukazuju na to da se ispitanici na četiri grupe poslova statistički značajno razlikuju u pogledu izraženosti radne angažovanosti (Welch $F(3,92.86) = 13.26$, $p = .00$). Na osnovu vrednosti Dunnett T3 post-hoc testa, može se zaključiti da se zaposleni na tzv. aktivnim poslovima ($AS = 39.5$, $SD = 8.7$) značajno razlikuju od njihovih kolega na tzv. visoko stresnim poslovima ($AS = 29.1$, $SD = 12$) i pasivnim poslovima ($AS = 27.1$, $SD = 15$). Zaposleni na nisko stresnim poslovima ($AS = 38.2$, $SD = 10$) se takođe značajno razlikuju od onih na visoko stresnim i pasivnim

poslovima. Statistički značajne razlike nisu uočene između zaposlenih na aktivnim i zaposlenih na nisko stresnim poslovima, kao ni između zaposlenih na visoko stresnim i pasivnim poslovima. Na osnovu dobijenih rezultata, može se zaključiti da je hipoteza H3 o efektu interakcije radnih zahteva i resursa na radu na radnu angažovanost odbačena. Rezultati su prikazani na Grafikonu 1.

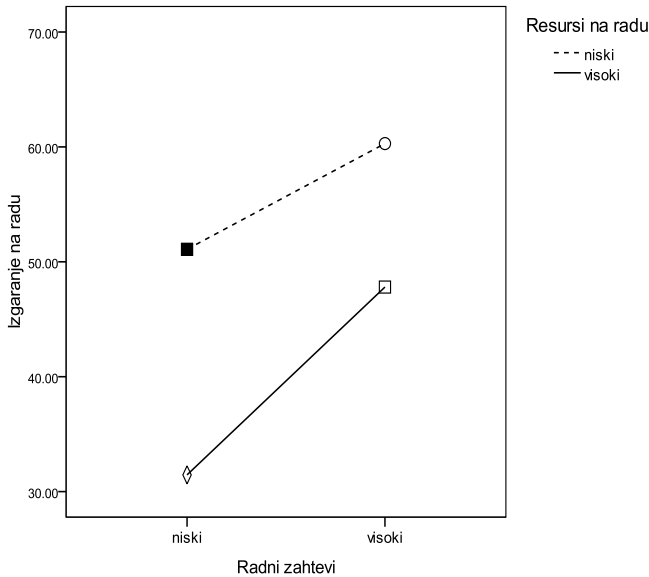


Grafikon 1. Razlike tipova posla prema radnoj angažovanosti.

Napomena. ○ = visoko stresni poslovi; □ = aktivni poslovi; ■ = pasivni poslovi; ◇ = nisko stresni poslovi.

Izgaranje na radu

U pogledu izraženosti izgaranja na radu, rezultati pokazuju da se zaposleni na četiri grupe poslova statistički značajno razlikuju (Welch $F(3,94.90) = 18.02, p = .00$). Dunnett T3 post-hoc testom je otkriveno da se zaposleni na nisko stresnim poslovima ($AS = 31.5, SD = 17.7$) statistički značajno razlikuju od zaposlenih na aktivnim ($AS = 47.8, SD = 17.3$), na visoko stresnim poslovima ($AS = 60.3, SD = 25$), kao i zaposlenih na pasivnim poslovima ($AS = 51.1, SD = 21.1$). Statistički značajne razlike nisu uočene između zaposlenih na aktivnim, visoko stresnim i pasivnim poslovima, čime je hipoteza H4 odbačena. Rezultati su prikazani na Grafikonu 2.



Grafikon 2. Razlike tipova posla prema izgaranju na radu.

Napomena. ○ = visoko stresni poslovi; □ = aktivni poslovi; ■ = pasivni poslovi; ◇ = nisko stresni poslovi.

Interakcija tipova posla sa polom ispitanika i nivoom njihovog obrazovanja

Nivo obrazovanja. Najpre je sproveden χ^2 test kako bi se utvrdilo kakav je odnos između nezavisnih varijabli (u ovom slučaju nivoa obrazovanja i tipova posla), nakon čega je sprovedena dvosmerna analiza varijanse. Rezultati su pokazali da broj ispitanika prema tipovima posla ne zavisi od nivoa njihovog obrazovanja, $\chi^2(3) = 1.60, p = .66$. Rezultati analize varijanse pokazuju da nivo obrazovanja ne ostvaruje statistički značajan efekat na izgaranje ($F(1,172) = 1.16, p = .28$), ni na radnu angažovanost ($F(1,172) = 0.01, p = .99$). Takođe, nije značajna ni interakcija nivoa obrazovanja i tipa posla koji zaposleni obavljaju, kako u pogledu radne angažovanosti ($F(3,172) = 1.87, p = .14$), tako i u pogledu izgaranja na radu ($F(3,172) = .82, p = .49$). No, treba biti oprezan prilikom interpretacije ovog poslednjeg rezultata, jer je u slučaju izgaranja narušena jedna od pretpostavki za sprovođenje analize varijanse – homogenost varijansi među grupama (Levene's $F(7,172) = 3.00, p = .01$).

Pol. I u ovom slučaju je najpre sproveden χ^2 test kako bi se utvrdilo kakav je odnos između nezavisnih varijabli (u ovom slučaju pola i tipova posla). Rezultati su pokazali da broj ispitanika prema tipovima posla zaista zavisi od pola, $\chi^2(3) = 11.77, p = .01$, što ukazuje na činjenicu da je teško razdvojiti njihov efekat. Stoga

smo se opredelili da ispitamo samo polne razlike u izraženosti izgaranja na radu i radne angažovanosti. Rezultati su pokazali da nema polnih razlika u pogledu radne angažovanosti ($t(199) = -.84, p = .41$), dok je u pogledu izgaranja razlika statistički značajna u korist žena ($t(199) = -2.81, p = .05$). Drugim rečima, žene su pokazale viši nivo izgaranja na radu ($AS = 51.08, SD = 22.38$), u odnosu na muškarce ($AS = 44.30, SD = 24.09$).

Diskusija

Istraživanje je sprovedeno sa ciljem da se utvrde razlike u nivou pokazatelja blagostanja kod zaposlenih (radna angažovanost i izgaranje na radu), u zavisnosti od toga koji tip posla obavljaju. Postavljene su četiri istraživačke hipoteze. Prve dve se odnose na glavne efekte radnih zahteva na izgaranje, odnosno resursa za rad na radnu angažovanost (H1 i H2). Druge dve hipoteze se odnose na interaktivni (moderatorski) efekat radnih zahteva i resursa na radu u predikciji izgaranja i radne angažovanosti (H3 i H4).

Hipoteze o glavnim efektima radnih zahteva i resursa na izgaranje i radnu angažovanost su podržane u potpunosti. Pokazano je da zaposleni sa više radnih zahteva izgaraju više od onih sa manje zahteva na poslu. Takođe, utvrđeno je da su zaposleni sa više resursa na radu (više kontrole nad poslom i socijalne podrške) radno angažovaniji od njihovih kolega sa manje dostupnih resursa. Osim što rezultati pružaju podršku postavljenim hipotezama, oni ujedno govore i u prilog tezi da postoje dva nezavisna procesa blagostanja u organizacijama. Jedan, tzv. put motivacije i blagostanja (eng. *motivation-driven*), koji ukazuje na značaj resursa za rad u predikciji tzv. pozitivnih indikatora blagostanja, poput radne angažovanosti. Drugi put je put energetske iscrpljenosti (eng. *energy-driven*), koji od radnih zahteva, preko izgaranja, vodi ka nepovoljnim organizacijskim ishodima, poput namere za napuštanje posla ili zdravstvenog apsentizma (Bakker et al., 2003; Popov, Raković i Jelić, 2017; videti detaljnije u Bakker & Demerouti, 2007). Zanimljivo je, takođe, primetiti da su resursi imali statistički značajan efekat i na izgaranje (a ne samo na radnu angažovanost). Ovaj rezultat je u skladu sa nalazima da zaposleni kada imaju manje radnih resursa, ulažu više napora u svoj rad i samim tim i brže izgaraju (Crawford, LePine, & Rich, 2010). Nalazi ove studije govore u prilog tome da efekat resursa nije specifičan samo za tzv. put motivacije, već da dostupnost resursa, nezavisno od količine posla koji zaposleni obavljaju, može doprineti i snižavanju izgaranja.

Među istraživačima i dalje nema saglasnosti oko toga da li resursi na radu, osim nezavisnog efekta, imaju i moderatorski (ili tzv. "*buffer*") efekat – drugim rečima, dosadašnja istraživanja nisu dala jednoznačan odgovor na pitanje da li dostupnost određenih organizacijskih resursa (na primer, podrške) može ublažiti negativne efekte visokih zahteva na poslu. Rezultati dobijeni u ovoj studiji ne govore u prilog tome i moderatorski efekat resursa nije dokazan. U terminima tipova

poslova koji zaposleni obavljaju, nije pokazano da su: 1) zaposleni radno najangažovaniji na tzv. aktivnim poslovima (tj. onim sa istovremeno visokim radnim zahtevima i dostupnim resursima; hipoteza H3), niti da su 2) tzv. visoko stresni poslovi (tj. oni sa istovremeno visokim zahtevima i niskim resursima) najrizičniji za razvoj izgaranja, kako se očekivalo (hipoteza H4). Više je mogućih objašnjenja ovakvih nalaza. Jedno od glavnih se odnosi na globalnu i nespecifičnu operacionalizaciju radnih zahteva i resursa (Häusser et al., 2010). Drugim rečima, možda bi trebalo formulisati stavke tako da budu specifičnije i bolje prilagođene realnim radnim situacijama u kojima se zaposleni nalaze, kako bi jedinstveni doprinosi ovih varijabli bili adekvatnije mereni. Isti autori su u svojoj meta-analičkoj studiji utvrdili da kada su zahtevi i resursi operacionalizovani specifičnije, dobijen je veći procenat značajnih interakcija. Takođe, de Jonge i Dorman (de Jonge & Dormann, 2006) pokazali su da, ukoliko se zahtevi, resursi i blagostanje mere na istom nivou opštosti (na primer, interakcija emocionalnih zahteva i emotivne podrške u predikciji emocionalne iscrpljenosti), povećava se verovatnoća da se dobiju značajni interaktivni efekti. Stoga smo mi i u našoj studiji pokušali da uvažimo preporuke de Jongea i Dormana i ponovili dvostruku analizu varijanse, u kojoj smo proveravali glavni efekat emocionalnih zahteva i podrške na izgaranje. Za potrebe ove dodatne analize, izračunali smo medijanu za varijable emocionalnih zahteva ($Mdn = 12$) i socijalne podrške ($Mdn = 47.5$) iz upitnika UKP. Zatim smo na isti način kao i u glavnim analizama sprovedli "median split" tehniku (odnosno podelili ispitanike ispod i iznad medijane po obe merene varijable), te sprovedli dvostruku analizu varijanse sa izgaranjem kao zavisnom varijablom. No, i u ovom slučaju dobijen je statistički značajan glavni efekat i zahteva ($F(1,172) = 10.95, p < .001$) i podrške ($F(1,172) = 27.99, p < .001$), dok je interaktivni efekat ispod granice značajnosti ($F(1,172) = 1.24, p > .10$).

Drugo moguće objašnjene leži u samoj činjenici da konstrukti radnih zahteva i resursa nisu u potpunosti nezavisni, tj. da problem leži u načinu njihove operacionalizacije. Kada ispitanik odgovara na stavku ("Vaš posao od Vas zahteva da radite veoma brzo"), vrlo je verovatno da on ima na umu činjenicu da ne mora da radi veoma brzo, upravo iz razloga što može da odlučuje o tome na koji način će obaviti posao (a tako upravo glasi stavka koja pripada dimenziji kontrole nad poslom, "Možete da utičete na to na koji način ćete obaviti svoj posao"). Tome u prilog govori i postojanje umerene negativne korelacije između zahteva i resursa ($r = -.29$). Iz tog razloga se obično i dobija u istraživanjima da je veličina efekta veća kod glavnih efekata zahteva i resursa nezavisno, nego kod efekata njihove interakcije.

Posmatrano prema tipovima posla, rezultati sprovedenog istraživanja delimično potvrđuju postavku da se na pozicijama gde su obezbeđeni visoki resursi prevenira izgaranje (Crawford et al., 2010). Očekivano, zaposleni na nisko stresnim poslovima, izgaraju u manjoj meri na radu od zaposlenih na ostalim grupama poslova. Sa druge strane, zaposleni na aktivnim poslovima, koji imaju visoke i resurse i zahteve, izgaraju u velikoj meri (tek nešto manje od onih na visoko

stresnim poslovima – i to ne statistički značajno manje), što nije u skladu sa teorijskim modelima od kojih smo pošli. Dakle, dostupnost resursa, barem prema rezultatima dobijenim u ovoj studiji, nije protektivan faktor u razvoju izgaranja. To indirektno govori da, čak i u situaciji dostupnosti različitih resursa, zaposleni koji su pod velikim pritiskom bivaju iscrpljeni (Crawford et al., 2010). Izgleda da zaposleni na aktivnim poslovima jesu radno angažovani, ali da to posledično može voditi ulaganjem velikog napora u obavljanje radnih zadataka, odnosno izgaranju na duže staze. Može se pretpostaviti da vremenom dolazi do zasićenja, o čemu govori i potreba za kreiranjem sve većeg broja intervencija u organizacijama koje podstiču balans korišćenja resursa i odgovora na zahteve bez ulaska u zonu izgaranja. Jedna od takvih je uvođenje mentorstva zaposlenima kako bi se smanjio efekat izgaranja na radu (van Emmerik, 2004; videti i Schaufeli, Leiter, & Maslach, 2010).

Na kraju, testirani su i efekti tipova posla i pola, odnosno nivoa obrazovanja na dve ispitivane zavisne varijable. Generalni zaključak je da nivo obrazovanja, niti sam, niti u interakciji sa tipovima posla ne ostvaruje efekat na dve zavisne varijable. Što se tiče pola, tu je situacija malo komplikovanija, jer se usled interakcije te varijable i tipova posla, nije mogao ispitati njihov interaktivni efekat na zavisne varijable. No, pokazano je da pol, sam po sebi, ostvaruje efekat na izgaranje, čineći žene osetljivijim na izgaranje u odnosu na muškarce (videti Purvanova & Muros, 2010).

Ograničenja i preporuke za dalja istraživanja

Mogu se izdvojiti nekoliko ograničenja i preporuka za buduća istraživanja. Prvo ograničenje ogleda se u veličini uzorka, koji je bio prigodan i polno neujednačen. U našem istraživanju skoro dve trećine uzorka činile su žene. Kao što smo već napomenuli, preporuke možemo usmeriti i u pravcu drugačijeg merenja konstrukata zahteva i resursa. Važno je napomenuti da je JD-R, kao i modeli koji su mu prethodili (JDC i JDCS) zapravo “enviromentalistički”, i teži da objasni kako objektivno organizacijsko i socijalno okruženje utiče na blagostanje zaposlenih (Häusser et al., 2010). Ipak, ogromna većina instrumenata oslanja se na subjektivnu procenu tog okruženja od strane zaposlenih. Sa druge strane, činjenica je i da je okruženje za zaposlenog stresno u onoj meri u kojoj ga on tako doživljava, stoga bi preporuka bila da naredna istraživanja u svoj fokus stave kombinovanje objektivnih i subjektivnih mera u proceni karakteristika organizacijske klime. Dalje, način operacionalizacije varijable resursa na radu u ovom istraživanju učinjen je tako da dominantno reflektuje veličinu socijalne podrške, u smislu da više stavki iz upitnika meri podršku (iako iz dva različita izvora) nego kontrolu. Iako model Zahtevi-resursi ne daje striktna uputstva niti ograničenja u vezi sa operacionalizacijom resursa na radu, ovu činjenicu ipak treba imati u vidu prilikom intepretacije dobijenih nalaza. Naposletku, u ovom istraživanju primenjen je transverzalni istraživački nacrt. Slabost takvih nacrta u determinisanju uzročnosti odavno je

poznata i dokumentovana, stoga se preporuke mogu usmeriti na sprovođenje longitudinalnog istraživanja ovih fenomena.

Ovim istraživanjem pokazano je da bi bilo moguće razlikovati tipove posla, s obzirom na izraženost glavnih njegovih karakteristika: zahteva posla i resursa na radu. Takođe, pokazano je da se tipovi posla mogu razlikovati pre svega spram izraženosti radne angažovanosti i izgaranja kod zaposlenih koji su na takvim poslovima zaposleni. Sa druge strane, dobijeni nalazi ukazuju i na to da interaktivni efekat zahteva posla i resursa za rad nije uvek onakav kako predviđa model Zahtevi-resursi. Preciznije, izgleda da su resursi za rad značajniji faktor u predikciji blagostanja, izgaranja i radne angažovanosti od zahteva posla. Svi ovi nalazi sugerišu dodatnu potrebu da se najpre preciznijim definisanjem zahteva i resursa, a potom i praćenjem ispitivanih fenomena kod zaposlenih kroz duži vremenski period, pronađu dodatni odgovori na postavljena pitanja i osmisle intervencije koje bi doprinele blagostanju zaposlenih.

Reference

- Bakker, A. B., & Demerouti, E. (2007). The Job Demands-Resources model: state of the art. *Journal of Managerial Psychology*, 22(3), 309–328. doi:10.1108/02683940710733115
- Bakker, A. B., & Demerouti, E. (2017). Job demands-resources theory: Taking stock and looking forward. *Journal of Occupational Health Psychology*, 22(3), 273–285. doi:10.1037/ocp0000056
- Bakker, A. B., Demerouti, E., & Euwema, M. C. (2005). Job resources buffer the impact of job demands on burnout. *Journal of Occupational Health Psychology*, 10(2), 170–180. doi:10.1037/1076-8998.10.2.170
- Bakker, A. B., Demerouti, E., & Sanz-Vergel, A. I. (2014). Burnout and Work Engagement: The JD–R Approach. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior*, 1(1), 389–411. doi:10.1146/annurev-orgpsych-031413-091235
- Bakker, A., Demerouti, E., & Schaufeli, W. (2003). Dual processes at work in a call centre: An application of the job demands – resources model. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 12(4), 393–417. doi:10.1080/13594320344000165
- Bakker, A. B., Demerouti, E., & Verbeke, W. (2004). Using the job demands-resources model to predict burnout and performance. *Human Resource Management*, 43(1), 83–104. doi:10.1002/hrm.20004
- Bakker, A. B., Hakonen, J. J., Demerouti, E., & Xanthopoulou, D. (2007). Job Resources Boost Work Engagement, Particularly When Job Demands Are High. *Journal of Educational Psychology*, 99(2), 274–284. doi:10.1037/0022-0663.99.2.274

- Bakker, A. B., Schaufeli, W. B., Leiter, M. P., & Taris, T. W. (2008). Work engagement: An emerging concept in occupational health psychology. *Work & Stress*, 22(3), 187–200. doi:10.1080/02678370802393649
- Bakker, A. B., van Veldhoven, M., & Xanthopoulou, D. (2010). Beyond the Demand-Control Model. *Journal of Personnel Psychology*, 9(1), 3–16. doi:10.1027/1866-5888/a000006
- 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
- Borritz, M., & Kristensen, T. S. (1999). *Copenhagen Burnout Inventory*. Copenhagen Denmark: National Institute of Occupational Health.
- Broeck, A. V. den, Vansteenkiste, M., Witte, H. D., & Lens, W. (2008). Explaining the relationships between job characteristics, burnout, and engagement: The role of basic psychological need satisfaction. *Work & Stress*, 22(3), 277–294. doi:10.1080/02678370802393672
- Cox, T., & Griffiths, A. (2010). Work-related stress: a theoretical perspective. In S. Leka & J. Houndmont (Eds.), *Occupational Health Psychology* (pp. 31–56). Oxford, UK: Wiley Blackwell.
- Crawford, E. R., Lepine, J. A., & Rich, B. L. (2010). Linking job demands and resources to employee engagement and burnout: a theoretical extension and meta-analytic test. *The Journal of Applied Psychology*, 95(5), 834–848. doi:10.1037/a0019364
- De Jonge, J., & Dormann, C. (2006). Stressors, resources, and strain at work: a longitudinal test of the triple-match principle. *The Journal of Applied Psychology*, 91(6), 1359–1374. doi:10.1037/0021-9010.91.5.1359
- De Jonge, J., & Kompier, M. A. J. (1997). A Critical Examination of the Demand-Control-Support Model from a Work Psychological Perspective. *International Journal of Stress Management*, 4(4), 235–258. doi:10.1023/B:IJSM.0000008152.85798.90
- De Lange, A.H., Taris, T.W., Kompier, M.A.J., Houtman, I.L.D., & Bongers, P.M. (2003). "The very best of the Millennium": Longitudinal research and the Demand-Control-(Support) model. *Journal of Occupational Health Psychology*, 8(4), 282–305. doi: 10.1037/1076-8998.8.4.282
- Demerouti, E., Bakker, A. B., de Jonge, J., Janssen, P. P., & Schaufeli, W. B. (2001). Burnout and engagement at work as a function of demands and control. *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 27(4), 279–286. doi: 10.5271/sjweh.615
- Demerouti, E., Bakker, A. B., Nachreiner, F., & Schaufeli, W. B. (2001). The Job Demands-resources Model of Burnout. *Journal of Applied Psychology*, 86(3), 499–512. doi:10.1037//0021-9010.86.3.499
- Dollard, M. F., Winefield, H. R., Winefield, A. H., & de Jonge, J. (2000). Psychosocial job strain and productivity in human service workers: A test of the demand-

- control-support model. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 73(4), 501–510. doi:10.1348/096317900167182
- Dunnett, C. W. (1980). Pairwise Multiple Comparisons in the Unequal Variance Case. *Journal of the American Statistical Association*, 75(372), 796–800. doi:10.2307/2287161
- Elsass, P. M., & Veiga, J. F. (1997). Job control and job strain: a test of three models. *Journal of Occupational Health Psychology*, 2(3), 195–211. doi:10.1037/1076-8998.2.3.195
- Ganster, D. C., & Fusilier, M. R. (1989). Control in the workplace. In C. L. Cooper & I. Robertson (Eds.), *International review of industrial and organizational psychology* (pp. 235–280). London: Wiley.
- Häusser, J. A., Mojzisch, A., Niesel, M., & Schulz-Hardt, S. (2010). Ten years on: A review of recent research on the Job Demand–Control (–Support) model and psychological well-being. *Work & Stress*, 24(1), 1–35. doi:10.1080/02678371003683747
- Johnson, J. V., & Hall, E. M. (1988). Job strain, work place social support, and cardiovascular disease: a cross-sectional study of a random sample of the Swedish working population. *American Journal of Public Health*, 78(10), 1336–1342. doi:10.2105/AJPH.78.10.1336
- Karasek, R. A. (1979). Job Demands, Job Decision Latitude, and Mental Strain: Implications for Job Redesign. *Administrative Science Quarterly*, 24(2), 285–308. doi:10.2307/2392498
- Kristensen, T. S., Borritz, M., Villadsen, E., & Christensen, K. B. (2005). The Copenhagen Burnout Inventory: A new tool for the assessment of burnout. *Work & Stress*, 19(3), 192–207. doi:10.1080/02678370500297720
- Leka, S., & Houdmont, J. (Eds.). (2010). *Occupational Health Psychology* (1 edition). Chichester ; Malden, MA: Wiley-Blackwell.
- Luchman, J. N., & González-Morales, M. G. (2013). Demands, control, and support: a meta-analytic review of work characteristics interrelationships. *Journal of Occupational Health Psychology*, 18(1), 37–52. doi:10.1037/a0030541
- Maslach, C., Schaufeli, W. B., & Leiter, M. P. (2001). Job Burnout. *Annual Review of Psychology*, 52(1), 397–422. doi:10.1146/annurev.psych.52.1.397
- Meier, L. L., Semmer, N. K., Elfering, A., & Jacobshagen, N. (2008). The double meaning of control: three-way interactions between internal resources, job control, and stressors at work. *Journal of Occupational Health Psychology*, 13(3), 244–258. doi:10.1037/1076-8998.13.3.244
- Meijman, T. F., & Mulder, G. (1998). Psychological aspects of workload. In P. J. D. Drenth, & H. Thierry (Eds.), *Handbook of work and organizational psychology: Work psychology* (Vol. 2) (pp. 5–33). Hove, U.K.: Psychology Press.
- Pines, A., & Aronson, E. (1988). *Career burnout: causes and cures*. New York: Free Press.

- Popov, B. (2013). *Uslovi na radu i individualna uverenja zaposlenih kao prediktori organizacijskog zdravlja*. Novi Sad: Filozofski fakultet (neobjavljena doktorska disertacija).
- Popov, B. (2017). *Upitnik karakteristika posla*. Neobjavljen manuskript.
- 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. i Jelić, D. (2017). Model organizacijskog zdravlja: predikcija blagostanja zaposlenih i organizacijske uspešnosti. *Primenjena psihologija, 10*(1), 81–101. doi:10.19090/pp.2017.1.81-101
- Purvanova, R. K., & Muros, J. P. (2010). Gender differences in burnout: A meta-analysis. *Journal of Vocational Behavior, 77*(2), 168–185. doi:10.1016/j.jvb.2010.04.006
- Schaufeli, W. B., & Bakker, A. B. (2004). Job demands, job resources, and their relationship with burnout and engagement: a multi-sample study. *Journal of Organizational Behavior, 25*(3), 293–315. doi:10.1002/job.248
- Schaufeli, W. B., Bakker, A. B., & Salanova, M. (2006). The Measurement of Work Engagement With a Short Questionnaire: A Cross-National Study. *Educational and Psychological Measurement, 66*(4), 701–716. doi:10.1177/0013164405282471
- Schaufeli, W. B., Bakker, A. B., & Van Rhenen, W. (2009). How changes in job demands and resources predict burnout, work engagement, and sickness absenteeism. *Journal of Organizational Behavior, 30*(7), 893–917. doi:10.1002/job.595
- Schaufeli, W. B., Leiter, M. P., & Maslach, C. (2009). Burnout: 35 years of research and practice. *Career Development International, 14*(3), 204–220. doi:10.1108/13620430910966406
- Snyder, L. A., Krauss, A. D., Chen, P. Y., Finlinson, S., & Huang, Y.-H. (2008). Occupational safety: Application of the job demand–control–support model. *Accident Analysis & Prevention, 40*(5), 1713–1723. doi:10.1016/j.aap.2008.06.008
- Stansfeld, S. A., & Marmot, M. G. (2002). *Stress and the heart: Psychosocial pathways to coronary heart disease*. VT, US: BMJ books.
- Väänänen, A., Toppinen-Tanner, S., Kalimo, R., Mutanen, P., Vahtera, J., & Peiró, J. M. (2003). Job characteristics, physical and psychological symptoms, and social support as antecedents of sickness absence among men and women in the private industrial sector. *Social Science & Medicine, 57*(5), 807–824. doi:10.1016/S0277-9536(02)00450-1
- Van den Broeck, A., Vansteenkiste, M., De Witte, H. D., & Lens, W. (2008). Explaining the relationships between job characteristics, burnout, and engagement: The role of basic psychological need satisfaction. *Work & Stress, 22*(3), 277–294. doi:10.1080/02678370802393672

- Van Emmerik, I. J. H. (2004). The more you can get the better: Mentoring constellations and intrinsic career success. *Career Development International*, 9(6), 578–594. doi:10.1108/13620430410559160
- Van Yperen, N. W., & Hagedoorn, M. (2003). Do High Job Demands Increase Intrinsic Motivation or Fatigue or Both? The Role of Job Control and Job Social Support. *Academy of Management Journal*, 46(3), 339–348. doi:10.2307/30040627
- Xanthopoulou, D., Bakker, A. B., Dollard, M. F., Demerouti, E., Schaufeli, W. B., Taris, T. W., & Schreurs, P. J. G. (2007). When do job demands particularly predict burnout?: The moderating role of job resources. *Journal of Managerial Psychology*, 22(8), 766–786. doi:10.1108/02683940710837714

Vesna Radošević
Dragana Jelić
Jelena Matanović
Boris Popov

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

JOB DEMANDS AND RESOURCES AS PREDICTORS OF BURNOUT AND WORK ENGAGEMENT: MAIN AND INTERACTION EFFECTS

The hypothetical model of the study was based on three similar theoretical models: Job demands-control, Job demands-control-support, and Job demands-resources, and it categorizes all jobs into four types: "active", "high strain", "low strain", and "passive" job type. The main purpose of the current study was to determine whether there are significant main and interaction effects of job demands and job resources in predicting burnout and work engagement. The proposed hypotheses were tested with a cross-sectional design among 206 Serbian employees (63% women). Respondents completed Work characteristics questionnaire, Utrecht work engagement scale, and Work burnout scale. Results of ANOVA supported hypotheses regarding the main effect of job demands on burnout, as well as the main effect of job resources on both burnout and work engagement. All main effects were in the expected direction. However, contrary to the proposed hypotheses, none of the interaction effect was found significant. In terms of proposed hypothetical model, it has been shown that employees on the "active" and "low strain" jobs exhibited more work engagement comparing to those on "passive" and "high strain" jobs. Also, employees with the "low strain" job type scored lower on burnout comparing to those with other three types. Research findings were discussed in the context of proposed theoretical models. Finally, practical implications of the study were summarized, as well as future directions.

Key words: job demands, job resources, work burnout, work engagement, Job demands-resources model.

Vanja Ković*,
Platon Sovilj† and
Dejan Lalović*¹

* Laboratory for
 Neurocognition and
 Applied Cognition,
 Faculty of Philosophy,
 University of Belgrade
 † Department of
 Power, Electronics
 and Communications,
 Faculty of Technical
 Sciences, University
 of Novi Sad

¹ Corresponding author
 email: dlalovic@f.bg.ac.rs

Primljeno: 13. 12. 2017.
 Primljena korekcija:
 28. 02. 2018.
 Prihvaćeno za štampu:
 01. 03. 2018.

EXPLORING ALTERNATIVES FOR VISUAL WORD GRAMMATICAL PRIMING PROCEDURE: AN ERP STUDY²

In search of the optimal method for assessing grammatical context effects on the visual word processing, we designed a study to demonstrate that in a simple task of reacting to “oddball” word pairs, subjects read and linguistically processed both the function and the content word simultaneously presented in a given pair. Properties of the oddball ERP paradigm allowed for stipulation that word pairs would evoke P300 potentials, and that properties and differences between potentials evoked by grammatically congruent and grammatically neutral pairs would indicate a type of stimuli processing. To test such prediction, we paired a noun and a verb with a congruent preposition and a personal pronoun respectively, preceding them to create a grammatically constrained condition, or with the conjunction preceding both target words to create unconstrained condition. The stimuli were employed in the two-stimulus oddball paradigm. Main outcome of our experiment was that the stimuli chosen evoked clear P300 potential as deviants in three out of four situations. More interestingly, in each of the situations P300 peaked well after 400 ms, falling near the upper limit of P300 range as usually reported. Such P300 latencies marked semantic processing (Polich, 2007), and indicated subjects read and linguistically processed both words in pairs. Our results suggested that in order to study effects of the grammatical context on the visual word processing, the standard priming procedure in which primes temporally preceded targets might not be required, or that it could at least be complemented by methods involving simultaneous primes and target presentation less burdened by technical issues.

Key words: grammatical priming, oddball paradigm, ERP

² This research was supported by the Ministry of Science and Technological Development of Serbia, grant number 179003 and 1779006 to the first author of the paper, grant number TR32019 to the second author of the paper, and Ministry of Science and Technological Development of Serbia, grant number 149007 to the third author of the paper.

Visual word processing is the topic considered as one of the most investigated in the whole realm of cognitive psychology (e.g., Lupker, 2005), in some opinion even in the fields of cognitive sciences and neurosciences (e.g., Zevin & Seidenberg, 2006). Effects of the linguistic context on the word processing are usually explored by means of a priming paradigm, in which a prime word is presented followed by a target word that requires a response from a subject. Priming is qualified by the type of a prime–target relation, hence we talk about semantic, associative, orthographic, phonological, grammatical priming, etc. Each type of priming can be coupled with one of several psycholinguistic tasks posing different demands to the subject, lexical decision, naming, categorization (e.g. semantic, grammatical), being the most frequently employed. Recent literature review suggests semantic, orthographic, and phonological priming to be the robust phenomena (Cortese & Balota, 2013). On the other hand, grammatical priming appears to be more elusive to the point of not even being included in some recent authoritative reviews of the research on the word processing (Cortese & Balota, 2013; Yap & Balota, 2015).

We will use the term ‘grammatical priming’ to denote all the instances of the target content word (noun, verb or adjective) primed by a single function word (preposition, pronoun, determiner or conjunction). Priming of targets with larger than word language segments, sentences, or sentence fragments pointing out to certain target’s grammatical property (word class, word form, etc.), would constitute syntactic priming. The first research on grammatical/syntactic priming in English was published by Goodman, McClelland, and Gibbs (1981), who were able to show that the lexical decision to nouns and verbs was facilitated by congruent (e.g., it tied, no bread), which was contrasted to incongruent grammatical priming (no tied, it bread). Effects of comparable magnitude were obtained in Seidenberg’s et al. replication of Goodman et al. study, but only in the lexical decision task, not in naming (Seidenberg, Waters, Sanders, & Langer, 1984, Experiment 1). Wright and Garret (1984) obtained syntactic priming effects by priming nouns and verbs with sentence fragments ending either congruously (prepositions to prime nouns, and modal verbs to prime verbs), or incongruously in the lexical decision task. West and Stanovich (1986) replicated and extended Wright and Garret’s study in a series of experiments that varied some procedural variables, but notably used a lexical decision and a naming task with the same materials to obtain similar priming effects of syntactic priming in both tasks. By using backward masked priming, Sereno (1991) demonstrated the effect of grammatically congruous priming in a lexical decision task, but not in naming. However, Bowey (1996) did obtain facilitation of nouns and verbs primed by pronouns, numerals, and modal verbs respectively, to constrain a target word class in the naming task, in non-skilled readers though (the fourth grade children).

In the first study, which was in line of grammatical priming research in Serbian, Lukatela et al. (1982) demonstrated priming of inflected verb forms by congruent personal pronouns in the lexical decision task. In the next study,

there were obtained similar effects of priming inflected noun forms by congruous prepositions (Lukatela, Kostić, Feldman, & Turvey, 1983). In the years to follow, the same group of researchers demonstrated priming of nouns by adjectives matching in gender, number, and case (Gurjanov, G. Lukatela, K. Lukatela, Savić, & Turvey, 1985), and nouns by matching possessive adjectives (Gurjanov, Lukatela, Moskovljević, Savić, & Turvey, 1985). The latter finding was replicated by Lukatela, Kostić, Todorović, Carello, and Turvey (1987). Carello, Lukatela, and Turvey (1988) chose stimuli from the experiment with reportedly the strongest grammatical priming of the lexical decision (Lukatela et al., 1982), to contrast effects of priming on the lexical decision and the naming task. They failed to obtain grammatical priming in the word naming (Experiment 2).

What seemed to be the crucial common feature of all the studies conducted in English in which grammatical/syntactic priming was obtained in naming was that targets from not a single word class, but at least from two word classes, were primed. Lalović (2010; 2006) used Serbian noun and verb inflected forms to prime them either with grammatically congruous primes, nouns with prepositions (e.g., *bez cigare* – without a cigar), or verbs with personal pronouns (e.g., *ona neguje* – she nourishes). A neutral situation was created by using conjunctions as primes which precluded neither target word class, nor its form. Concerning the facilitation by congruent priming in Serbian word naming, Lalović obtained a fall in range of 19–25 ms, being approximately as twice as large as the effects obtained in English word naming, and was not influenced by the prime exposure duration (Lalović, 2010).

A tentative conclusion that might be drawn from this brief summary would be that grammatical priming can be demonstrated in the visual word recognition, and the reasonable question then would be not if it occurs, but under which conditions the grammatical priming occurs. However, grammatical priming is heavily influenced by factors critically constraining conclusions and theorizing on its effects, and for that matter, effects of all the other kinds of linguistic priming on the word processing.

Despite its apparent simplicity, at least two major factors³, a type of psycholinguistic task and stimulus onset asynchrony, critically influence conclusions to be drawn from the grammatical priming experiment. One of two workhorses in the word processing research, to borrow Cortese and Balota's term (2013), is a lexical decision task. This task has been clearly the first researchers' choice in grammatical/syntactical priming studies, as the literature review suggests. The lexical decision is a binary decision task which requires from a subject to decide as quickly as possible whether the letter string presented is a word or not. As such, the task includes a decision phase that is obviously not included in the online word process-

³ We find choice of an adequate prime (e. g. linguistic or graphic) to construct a neutral situation in linguistic priming, and establish an adequate reference base line for priming effects estimation to be the factors of equal importance with the two we have discussed. However, they fall out of scope of the present study.

ing. Besides over exaggerating the role of word frequency in the lexical access, the decision phase is strongly influenced by nonwords proportion and characteristics (e. g. Balota & Chumbley, 1984). Evidence suggest that the lexical decision promotes a strategic process of backward prime-target congruency checking, when employed in the linguistic priming paradigm (Neely, Keefe, & Ross, 1989), as a logically viable option for reaching the (lexical) decision, since non-words can never be related to the primes. On the other hand, a naming or pronunciation task is thought to primarily tap the processes of recognizing a letter string as a word, or spelling-to-sound translation (Yap & Balota, 2015), as it is more clearly implicated in the on-line word processing. When obtained in the linguistic priming, naming latencies should predominantly reflect such prelexical processes.

Another important factor in priming is stimulus onset asynchrony (SOA), the time frame of a prime exposition, which follows the prime-target blank interstimulus interval. In terms of Posner-Snyder classic dichotomy (Posner & Snyder, 1975), shorter SOAs are generally assumed to favor automatic processes of facilitation, while longer SOAs invoke controlled strategic processes of inhibition in case of incongruous priming or target guessing in congruous priming (e.g., Neely, 1991). Longer SOAs therefore clearly promote processes of lesser relevance for the real time visual word processing. In search of the optimal method for assessing grammatical context effects on the visual word processing, we believe that departure from a standard priming paradigm could be fruitful. An optimal method should be free of equivocalities, which bears a choice of word processing task and SOA. The task should also be applicable in other language research paradigms, most importantly in eye tracking, with as less as possible modifications of stimuli presentation procedure, that make results comparisons across different paradigms difficult, if meaningful at all. Presenting prime and target simultaneously with the linguistic task of silent reading would meet those requests nicely. Obvious pitfall in such procedure would be a question of subjects attending both primes and targets. We choose to approach the problem by using event related potentials (ERP) in the oddball paradigm (Donchin, 1981).

Oddball is one of the oldest (Sutton, Braren, Zubin, & John, 1965) and most employed ERP paradigm. Typically, it is run in two-stimulus variant, in which an infrequent target (a “deviant”) is presented in a background of frequent “standard” stimuli, deviant requiring response from the subject (Polich, 2012). Discriminating deviants from the standards reliably evokes P300 ERP component. Defining feature of this late positive component is its latency, i.e. time elapsed from the stimulus onset to the moment when the component’s amplitude reaches its peak. P300 peaks within relatively broad time window of 250–500 ms, depending on the stimulus modality, task and the subject’s age (Polich, 2007), but usually at some 300 ms. In most cases, P300 amplitude gets larger with the task difficulty, but this relation is not straightforward as being mediated by several variables (Luck, 2014). Regardless of subtleties in theorizing about the exact nature of processes reflected by P300, it is widely accepted that P300 latency is an index of

categorization speed (e. g. Luck, 2014; Polich, 2012). Stimuli manipulations that make target classification more difficult will prolong P300 latency and postpone the onset time of the difference in the brain activity between standards and deviants (Luck, 2014; Polich, 2012). There is an ample evidence that semantic-rooted differences between stimuli produce longer P300 latencies compared to non-semantic (e.g. spatial) stimuli differences (Renault, Ragot, Lesevre, & Remond, 1982; Ritter, Simson, & Vaughan, 1983).

Properties of the oddball paradigm stated above allow for stipulation that grammatical primes and targets presented simultaneously would evoke P300 potentials of latencies longer than those typically evoked by non-verbal stimuli not requiring reading for detection, if linguistically processed in a simple task of deviants detecting. To test such stipulation, we employed word pairs constructed after Lalović's grammatical priming experiments (2010; 2006) to present them in the two-stimulus oddball paradigm. We further expected wave amplitudes to be larger for grammatically neutral than for grammatically congruent word pairs, reflecting more effortful detection in the former case.

Method

Participants

Fifty two participants, students of the Department of Power, Electronics and Communications, Faculty of Technical Sciences, University of Novi Sad, who obtained the course credits for their participation, and who signed the Informed Consent prior to their participation in the study, took part in the experiment.

The ERP instrument

For the purposes of measurement of ERPs we used NeuroIM-1 system developed at the Faculty of Technical Sciences, University of Novi Sad. NeuroIM-1 system was intended for extracting ERPs on the base of recordings from electrodes positioned on international 10–20 system locations. (For the detailed description of NeuroIM-1 system see Sovilj, Davidović, Beljić, & Ković, 2011).

Design and Procedure

Participants were seated in front of a monitor in a small, quiet room, approximately 80 cm away from the experimental monitor. Prior to the experiment, participants were informed that the study was aimed at testing neural activities during various experimental conditions, and that they would take part in the oddball paradigm task, which was known to be sensitive to participant's expectancies of the frequency of the stimuli appearance.

Stimuli for the constrained and unconstrained grammatical condition were chosen after Lalović's (2010; 2006) experiments at random, i.e. as they came as the examples of the conditions in the authors' discussions of the future research. The noun "lopta" was presented in a form "loptu", preceded by a congruent preposition "na" (na loptu – on ball), the verb "piti" was presented in a form "pije" preceded by the third person masculine pronoun "on" (on pije – he drinks) in the constrained condition. The preposition and the pronoun both pointed to the following word class and a specified case of the noun (Accusative Singular), and tense and person of the verb (the third person Present of the verb). The same noun and verb forms were preceded by a conjunction "ili" (or), which precluded neither target word class nor its morphological properties in the unconstrained grammatical condition. Thus two pairs of materials type were presented: a noun in the constrained/unconstrained condition and a verb in the constrained/unconstrained condition. Each subject responded by key pressing to one of the stimulus in pair described as to the deviant (i.e. infrequent stimulus with 20 per cent occurrence in stimuli sequence, total of 20), while the other in pair served as a standard (i.e. frequent stimulus with 80 per cent of occurrence, total of 80). Subjects were assigned to one of four experimental conditions in order in which they appeared in the experimental room. The number of participants per condition were: 11, 15, 14 and 13 in "ili loptu", "ili pije", "na loptu" and "on pije" experimental conditions, respectively. Stimuli (two words one next to the other) were presented in the center of the experimental 17-inch monitor to avoid eye or head movements in order to prevent confounds in the ERP signals.

We used the following sequence of stimuli presentation: initially, participants would see a fixation cross for a variable amount of time: 500 ± 100 ms. The jittering (variation of ± 100 ms) was used in order to prevent preparatory motor responses and masking effects in the ERP signals due to participant's getting into the rhythm of the task (Luck, 2005). After presentation of the fixation cross, participants were presented with a visual stimulus for the duration of 400 ms. subsequently, a blank screen was presented to them for 500 ms with a jitter of ± 100 ms.

The EEG data were recorded continuously from the CZ electrode and subsequently analysed.

Together with the on-set and clean-up of the ERP methodology, the experiment lasted approximately 40min per participant. Participants were instructed to keep their right index finger on the keyboard and press the target button every time they see the deviant stimuli. By doing so, they did not need to move their gaze away and back to the monitor, but they focused on the stimuli only. So, the explicit instruction was to keep the index finger on the keyboard throughout the experiment, and press the target button (marked on the keyboard) only upon seeing the deviant stimuli.

After the completion of the experiment, participants were given a brief explanation about the purpose of the experiment.

Results⁴

Reaction Time Analysis

Data from total of 52 participants were analyzed. Means, standard deviations and median reaction times in four situations named after deviants were the following respectively: “na loptu”: $M = 413.77$, $SD = 46.54$, $MD = 410.52$; “ili loptu”: $M = 407.08$, $SD = 40.19$, $MD = 410.90$; “on pije”: $M = 415.49$, $SD = 35.69$, $MD = 408.55$; “ili pije”: $M = 408.90$, $SD = 44.27$, $MD = 399.25$; overall across all the situations: $M = 410.91$, $SD = 41.13$, $MD = 408.00$. ANOVA with two between-subjects factors (Nouns–Verbs; Constrained–Unconstrained Group) revealed that there were neither significant main effects ($F(1, 49) = 0.02$; $p = 0.88$, $F(1, 49) = 0.32$; $p = 0.57$, for Nouns–Verbs, Constrained–Unconstrained groups, respectively), nor the interaction effect ($F(1, 49) = 0.00$; $p = 0.99$). Thus, participants did not differ according to the speed with which they detected deviant stimuli.

ERP analysis

The recorded ERPs were cut into the epochs for all experimental procedures and all the participants. All the epochs that contained the noise (including participants' motor movements, eye-blinks, drifts etc.) were manually eliminated from the subsequent analysis. The percentage of the elimination of the noise was less than a 5% for all the participants. The baseline for the epochs was 200 ms prior the stimuli presentation.

Initially, all of the epochs were cut into 20 ms windows intervals, so that the total number of the analysed intervals was 44 (2 prior to presentation of the stimuli, and 42 after the stimulus presentation). Given the multiple comparisons, Bonferroni corrections were also applied. Finally, the significant differences were reported only when the neighbouring 20 ms bins were significant at the $p < .05$ level (Eddy, Schmid, & Holcomb, 2006).

ERP latencies

Nouns.

For nouns, 20– by –20 ms analysis revealed that there were a number of intervals within which there were significant differences in the ERP amplitude between standard and deviant stimuli. For the group of participants who had “ili loptu” as a deviant stimuli, t-tests revealed that there were subsequent significant differences starting from the time window of 360–380 ms to the time window 420–440 ms (see Table 1a and Figure 1a). For the group of participants who had “na loptu” as a deviant stimuli, t-tests revealed that the subsequent significant dif-

⁴ All of the raw data (RT and ERP) will be available at the OSF site upon acceptance of this publication.

ferences started later, from the time window of 420–440 ms to the time window 460–480 ms.

Table 1a

Intervals with the significant differences between standards and deviants according to the t-test analysis for the 20 ms interval bins (N = 52)

Deviant	-200–360	360–380	380–400	400–420	420–440	440–460	460–480	480–
“ili loptu”		*	**	*	*			
“na loptu”					*	*	*	

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

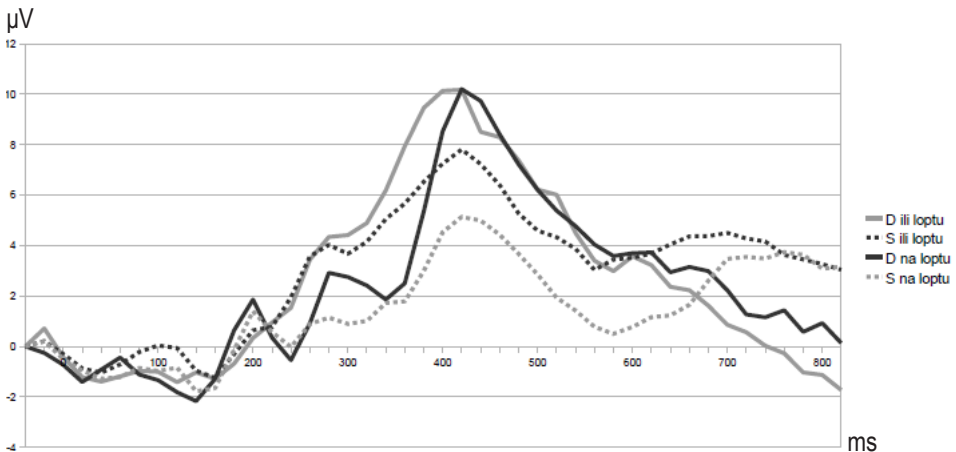


Figure 1a. ERP profiles for the Deviant–Unconstrained/Standard Constrained and Deviant–Constrained/Standard Unconstrained noun conditions.

Note. Full lines for the Deviant stimuli, dashed lines for the Standard stimuli; light grey for the Unconstrained stimuli, and dark grey for the Constrained stimuli.

Verbs.

For verbs, 20– by –20 ms t-test analysis showed that for the group of participants who had “ili piše” as a deviant stimuli, there were subsequent significant differences starting from the time window of 440–460 ms to the time window 480–500 ms, as well as from 540–560 ms to 600–620 ms (see Table 1b and Figure 1b). For the group of participants who had “on piše” as a deviant stimuli, t-tests revealed no significant differences between standard and deviant stimuli.

Table 1b

Intervals with the significant differences between standards and deviants according to the *t*-test analysis for the 20 ms interval bins ($N = 52$)

Deviant	-200-440	440-460	460-480	480-500	540-560	560-580	580-600	600-620	620-
"ili pije"		*	*	*	*	*	*	*	*
"on pije"									

Note. $*p < .05$.

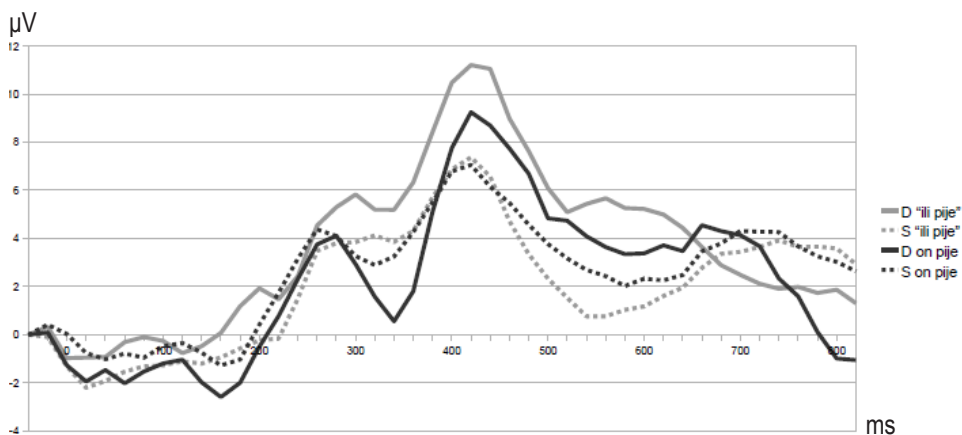


Figure 1b. ERP profiles for the Deviant–Unconstrained/Standard Constrained and Deviant–Constrained/Standard Unconstrained verb conditions.

Note. Full lines for the Deviant stimuli, dashed lines for the Standard stimuli; light grey lines for the Unconstrained stimuli, and dark grey lines for the Constrained stimuli).

ERP amplitudes (difference waves)

Mixed factors ANOVA for the time-window 360–500 ms with Standard–Deviant as a within-subject factor and Noun–Verb and Constrained–Unconstrained groups, as between-subject factors revealed a significant main effect of Standard–Deviant ($F(1, 49) = 9.04$; $p < 0.01$, $\eta^2 = 0.16$, Greenhouse-Geisser corrected), but no significant effects of Noun–Verb factor ($F(1, 49) = 0.01$; $p = 0.91$), or Constrained–Unconstrained group factor ($F(1, 49) = 1.86$; $p = 0.18$). Also, none of the two-way or three-way interactions were significant (Standard–Deviant X Noun–Verb: ($F(1, 49) = 0.18$; $p = 0.68$), Standard–Deviant X Constrained–Unconstrained ($F(1, 49) = 0.18$; $p = 0.67$), Noun–Verb X Constrained–Unconstrained ($F(1, 49) = 0.11$; $p = 0.74$) and Standard–Deviant X Noun–Verb X Constrained–Unconstrained ($F(1, 49) = 1.31$; $p = 0.26$). Thus, apart from the P300 effect (difference between standard and deviant stimuli across the conditions), there were no other amplitude differences across above listed experimental conditions (see Figure 2).



Figure 2. Difference waves for the Noun–Verbs Constrained/Unconstrained word groups.

Note. Lines for the four experimental conditions are marked according to the deviant stimuli; light grey for Nouns and dark grey for Verbs).

Discussion

Championing the idea of P300 serving as a measure of the stimulus processing independent of overt motor responses, Kutas, McCarthy, and Donchin (1977) were able to track it down to Woodworth (1938), who expressed hope that “brain waves” might be used one day as the indices of the exact mental processes timing. Median reaction times, which we obtained in our oddball experiments, fell in range of two-choice reaction times median (e.g., Luce, 1986), failing to reflect any effect of stimuli manipulation. However, evoked potentials analyses revealed a different scenario for the pairs of linguistic stimuli employed processing. The first significant outcome of our experiment was that nouns as the deviants evoked clear P300 potential both in a constraining and unconstraining context, and verbs did it in the unconstraining context. More interestingly, in each of four situations P300 peak latency was well above 400 ms, falling near the upper limit of P300 range, as usually reported. Such outcome indicated that the semantic processing took place in the case of stimuli we chose to represent grammatically constraining and unconstraining context (see Polich, 2007 for a P300 latency interpretation). No other earlier ERP component was obtained, suggesting differences in the perceptual processing or attentional bias to some of stimuli. In comparison, using exactly the same apparatus and the same oddball design in our laboratory, Ković, Sovilj, and Gvozdenović (in preparation) obtained P300 of the average 200 ms latency for purely graphic stimuli (“Pacman”) in a visual search task. Therefore, we were prone to conclude that both of words in the word pairs creating constraining and unconstraining conditions were linguistically processed, i.e. that the preceding close class word in each pair influenced the following open class

word processing in a simple task of silent reading. Our expectation for detection of grammatically neutral word pairs to be more effortful than detection of grammatically congruent pairs in terms of the recorded neural activity, was not corroborated by difference waves analysis.

Priming is defined almost invariably by the temporal prime-target relation across various fields in which the concept is debated (e.g., Houdé, 2004). Our results show that in order to study effects of the grammatical context on the visual word processing, a standard priming procedure in which primes precede targets might not be required, or that it could at least be complemented by methods apparently bearing less burden of the technical issues. Such method would obviously be a simultaneous presentation of what would be called primes and targets within a standard priming paradigm, coupled with any of the psycholinguistic tasks. A method we advocate could be readily implemented in a gaze-contingent eye-tracking procedure, yielding data comparable across behavioural, ERP and eye-tracking studies. There is already evidence that eye fixation and naming measures are similarly sensitive to word frequency, which hold somewhat less for eye fixation and lexical decision data (Shilling, Rayner, & Chumbley, 1998). Evidence as such, obtained on single words processing measures, makes our prediction that eye fixations would be shortened in grammatically constrained condition viable. The procedure of presenting simultaneously what would be called primes and targets within a standard priming paradigm has been employed at least in one research in Serbian, to our knowledge. Katz, Rexer, and Peter presented feminine Serbian monosemous and polysemous nouns in the nominative case preceded by 3 asterisks to which they referred as to a neutral "prime", in the accusative case preceded by the same prime, and in the accusative case preceded by the preposition matching the case (Katz, Rexer, & Peter, 1995; Experiment 2). Lexical decision was speeded by some 27 ms⁵ to monosemous accusative nouns preceded by prepositions compared to the same nouns preceded by asterisks, while the same context effect was approximately 36 ms for polysemous nouns. Such an outcome lent further support for our argument.

Conclusion

Our study has been designed to demonstrate that in a simple task of reacting to simultaneously presented "odball" word pairs, which theoretically could be accomplished without word reading and processing, subjects read and linguistically process both the function and the content word in a given pair in rather Stroop-like manner (Stroop, 1935). Principal limitations of our study stem from different logic behind odball and typical psycholinguistic experimental design. In the odball experiment usually a small number of stimuli is presented numerous times,

⁵ Katz et al. did not provide any of RT central tendency measures, the effect was visually estimated after Figure 2 (p. 95).

while in a psycholinguistic experiment, e.g., naming, or lexical decision, a larger set of stimuli is selected to represent the respective stimuli population. Stimuli we employed have been deliberately chosen in a quasirandom manner, only to demonstrate linguistic processing that takes place in a simple task not necessarily requiring such processing, nor exploring conditions under which it occurs. Given that we have presented a noun and a verb constrained with only one preposition and one personal pronoun respectively, our experiment cannot account for certain differences in the wave latencies across noun and verb conditions, as it is not aimed at comparing those conditions. It can be speculated that frequency of the noun and the verb chosen, and especially preposition–noun, conjunction–noun, pronoun–verb, and conjunction c-verb cooccurrence contributed to the pattern of the obtained results. We would expect differences in frequency of words pairs cooccurrence in the constrained/unconstrained condition to critically determine the oddball effects we have obtained. Frequency and proximity (the average number of words interpolated in a discourse) of the function – open class words would significantly affect grammatical priming effects in general beyond single words frequencies, in our opinion. Boundary conditions under which grammatical context on the word processing effects occur should be further examined in psycholinguistic experiments with carefully chosen larger set of stimuli controlled for all the relevant linguistic variables. Our study indicates that the task of simple silent reading could be successfully employed instead, or in addition to, primed naming task for that purpose.

References

- Balota, D. A., & Chumbley, J. I. (1984). Are lexical decision a good measure of lexical access? The role of word frequency in the neglected decision stage. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, *3*, 340–357. doi:10.1037/0096-1523.10.3.340
- Bowey, J. A. (1996). Grammatical priming of visual word recognition in fourth-grade children. *The Quarterly Journal of Experimental Psychology*, *4*, 1005–1023. doi:10.1080/027249896392414
- Carello, C., Lukatela, G., & Turvey, M. T. (1988). Rapid naming is affected by association but not by syntax. *Memory and Cognition*, *3*, 187–195. doi:10.3758/BF03197751
- Cortese, M. J., & Balota, D. A. (2013). Visual word recognition in skilled adult readers. In M. J. Spivey, K. McRae, & M. F. Joannis (Eds.), *The Cambridge handbook of psycholinguistics* (pp. 159–185). Cambridge, MA: Cambridge University Press.
- Donchin, E. (1981). Surprise!...Surprise?. *Psychophysiology*, *18*, 493–513. doi:10.1111/j.1469-8986.1981.tb01815.x

- Eddy, M., Schmid, A., & Holcomb, P. J. (2006). Masked repetition priming and event-related brain potentials: A new approach for tracking the time-course of object perception. *Psychophysiology*, *43*(6), 564–568. doi: 10.1111/j.1469-8986.2006.00455.x
- Goodman, G. O., McClelland, J. L., & Gibbs, R. W. (1981). The role of syntactic context in word recognition. *Memory & Cognition*, *9*(6), 580–586. doi:10.3758/BF03202352
- Gurjanov, M., Lukatela, G., Lukatela, K., Savić, M., & Turvey, M. T. (1985). Grammatical priming of inflected nouns by the gender of possessive adjectives. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, *4*, 692–701. doi:10.1037/0278-7393.11.1-4.692
- Gurjanov, M., Lukatela, G., Moskovljević, J., Savić, M., & Turvey, M. T. (1985). Grammatical priming of inflected nouns by inflected adjectives. *Cognition*, *19*, 55–71. doi:10.1016/0010-0277(85)90031-9
- Houdé, O. (Ed.). (2004). *Dictionary of Cognitive Science*. New York and London: Routledge/Taylor & Francis (Psychology Press).
- Katz, L., Rexer, K., & Peter, M. (1995). Case morphology and thematic role in word recognition. In L. B. Feldman (Ed.), *Morphological Aspects of Language Processing* (pp. 79–107). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Ković, V., Sovilj, P., & Gvozdenović, V. (in preparation). ERP correlates of illusory contours: an odd-ball paradigm.
- Kutas, M., Hillyard, S. A., & Donchin, E. (1977). Augmenting mental chronometry: The P300 as a measure of stimulus evaluation time. *Science*, *197*, 792–795. doi: 10.1126/science.887923
- Lalović, D. (2006). Verbalna sposobnost i korišćenje gramatičke informacije u srpskom jeziku. *Zbornik Instituta za pedagoška istraživanja*, *38*, 229–316. doi: 10.2298/ZIPI0602317L
- Lalović, D. (2010). Grammatical priming *does* facilitate visual word naming, at least in Serbian. *International Journal Information Technologies and Knowledge*, *4*(3), 203–215.
- Luce, D. R. (1986). *Response Times: Their Role in Inferring Elementary Mental Organization*. New York: Oxford University Press. doi:10.1093/acprof:oso/9780195070019.001.000
- Luck, S. J. (2005). *An Introduction to Event-Related Potentials and Their Neural Origins*. Boston: MIT Press.
- Luck, S. J. (2014). *An Introduction to the Event-Related Potential Technique, Second Edition*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Lukatela, G., Kostić, A., Feldman, L. B., & Turvey, M. T. (1983). Grammatical priming of inflected nouns. *Memory and Cognition*, *1*, 59–63. doi:org/10.3758/BF03197662
- Lukatela, G., Kostić, A., Todorović, D., Carello, C., & Turvey, M. T. (1987). Type and number of violations and the grammatical congruency effect in lexical decision. *Psychological Research*, *49*, 37–43. doi.org/10.1007/BF00309201

- Lukatela, G., Morača, J., Stojnov, D., Savić, M. D., Katz, L., & Turvey, M. T. (1982). Grammatical priming effects between pronouns and inflected verb forms. *Psychological Research*, *44*, 297–311. doi: 10.1007%252FBF00309326
- Lupker, S. J. (2005). Visual Word Recognition: Theories and Findings. In M. J. Snowling & C. Hulme (Eds.), *The Science of Reading: A Handbook* (pp. 39–60). Oxford, UK: Blackwell Publishing.
- Neely, J. H. (1991). Semantic context effects on visual word processing: A hybrid prospective/retrospective processing theory. In D. Besner & G. Humphreys (Eds.), *Basic processes in reading: Visual word recognition* (pp. 236–264). Hillsdale: Erlbaum.
- Neely, J. H., Keefe, D. E., & Ross, K. L. (1989). Semantic priming in the lexical decision task: Roles of prospective prime-generated expectancies and retrospective semantic matching. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, *15*(6), 1003–1019. doi:10.1037//0278-7393.15.6.1003
- Polich, J. (2007). Updating P300: An integrative theory of P3a and P3b. *Clinical Neurophysiology*, *118*(10), 2128–2148. doi:10.1016/j.clinph.2007.04.019
- Polich, J. (2012). Neuropsychology of P300. In S. J. Luck & E. S. Kappenman (Eds.), *Oxford Handbook of Event-Related Potential Components* (pp. 159–188). New York: Oxford University Press. doi:10.1093/oxford-hb/9780195374148.001.0001
- Posner, M. I., & Snyder, C. R. R. (1975). Attention and cognitive control. In R. Solso (Ed.), *Information processing and cognition: The Loyola symposium* (pp. 55–85). Potomac, MD: Erlbaum.
- Renault, B., Ragot, R., Lesevre, N., & Remond, A. (1982). Onset and offset of brain event as indexes of mental chronometry. *Science*, *215*, 1413–1415. doi:10.1126/science.7063853
- Ritter, W., Simson, R., & Vaughan, H. G. (1983). Event-related potential correlates of two stages of information processing in physical and semantic discrimination tasks. *Psychophysiology*, *20*(2), 168–179. doi:org/10.1111/j.1469-8986.1983.tb03283.x
- Seidenberg, M. S., Waters, G. S., Sanders, M., & Langer, P. (1984). Pre- and postlexical loci of contextual effects on word recognition. *Memory & Cognition*, *12*(4), 315–328. doi:10.3758/BF03198291
- Sereno, J. A. (1991). Graphemic, associative, and syntactic priming effects at a brief stimulus onset asynchrony in lexical decision and naming. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, *3*, 459–477. doi:10.1037/0278-7393.17.3.459
- Shilling, H. E. H., Rayner, K., & Chumbley, J. I. (1998). Comparing naming, lexical decision and eye fixation times: Word frequency effects and individual differences. *Memory & Cognition*, *26*(6), 1270–1281. doi:10.3758/BF03201199
- Sovilj, P., Davidović, D., Beljić, Ž., & Ković, V. (2011). Measurement and processing of event-related brain potential records. *Proceedings of papers Telfor 2011*, 683–686. doi:10.1109/TELFOR.2011.6143638

- Stroop, J. R. (1935). Studies of interference in serial verbal reactions. *Journal of Experimental Psychology*, *18*, 643-662. doi:10.1037/h0054651
- Sutton, S., Braren, M., Zubin, J., & John, E. R. (1965). Evoked potential correlates of stimulus uncertainty. *Science*, *15*, 1187-1188. doi:10.1126/science.150.3700.1187
- West, R. F., & Stanovich, K. E. (1986). Robust effects of syntactic structure on visual word processing. *Memory & Cognition*, *14*(2), 104-112. doi:10.3758/BF03198370
- Woodworth, R. S. (1938). *Experimental psychology*. New York: H. Holt and Company.
- Wright, B., & Garret, M. (1984). Lexical decision in sentences: Effects of syntactic structure. *Memory & Cognition*, *12*, 31-45. doi:10.3758/BF03196995
- Yap, M., & Balota, D. (2015). Visual Word Recognition. In A. Pollastsek & R. Treiman (Eds.), *The Oxford Handbook of Reading* (pp. 26-43). New York, NY: Oxford University Press. doi:10.1093/oxfordhb/9780199324576.001.0001
- Zevin, J. D., & Seidenberg, M. S. (2006). Simulating consistency effects and individual differences in nonword naming: A comparison of current models. *Journal of Memory and Language*, *54*, 145-160. doi:10.1016/j.jml.2005.08.002

Vanja Ković*
Platon Sovilj†
Dejan Lalović*

* Laboratorija za neurokogniciju i primenjenu kogniciju, Filozofski fakultet, Univerzitet u Beogradu
† Odsek za energetiku, elektroniku i komunikacije, Fakultet tehničkih nauka, Univerzitet u Novom Sadu

ISTRAŽIVANJE MOGUĆNOSTI ZA GRAMATIČKO PRIMOVANJE VIZUELNO PRIKAZANIH REČI POMOĆU ERP-A

U potrazi za optimalnim metodom proučavanja efekata gramatičkog konteksta na obradu pojedinačnih reči, izveli smo istraživanje kojim smo pokazali da u jednostavnom "odball" zadatku sa vizuelnim prikazivanjem ispitanici čitaju i jezički obrađuju obe reči u simultano prikazanim parovima. Karakteristike ERP "odball" paradigme dopuštaju pretpostavku da će parovi reči pobuditi potencijal P300, te da će fine razlike između potencijala evociranih gramatički saglasnim i gramatički neutralnim parovima ukazati na svojstva njihove kognitivne obrade. Imenica i glagol upareni su sa saglasnim predlogom, odnosno sa ličnom zamenicom, radi kreiranja gramatički ograničavajućeg konteksta, ili sa gramatički neutralnim veznikom radi kreiranja slobodnog konteksta. Takvi stimulusi prikazani su u "odball" paradigmi sa dva stimulusa. Glavni ishod našeg eksperimenta je da su odabrani parovi reči pobudili jasan potencijal P300 u tri od četiri eksperimentalne situacije. Interesantno je da je u svakoj od tih situacija P300 dostigao vrhunac tek nakon 400 ms, što je otklon koje se približava gornjoj granici uobičajenog javljanja P300 i smatra se obeležjem semantičke obrade (Polich, 2007). Ovakav rezultat pokazuje da su ispitanici pročitali i jezički obradili obe reči u parovima. Naši nalazi sugerišu da u cilju proučavanja efekata gramatičkog konteksta na obradu vizuelno prikazanih reči standardni postupak primovanja, u kojem reči-primovi prethode prikazu reči-meta, nije nužan. U najmanju ruku može se zaključiti da postupak jednovremenog prikazivanja reči korišćen u ovoj studiji, uz zadatak čitanja u sebi, može predstavljati dopunu ili zamenu postupka primovanja u istraživanjima delovanja gramatičkog konteksta na obradu pojedinačnih reči, budući da je poznato da postupak primovanja nosi sa sobom metodološke teškoće.

Ključne reči: gramatičko primovanje, "odball" paradigma, ERP

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 objavljuju 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. Zaglavlje ne sme imati više od 50 karaktera. Paginacija bi trebalo da počinje od prve strane.

Rad treba da bude strukturiran 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 stavljaju u *kurziv*. Nazive instrumenata treba navoditi kao subordinirane podnaslove u okviru odeljka *Instrumenti*, 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.

Interkorelacije konstrukata.

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 referenca 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 zaglavlje 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

Nekorektan 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-belju štampi. Ukoliko se koristi ilustracija iz štampanog izvora nužno je pismeno 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. α, 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 skraćena „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 skraćena „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 skraćena 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 zameniti 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.

PRIMENJENA PSIHOLOGIJA

•

•

•

•

• **MODEL OF EFFECTS OF CULTURAL CAPITAL AND MOTIVATIONAL FACTORS ON KEY COMPETENCIES OF PUPILS**

•

• Mia Marić, Vesna Rodić Lukić, and Snežana Štrangarić

•

•

• **RULE-GOVERNED BEHAVIORS – DO EXTERNAL OR INTERNAL VARIABLES DEFINE THEM?**

•

•

• Svetlana Borojević and Jadranko Janković

•

•

• **PRENATAL ATTACHMENT IN A CONTEXT OF EXPERIENCE OF THE FAMILY OF ORIGIN**

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

•

• Vanja Ković, Platon Sovilj, and Dejan Lalović