

**Stanislava Popov<sup>1</sup>**Medicinska škola  
Zrenjanin**Bojan Janičić**  
**Bojana Dinić**Odsek za psihologiju,  
Filozofski fakultet,  
Univerzitet u Novom  
Sadu**VALIDACIJA SRPSKE ADAPTACIJE UPITNIKA  
EMOCIONALNE REGULACIJE (ERQ)<sup>2</sup>**

Cilj ovog istraživanja je provera validnosti srpske adaptacije Upitnika emocionalne regulacije (Emotion Regulation Questionnaire – ERQ: Gross & John, 2003). ERQ počiva na Grossovom Procesnom modelu nastanka emocija prema kojem regulacija emocija može nastati pre i posle javljanja emocionalnog odgovora. Ovim upitnikom se mere dve strategije emocionalne regulacije: Kognitivna preformulacija (KP) koja se dešava pre nego što se emocionalni odgovor razvije i odnosi se na reinterpretaciju emocionalno pobuđujuće situacije, i Emocionalna supresija (ES) koja se odnosi na regulaciju već nastalog emocionalnog odgovora. U prvoj studiji je, na uzorku od 623 ispitanika iz opšte populacije (35.5% muških, prosečna starost 27.97), proveravana faktorska struktura upitnika ERQ. Konfirmatornom faktorskom analizom je kao najbolji izdvojen model koji pretpostavlja dva faktora – ES i KP, s tim što je za KP pretpostavljena bifaktorska struktura. Pokazano je da se deo varijanse KP može pripisati efektu metoda koji više potiče od ajtema koji se odnose na preformulaciju pozitivnih emocija. U drugoj studiji, na uzorku od 223 studenata, proveravana je divergentna validnost skala ERQ-a preko korelacija sa osobinama ličnosti HEXACO modela i sa dimenzijama afekta. Ispitane su korelacije i sa sirovim skorovima ERQ-a i sa skorovima koji su parcijalizovani u odnosu na metodski efekat. Iako su korelacije sa parcijalizovanim skorovima nešto više, generalno nema razlika u njihovoj značajnosti, odnosno efekat metoda je praktično zanemarljiv. Emocionalna supresija ostvaruje negativnu povezanost sa Emocionalnošću, Ekstraverzijom i Pozitivnim afektom, a Kognitivna preformulacija ostvaruje pozitivne veze sa Ekstraverzijom i Pozitivnim afektom, a negativne sa Negativnim afektom, čime je potvrđena validnost skala ERQ-a.

<sup>1</sup> Adresa autora:  
stanislava.popov@gmail.com.

Primljeno: 02. 03. 2015.  
Primljena korekcija:  
15. 05. 2015.  
Prihvaćeno za štampu:  
20. 05. 2015.

**Ključne reči:** emocionalna regulacija, ERQ, kognitivna preformulacija, emocionalna supresija

<sup>2</sup> Rad je nastao u okviru projekta Ministarstva prosvete, nauke i tehnološkog razvoja „Nasledni, sredinski i psihološki činioci mentalnog zdravlja“ (ON179006).

Emocionalna regulacija odnosi se na načine na koje ljudi mogu uticati na sopstvene emocionalne reakcije (Mauss, Bunge, & Gross, 2007), na njihovu pojavu, intenzitet, održavanje, i ublažavanje na iskustvenom, bihejvioralnom i fiziološkom planu (Popov, 2010). Istraživanje emocionalne regulacije zauzima značajno mesto u različitim oblastima psihologije, od ispitivanja karakteristika ličnosti koje su povezane sa ovim procesom, preko ispitivanja njene anatomsko-fiziološke osnove, do psihoterapije koja, korigujući dostupne aspekte procesa, utiče na mentalno zdravlje pojedinca. Najobuhvatniji teorijski okvir emocionalne regulacije ponudio je James Gross krajem 20. veka uobličivši Procesni model nastanka emocija (Gross, 1998a) koji je našao svoju primenu u različitim istraživačkim i praktičnim oblastima psihologije (Gross, Richards, & John, 2006). Prema ovom modelu, emocionalni proces započinje nekom spoljašnjom situacijom ili mentalnom reprezentacijom koju osoba vrednuje. Evaluacija te situacije dalje pokreće set adaptivnih odgovora na nju. Ovi odgovori uključuju iskustvene, bihejvioralne i fiziološke sisteme. Odgovori svakog sistema mogu biti modulirani, i ta modulacija daje konačni oblik manifestaciji emocije (Gross & Thompson, 2007). S obzirom na ovakav značaj u dinamici emocija, nameće se pitanje merenja individualnih razlika u strategijama emocionalne regulacije. I pored toga što su ove strategije brojne, autori modela su odlučili da fokus ispitivanja suze na one koje ljudi uobičajeno koriste u svakodnevnom životu. Takođe su birali one koje se mogu precizno operacionalizovati, kojima se može manipulirati u laboratorijskim uslovima i koje se mogu definisati u terminima individualnih razlika (Gross & John, 2003). Forme emocionalne regulacije uopšteno se dele na regulaciju aktivirajuće situacije (engl. *antecedent-focused*) i regulaciju emocionalne reakcije (engl. *response-focused*) (Gross, 1998b). Regulacija aktivirajuće situacije odnosi se na postupke koje sprovodimo pre nego što se emocionalni odgovor u potpunosti razvije, promeni naše ponašanje i periferno fiziološko reagovanje (Gross & John, 2003). Regulacija emocionalne reakcije se dešava kasnije u odnosu na regulaciju aktivirajuće situacije. Ona se odnosi na već nastali emocionalni odgovor, sa ciljem da umani jaku fiziološku i neadekvatnu bihejvioralnu reakciju. Autori su izabrali po jednu iz okvira dve opšte kategorije strategija i sugerisali razlikovanje kognitivne i bihejvioralne emocionalne regulacije. Kognitivna regulacija predstavlja reinterpretaciju emocionalno pobuđujuće situacije na način koji menja emocionalni odgovor. Ovu kognitivnu strategiju Gross naziva preformulacija. Bihejvioralnu regulaciju predstavlja supresija spolja vidljive ekspresije emocionalnog odgovora. Dakle, bihejvioralna regulacija se odnosi na već nastali emocionalni odgovor, a preformulacija se dešava pre nego što emocionalni odgovor nastane, i na taj način utiče na njen intenzitet i kvalitet (Ochsner & Gross, 2005).

Na osnovu ovog teorijskog okvira razvijen je Upitnik emocionalne regulacije (Emotion Regulation Questionnaire – ERQ: Gross & John, 2003) koji meri sklonost ka preformulaciji i supresiji u svakodnevnom životu. Rezultati eksplorativne i konfirmatorne faktorske analize na studentskoj populaciji potvrdili su dvofaktorsku strukturu upitnika (Gross & John, 2003). Konfirmatorna faktorska analiza pokazala je da najbolji fit ima model po kojem su supresija i preformulacija dve

nezavisne strategije koje ne isključuju jedna drugu, tj. koje ljudi mogu koristiti u različitoj meri. Nime, nisu se značajno razlikovali model sa korelacijom faktora fiksiranom na nulu i sa dozvoljenom korelacijom između faktora, pri čemu je korelacija između faktora bila vrlo niska. Takođe, ovi modeli su bili značajno bolji od jednofaktorskog ili hijerarhijskog modela. Dvofaktorsko rešenje je potvrđeno u primeni na studentskoj populaciji na italijanskom (Balzarotti, John, & Gross, 2010) i na nemačkom uzorku (Melka, Lancaster, Bryant, & Rodrigez, 2011). Iako je u ovim modelima bila dozvoljena korelacija između faktora, ona je bila prilično niska ( $\Phi = .08$  na španskom i  $r = .02$  na nemačkom uzorku), te se potvrđuje da su dve strategije međusobno nezavisne.

Međutim, neki rezultati dovode u pitanje jednodimenzionalnost skala, posebno preformulacije. Iako su Gross i John (Gross & John, 2003) zaključili da nema izolovanja faktora u odnosu na valencu emocija, Balzarotti i sar. (Balzarotti et al., 2010) ukazuju na to da skale nisu sasvim unidimenzionalne zato što neki ajtemi dele specifičan sadržaj (npr. regulaciju negativnih emocija) koji nije zajednički ostalim ajtemima. Naime, skala preformulacije sadrži ajteme koji se odnose na redukciju negativnih emocija s jedne, i pojačavanje pozitivnih, s druge strane, što neki autori smatraju različitim kognitivnim strategijama, i nazivaju ih negativna i pozitivna preformulacija (Mauss & McRae, 2016). Prema Maussovoj i McRaevoj (Mauss & McRae, 2016), dve vrste preformulacije mogu funkcionisati nezavisno jedna od druge. Konkretno, korišćenje preformulacije za povećanje pozitivnih emocija (pozitivna preformulacija), u poređenju sa redukcijom negativnih emocija (negativna preformulacija), može na kratkoročnom planu pojačati pozitivne emocije, bez redukcije negativnih. S obzirom na to da pozitivne emocije doprinose opštem zdravstvenom stanju, ako se učestalo primenjuje, pozitivna preformulacija može voditi do poboljšanja opšteg psihološkog blagostanja i veće rezilijentnosti u stresnim situacijama. Dalje, povećanje pozitivnih emocija bez redukcije negativnih, kao posebna kognitivna strategija, možda je čak i konstruktivnija u odnosu na negativnu preformulaciju, jer iskustvo negativnih emocija nije nešto što nužno treba izbeći u svim situacijama. Pored navedenog, Maussova i McRaeova (Mauss & McRae, 2016) navode da o nezavisnosti dva tipa preformulacije svedoči i različita neurološka osnova.

Kako je originalna primena upitnika bila ograničena na studentsku populaciju, postavlja se pitanje da li će se isti rezultati dobiti primenom na opštoj populaciji. U istraživanju na španskoj opštoj populaciji potvrđena je originalna struktura upitnika (Cabello, Salguero, Fernández-Berrocal, & Gross, 2013) uz korelaciju između faktora od  $r = .09$ . Međutim, u primeni na nemačkoj opštoj populaciji, nije potvrđena originalna struktura ERQ, već je predloženo da jedan ajtem (br. 8) ima zasićenja na oba faktora (Wiltnik et al., 2011). Korelacija originalnih skala je bila značajna ( $r = .20$ ), ali je u revidiranom modelu manja. Dodatno, u primeni na opštoj populaciji iz Australije i Ujedinjenog kraljevstva, ponovo nije potvrđena originalna struktura, već je predloženo izbacivanje ajtema br. 3 zbog redundantnosti (Spaapen, Waters, Brummer, Stopa, & Bucks, 2013). Ovako redukovana verzija pokazala se stabilnom na poduzorcima iz pomenutih zemalja.

Postoje još neke nedoslednosti u primenama na studentskoj i opštoj populaciji. Naime, u primeni na studentskoj populaciji dosledno se dobijaju polne razlike u emocionalnoj supresiji, pri čemu muškarci ostvaruju više skorove, dok u kognitivnoj preformulaciji nisu zabeležene polne razlike (Gross & John, 2003; John & Gross, 2004; Melka et al., 2011). Međutim, istraživanja na opštoj populaciji ne daju tako jednoznačne rezultate. Iako je na španskom (Cabello et al., 2013) i nemačkom uzorku (Wiltnik et al., 2011) iz opšte populacije potvrđen efekat pola, u primenama na australijskom uzorku i uzorku iz UK-a (Spaapen et al., 2013) dobijeno je da postoje polne razlike na obe strategije, pri čemu žene imaju viši skor na preformulaciji. Slično, i u istraživanju Chena (Chen, 2010) dobijeno je da žene imaju više skorove na preformulaciji.

Relacije sa starošću su manje ispitivane, verovatno zbog toga što je upitnik manje primenjivan na opštoj populaciji na kojoj se dobija dovoljan varijabilitet u starosti. Međutim, i u tim istraživanjima, nisu dobijeni dosledni rezultati. Koristeći retrospektivan nacrt, John i Gross (John & Gross, 2004) su pokazali da upotreba preformulacije raste od 20. do 60. godine starosti, a supresije opada. Isti trend je dobijen poređenjem starijih žena i studentkinja. Međutim, u primeni na opštoj populaciji u Nemačkoj, dobijena je niska pozitivna korelacija supresije i starosti ( $r = .09$ , Wiltnik et al., 2011), a u primeni na australijskom i uzorku iz UK-a na opštoj populaciji nisu zabeležene korelacije sa starošću (Spaapen et al., 2013).

Iako demografski korelati skala emocionalne regulacije nisu uvek jasno replirani, provera konvergentne i divergentne validnosti dosledno ukazuje na konstruktivnost preformulacije u odnosu na supresiju, u domenu mentalnog zdravlja i psihološkog blagostanja. Naime, konvergentna validnost upitnika je utvrđena preko relacija supresije i preformulacije sa nekoliko konceptualno bliskih konstrukata, kao što su strategije prevladavanja stresa, upravljanje raspoloženjem, neautentičnost i opažena uspešnost regulacije emocija. Divergentna validnost je ispitana preko veza sa dimenzijama ličnosti iz modela Velikih pet, kontrolom impulsa, kognitivnim sposobnostima i tendencijom za socijalnom poželjnošću. Korelacije u slučaju provere divergentne validnosti bile su značajne, ali skromne, što pokazuje da su dimenzije upitnika ERQ povezane sa ovim konstruktima, ali se ne mogu svesti ni na jedan od njih. Generalno, preformulacija se povezuje sa adaptivnim karakteristikama ličnosti i boljim socijalnim i afektivnim funkcionisanjem, dok se supresija povezuje sa maladaptivnim karakteristikama ličnosti i indikatorima slabijeg interpersonalnog, afektivnog i zdravstvenog funkcionisanja (Asmir, 2005; Balzarotti et al., 2010; Cabello et al., 2013; Gross & John, 2003; John & Gross, 2004, 2007). Konstruktivnost preformulacije se ogleda i u tome što osobe koje joj više pribegavaju pokazuju manje simptoma depresije, a više optimizma, samoprihvatanja, doživljaja kontrole sopstvenog života i veće zadovoljstvo životom, stepen lične autonomije i bolje odnose sa drugima (Gross & John, 2003).

## Cilj istraživanja

Cilj ovog istraživanja je provera faktorske strukture i psihometrijskih karakteristika srpske adaptacije ERQ. Na osnovu prethodnih istraživanja (Spaapen et al., 2013; Wiltnik et al., 2011) stiče se utisak da postoje izvesne poteškoće repliranja originalne strukture ERQ na uzorku iz opšte populacije, a postoje i sumnje u jednodimenzionalnost skale koja se odnosi na kognitivnu preformulaciju (Balzarotti et al., 2010). Naime, kako ova skala sadrži preformulaciju pozitivnih i negativnih emocija, postavlja se pitanje da li su u pitanju specifične strategije jedne opštije strategije preformulacije, ili problem sa dimenzionalnošću potiče od efekta metoda. Kako najnovija istraživanja govore o dva tipa preformulacije koja imaju različite efekte na emocije (Mauss & McRae, 2016), cilj je i provera bifaktorske strukture skale Kognitivna preformulacija, kao i prisutnost efekta metoda (Studija 1). Takođe, biće proveravana divergentna validnost skale ERQ preko korelacija sa dimenzijama ličnosti HEXACO modela i sa dimenzijama pozitivnog i negativnog afekta (Studija 2). Na osnovu prethodnih istraživanja (Balzarotti et al., 2010; Cabello et al., 2013; John & Gross, 2003) očekuje se da ove strategije ostvaruju niske korelacije sa osobinama ličnosti i merama afekta, pri čemu kognitivna preformulacija treba da ostvari pozitivnu vezu sa pozitivnim afektom, a negativnu vezu sa emocionalnošću (osobinom koja se iz HEXACO modela najviše povezuje s neuroticizmom iz modela Velikih pet) i negativnim afektom, dok emocionalna supresija treba da ostvari pozitivnu vezu s negativnim afektom, a negativnu vezu s ekstraverzijom i pozitivnim afektom.

## Studija 1

### Metod

**Uzorak i postupak.** Uzorak se sastojao od 632 ispitanika (223 tj. 35.3% muških, i jedan ispitanik nije zabeležio podatak o polu), starosti od 18 do 62 godine ( $AS = 27.97$ ,  $SD = 10.12$ ). Većina ispitanika (61.6%) je starosti do 25 godina, odnosno većina ispitanika (60%) su studenti različitih fakulteta Univerziteta u Novom Sadu. Ispitanici su informisani da je njihovo učešće u istraživanju dobrovoljno i da od njega mogu odustati u bilo kom periodu testiranja bez ikakvih posledica. Prikupljanje podataka su obavili trenirani studenti master studija u sklopu svojih predispitnih obaveza.

**Instrument.** Uпитnik emocionalne regulacije (Emotion Regulation Questionnaire – ERQ: Gross & John, 2003) sadrži 10 ajtema kojima se mere dve strategije: kognitivna preformulacija – KP (6 ajtema) i emocionalna supresija – ES (4 ajtema). Uz ajteme je priložena sedmostepena skala Likertovog tipa za odgovaranje (od 1 = *uopšte se ne slažem* do 7 = *u potpunosti se slažem*). Metrijske karakteristike date su u Tabeli 1.

## Rezultati

**Deskriptivni i psihometrijski podaci, polne razlike i korelacije sa starošću.** Pouzdanost skale KP je solidna i homogenost ( $h_1$ ) zadovoljavajuća, mada granična (preporučene vrednosti prosečne inter-ajtemske korelacije su od .20 do .40, prema Briggs & Cheek, 1986) (Tabela 1). Korigovane ajtem-total korelacije za skalu KP su generalno niske za ajteme 1, 5 i 8 (od .25 do .28), dok ajtemi 7 (.52) i 10 (.51) imaju najviše pokazatelje diskriminativnosti. Pouzdanost skale ES je zadovoljavajuća imajući u vidu manji broj ajtema, kao i homogenost. Korigovane ajtem-total korelacije za skalu ES su dobre, i kreću se od .47 (ajtem 9) do .52 (ajtem 2).

Testiranjem polnih razlika dobijeno je da muškarci ostvaruju više skorove na ES, dok razlike u KP nisu značajne, što je u skladu sa ranijim istraživanjima (Balzarotti et al., 2010; Cabello et al., 2013; Gross & John, 2003; Melka et al., 2011; Wiltink et al., 2011). Ipak, veličina Cohenovog  $d$  koeficijenta ukazuje na to da su razlike male (Cohen, 1988), tako da će se dalja analiza raditi na celom uzorku. Zanimljivo je primetiti da je veličina efekta za dobijene polne razlike nešto veća u slučaju testiranja na uzorku studenata (.84 u Balzarotti et al., 2010, dok u seriji studija Gross & John, 2003 daju prosečni  $d = .47$ ), nego na uzorku iz opšte populacije (.51 u Cabello et al., 2013), kakav je uzorak i u ovom istraživanju. Značajnu i to pozitivnu korelaciju sa starošću ostvaruje samo skala ES, međutim, korelacija je niskog intenziteta. Ovaj rezultat je u skladu sa nekim istraživanjima na opštoj populaciji (Wiltink et al., 2011), ali ne i sa zaključcima koji su izveli John i Gross (John & Gross, 2004), mada treba imati na umu da su oni koristili drugačiji nacrt. Uvidom u korelacije na poduzorcima muškaraca i žena, primećeno je da je značajna pozitivna korelacija ES i starosti ostvarena samo na ženskom poduzorku ( $r = .17, p < .001$ ).

Tabela 1

*Deskriptivni podaci, polne razlike i korelacije sa starošću*

|    | $\alpha$ | $h_1$ | Ceo uzorak |      | Starost<br>$r$ | Muški pol |      | Ženski pol |      | Polne<br>razlike |     |
|----|----------|-------|------------|------|----------------|-----------|------|------------|------|------------------|-----|
|    |          |       | AS         | SD   |                | AS        | SD   | AS         | SD   | $t(629)$         | $d$ |
| KP | .64      | .23   | 4.52       | 1.08 | .01            | 4.50      | 1.01 | 4.54       | 1.12 | -0.50            | .04 |
| ES | .71      | .34   | 3.74       | 1.35 | .15***         | 4.00      | 1.29 | 3.60       | 1.36 | 3.56***          | .30 |

*Napomena.* KP = Kognitivna preformulacija; ES = Emocionalna supresija;  $d$  = Cohenov  $d$  kao mera veličine efekta.

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

**Konfirmatorna faktorska analiza ERQ.** U cilju provere faktorske strukture i konstrukt validnosti skale, primenjen je paket „lavaan“ za R okruženje (Rosseel, 2012). Testirano je nekoliko predloženih modela (izabran je ML metod procene): 1. jednofaktorski model; 2. dvofaktorski model sa korelacijom faktora fiksiranom na nulu; 3. dvofaktorski sa koreliranim faktorima. U okviru dvofaktorskih modela uočeno je da značajne korelacije reziduala, prema visini indeksa modifikacije,

ostvaruju ajtemi skale KP, i to oni koji se odnose na preformulaciju emocija iste valence, tj. pozitivnih (ajtemi 1 i 7) i negativnih emocija (ajtemi 3, 5 i 10). Kako je dvofaktorski model sa koreliranim faktorima ostvarivao načelno bolje indikatore fita u odnosu na dvofaktorski model sa korelacijama faktora fiksnim na nulu ( $\Delta\chi^2_{(1)} = 17.69, p < .001; \Delta CFI > .01; \Delta RMSEA < .015$ )<sup>3</sup>, u daljim modelima su uvek uvedene korelacije između faktora (korelacija je iznosila .23, a na sumacionim skorovima iznosi .02). Međutim, fit ovog 3. modela nije zadovoljavajući. Potom je testiran 4. model koji predstavlja trofaktorski model, u kojem su ajtemi KP podeljeni u odnosu na valencu, sa dozvoljenim korelacijama među svim faktorima. Dakle, u okviru ovog modela sva tri faktora imaju isti status. Pritom, ajtem 8 je pripojen faktoru KP pozitivnih emocija, budući da je ostvarivao nešto više korelacije reziduala sa ajtemima iz ove skupine (1 i 7), u odnosu na ajteme koji su se odnosili na preformulaciju negativnih emocija (3, 5 i 10). U okviru ovog modela je korelacija između faktora KP pozitivnih i negativnih emocija iznosila .67, a korelacije ova dva faktora sa ES nisu bile značajne. Ovako visoka korelacija između KP pozitivnih i negativnih emocija upućuje da je ipak možda reč o jednoj dimenziji KP, a ne o odvojenim faktorima. Stoga, u 5. modelu pretpostavljena je bifaktorska struktura KP. Bifaktorska struktura podrazumeva da pored generalnog faktora KP postoje i specifični faktori čija je međusobna korelacija nula, kao i njihova korelacija sa generalnim faktorom. (videti više u Reise, Moore, & Haviland, 2010). Pritom, dozvoljene korelacije u modelu su između specifičnih KP faktora i ES faktora. Na ovom mestu valja samo napomenuti da se identični indikatori fita dobijaju i kada se u modelu postavi korelacija između generalnog KP faktora i faktora ES, ali smo se opredelili za varijantu u kojoj su korelacije postavljene između specifičnih KP faktora i ES, zbog veće informativnosti.

Najbolje indikatore fita imaju 4. i 5. model<sup>4</sup> (Tabela 2), pri čemu se ovi modeli značajno ne razlikuju ( $\Delta\chi^2_{(5)} = 15.25, p > .05; \Delta CFI < .10; \Delta RMSEA < .015$ ). S obzirom na to da samo ova dva modela imaju vrednosti indeksa fita preko preporučениh kritičnih vrednosti, samo će oni biti dalje analizirani. Naime, fit ovih modela bi se mogao okarakterisati kao dobar prema blažim kriterijumima (CFI preko .90, RMSEA i SRMR ispod .08 prema Hu & Bentler, 1999; Schumaker & Lomax, 2004). Iako su dva modela po indikatorima fita vrlo bliski, opredelili smo se da zadržimo i dalje analiziramo model 5. Razlozi za to su sledeći: 1. u modelu 4, dva faktora koji u modelu 5 tvore specifične faktore su u visokoj korelaciji, te je verovatno da nisu u pitanju posebne dimenzije kognitivne preformulacije, i 2. model 5 je bliži teorijskoj osnovi upitnika i dosadašnjim nalazima kada je u pitanju njegova struktura. U slučaju predloženog rešenja u modelu 5, omega-hijerarhijski koeficijent pouzdanosti (McDonald, 1999) skale KP iznosi  $\omega_h = .55$  i na granici je prihvatljivog, dok je pouzdanost specifičnih faktora niža i iznosi  $\omega_s = .37$  za KP pozitivnih emocija i  $\omega_s = .17$  za KP negativnih emocija, koje se smatraju niskim vrednostima. Procenat

<sup>3</sup> Za poređenje ugnježenih modela korišćene su razlike u indeksima CFI (.01 i više) i RMSEA (.015 i više) (Chen, 2007), kao i  $\Delta\chi^2$  za razliku u stepenima slobode modela koji se porede.

<sup>4</sup> Modeli 3 i 4 se značajno razlikuju prema kriterijumima  $\Delta\chi^2 (p < .001)$ ,  $\Delta CFI$  i  $\Delta RMSEA$ , dok se modeli 3 i 5 značajno razlikuju prema kriterijumima  $\Delta\chi^2 (p < .05)$  i  $\Delta CFI$ .

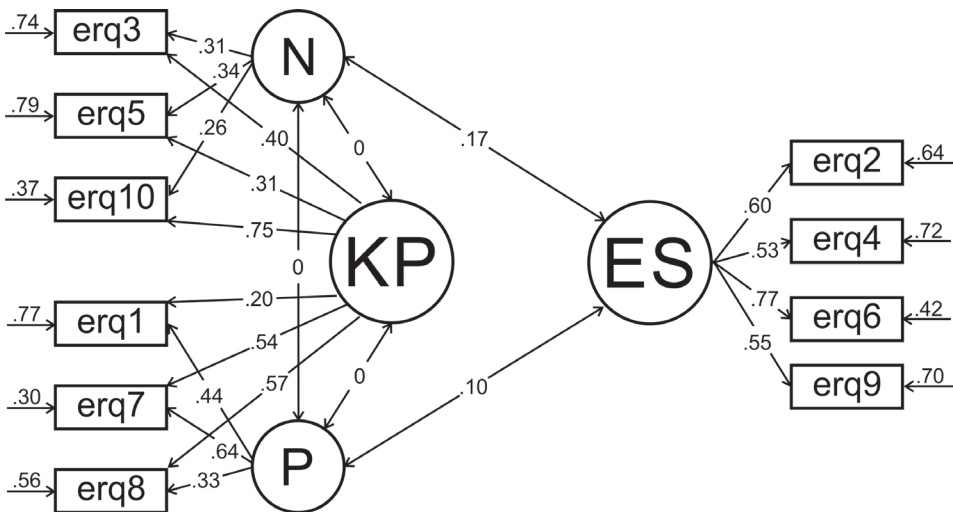
objašnjene varijanse generalnog faktora iznosi 59.8, a specifičnih 28.9 (KP-P) i 11.3 (KP-N), što ide u prilog zadržavanju generalnog faktora.

Tabela 2  
Indikatori fita predloženih modela

| Model | $\chi^2$  | df | CFI  | RMSEA            | SRMR |
|-------|-----------|----|------|------------------|------|
| 1     | 570.99*** | 35 | .547 | .156 (.145-.167) | .124 |
| 2     | 222.67*** | 35 | .841 | .092 (.081-.104) | .082 |
| 3     | 204.99*** | 34 | .855 | .089 (.078-.101) | .065 |
| 4     | 143.18*** | 32 | .906 | .074 (.062-.087) | .057 |
| 5     | 127.93*** | 27 | .915 | .077 (.064-.091) | .064 |

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

U okviru 5. modela, faktorska opterećenja ajtema skale ES su visoka (Grafik 1). S druge strane, opterećenja na generalnom faktoru KP variraju. Opterećenja na specifičnim faktorima za KP pozitivnih emocija su značajna, pri čemu su za ajteme 1 i 7 viša u odnosu na generalni faktor. Dva od tri opterećenja na specifičnom faktoru KP negativnih emocija su značajna (3. i 5. ajtem), ali su relativno bliska onima na generalnom faktoru. Ovaj rezultat može ukazivati na to da su izdvojeni specifični faktori u stvari metodski faktori, ali se ovaj efekat detaljnije treba ispitati.



Grafik 1. Struktura i parametri dvofaktorskog modela ERQ-a uz bifaktorsku strukturu skale KP (model 5). ES = Emocionalna regulacija; KP = Kognitivna preformulacija; P = preformulacija pozitivnih emocija; N = preformulacija negativnih emocija.



**Provera efekta metoda.** Da bi se detaljnije proverio efekat metoda skale KP, na ovoj skali primenjen je model koreliranih osobina-koreliranih unikviteta (engl. *Correlated Trait-Correlated Uniqueness – CTCU*; Marsh, 1988). Ovaj model konfir-matorne faktorske analize uključuje faktor osobine, a efekat metoda nije ekspli-citno definisan kao faktor, već je uključen preko korelacija unikviteta tj. reziduala stavki koje dele isti metod. Za merni instrument koji fituje ovaj model možemo reći da ima značajan efekat metoda. Testirana su tri modela: 1. model sa generalnim faktorom KP i koreliranim rezidualima za ajteme negativne preformulacije (KP-N), 2. model sa generalnim faktorom KP i koreliranim rezidualima za ajteme pozitivne preformulacije (KP-P), i 3. model sa generalnim KP faktorom i koreli-ranim rezidualima za ajteme negativne i pozitivne preformulacije. Rezultati po-kazuju da 1. model ima najlošije indikatore fita prema svim kriterijumima ( $\Delta\chi^2$  ( $p < .001$ ),  $\Delta CFI$  i  $\Delta RMSEA$ ), dok generalno nema značajnih razlika između 2. i 3. modela ( $\Delta\chi^2_{(2)} = 3.35$ ,  $p > .05$ ;  $\Delta CFI < .01$ ,  $\Delta RMSEA < .015$ ), mada je gornja granica RMSEA za 3. model iznad prihvatljive (Tabela 3). U okviru 3. modela, značajne korelacije reziduala ostvaruju dva ajtema KP-P (1 i 7), i svi ajtemi KP-N, pa imajući to u vidu, može se potvrditi da postoji značajan efekat metoda.

Tabela 3

*Indikatori fita predloženih modela u okviru CTCU metoda*

| CTCU modeli                   | $\chi^2$ | <i>df</i> | CFI  | RMSEA            | SRMR |
|-------------------------------|----------|-----------|------|------------------|------|
| 1. faktor metoda KP-N         | 43.63*** | 6         | .927 | .120 (.089-.153) | .047 |
| 2. faktor metoda KP-P         | 17.22**  | 6         | .978 | .061 (.026-.098) | .033 |
| 3. faktori metoda KP-N i KP-P | 13.87**  | 4         | .981 | .073 (.033-.116) | .031 |

*Napomena.* KP-N = kognitivna preformulacija negativnih emocija; KP-P = kogni-tivna preformulacija pozitivnih emocija.

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

## Studija 2

### Metod

**Uzorak i postupak.** Uzorak je činilo 226 studenata sa različitih fakulteta Uni-verziteta u Novom Sadu (69 muških tj. 30.5%). Studenti su upitnike popunjavali na času, a pre toga su dali saglasnost za učešće u istraživanju.

**Instrumenti.** Pored ERQ (KP:  $\alpha = .72$ , ES:  $\alpha = .74$ ), primenjena su još dva upitnika.

**HEXACO-PI-R (Lee & Ashton, 2004).** Primljena je 100-ajtemska verzija ko-jom se meri šest dimenzija ličnosti prema leksičkom modelu HEXACO i Altruizam. Svaka od dimenzija tj. skala sadrži po 4 facete koje su operacionalizovane sa po 4 ajtema. Faceta koja se odnosi na altruizam je sastavni deo inventara, a uvedena je

kao zasebna faceta iz razloga što je altruizam povezan sa tri osobine modela – sa Poštenjem, Prijatnošću i Emocionalnošću, ali ne potpada jednoznačno pod neki od navedena tri domena ličnosti. Skala za odgovaranje na ovom upitniku je petostepena Likertova skala. Pouzdanost skala je prihvatljiva i kretala se od .79 za Poštenje i Emocionalnost do .87 za Ekstraverziju, a faceta od .54 za Nekonvencionalnost iz domena Otvorenosti do 80. za Aktivitet iz domena Ekstraverzije. Izuzetak su facete Anksioznost i Fleksibilnost čija je pouzdanost ispod .50.

**PANAS (Watson et al., 1998, srpska adaptacija: Mihić, Novović, Čolović, & Smederevac, 2014).** PANAS se sastoji od 20 ajtema, odnosno prideva, kojima se opisuju različita stanja u okviru pozitivnog (radost, samopouzdanje, budnost) i negativnog afekta (strah, samoprezir i hostilnost). Instrukcija koja je data ispitanicima bila je da na petostepenoj skali (od 1 = *ni malo ili jako malo* do 5 = *izuzetno*) procene u kom stepenu su se osećali na određeni način u poslednjih nekoliko dana. Pouzdanost i Pozitivnog i Negativnog afekta je .85, dok se pouzdanost naouskalama kreće od .54 za Samoprezir do .82 za Strah.

## Rezultati

Najpre je postavljen bifaktorski model (model 5 iz Studije 1) kako bi se dobili faktorski skorovi na skalama ERQ koji su korišćeni za izračunavanje korelacija. Na ovaj način je skor generalnog faktora KP parcijalizovan u odnosu na varijansu specifičnih faktora tj. faktora metoda (korelacija sirovih i faktorskih skorova za KP iznosi .88, a za ES .99). Kao što se može videti u Tabeli 3, značajnost korelacija na sirovim i faktorskim skorovima ES, kao i KP, ne razlikuju se, izuzev korelacije KP sa facetom Marljivost, ali ova korelacija je svakako niskog intenziteta u oba slučaja. Ono što se može primetiti je da su korelacije sa faktorskim skorovima KP nešto više u slučaju Ekstraverzije i faceta Pozitivnog afekta, dok su sa facetama Negativnog afekta iste ili niže u odnosu na korelacije sa sirovim skorovima, ali su svakako sve korelacije nižeg intenziteta. Na osnovu ovih rezultata može se zaključiti da je praktičan značaj efekta metoda mali i da ne utiče bitno na relacije skala ERQ sa drugim konstruktima. ES ostvaruje značajne negativne korelacije sa Emocionalnošću i Ekstraverzijom, a potom i sa Savesnošću, Poštenjem, Altruizmom i Pozitivnim afektom. KP ostvaruje značajne pozitivne korelacije sa Ekstraverzijom, Pozitivnim afektom, a potom i sa Prijatnošću i Altruizmom, dok sa Negativnim afektom ostvaruje negativnu povezanost.

Tabela 3

Korelacije faktora ERQ sa skalama upitnika HEXACO-PI-R i PANAS

|                    | Skala                   | Kognitivna preformulacija | Emocionalna supresija |
|--------------------|-------------------------|---------------------------|-----------------------|
| HEXACO-PI-R        | Iskrenost               | .02 (-.02)                | -.06 (-.06)           |
|                    | Pravičnost              | .00 (.06)                 | -.16* (-.17*)         |
|                    | Izbegavanje pohlepe     | -.09 (-.07)               | -.13* (-.14*)         |
|                    | Skromnost               | .13 (.12)                 | -.03 (-.03)           |
|                    | POŠTENJE                | .01 (.03)                 | -.15* (-.16*)         |
|                    | Strašljivost            | -.03 (.04)                | -.16* (-.16*)         |
|                    | Anksioznost             | -.11 (-.06)               | -.11 (-.11)           |
|                    | Zavisnost               | .04 (.03)                 | -.58*** (-.56***)     |
|                    | Sentimentalnost         | -.02 (.03)                | -.36*** (-.37***)     |
|                    | EMOCIONALNOST           | -.03 (.02)                | -.45*** (-.45***)     |
|                    | Socijalno samopouzdanje | .25*** (.26***)           | -.31*** (-.30***)     |
|                    | Socijalna smelost       | -.02 (-.03)               | -.28*** (-.28***)     |
|                    | Druželjubivost          | .22*** (.26***)           | -.28*** (-.28***)     |
|                    | Aktivitet               | .24*** (.26***)           | -.20** (-.19**)       |
|                    | EKSTRAVERZIJA           | .22*** (.24***)           | -.34*** (-.33***)     |
|                    | Praštanje               | -.01 (.09)                | .01 (.01)             |
|                    | Krotkost                | .17** (.19**)             | .05 (.05)             |
|                    | Fleksibilnost           | .23*** (.27***)           | .02 (.03)             |
|                    | Strpljivost             | .08 (.04)                 | .23*** (.24***)       |
|                    | PRIJATNOST              | .14* (.19**)              | .11 (.12)             |
|                    | Organizovanost          | -.01 (.05)                | -.20** (-.20**)       |
|                    | Marljivost              | .09 (.16*)                | -.19** (-.19**)       |
|                    | Perfekcionizam          | .06 (.03)                 | -.10 (-.10)           |
|                    | Obazrivost              | .04 (.09)                 | -.07 (-.06)           |
|                    | SAVESNOST               | .05 (.11)                 | -.19** (-.19**)       |
|                    | Estetske vrednosti      | -.01 (.01)                | -.12 (-.13)           |
|                    | Radoznalost             | -.13 (-.10)               | -.02 (-.03)           |
|                    | Kreativnost             | -.03 (-.02)               | -.15* (-.15*)         |
| Nekonvencionalnost | -.19** (-.18***)        | -.01 (-.02)               |                       |
| OTVORENOST         | -.11 (-.09)             | -.11 (-.11)               |                       |
| Altruizam          | .19** (.18**)           | -.23*** (-.21**)          |                       |
| PANAS              | Hostilnost              | -.27*** (-.27***)         | -.03 (-.03)           |
|                    | Samoprezir              | -.26*** (-.23***)         | .10 (.09)             |
|                    | Strah                   | -.19** (-.16*)            | .04 (.03)             |
|                    | NEGATIVAN AFEKAT        | -.26*** (-.24***)         | .04 (.03)             |
|                    | Radost                  | .23*** (.26***)           | -.11 (-.10)           |
|                    | Samopouzdanje           | .23*** (.24***)           | -.13* (-.12)          |
|                    | Budnost                 | .15* (.20**)              | -.18** (-.17**)       |
| POZITIVAN AFEKAT   | .24*** (.28***)         | -.16* (-.15*)             |                       |

*Napomena.* U zagradama su korelacije dobijene na faktorskim skorovima iz bifaktorskog modela.

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

Da bi se proverilo koji procenat varijanse strategija je pokriven osobinama ličnosti, primenjene su dve regresione analize. Rezultati pokazuju da šest osobina ličnosti iz HEXACO modela objašnjava 7.7% varijanse (9.8% faktorskih skorova) KP i 33.1% varijanse (32.3% faktorskih skorova) ES. S obzirom na to da je procenat objašnjenja varijanse strategija mali, ovi rezultati potvrđuju da se strategije emocionalne regulacije ne mogu svesti na neku od osobina ličnosti. Niži procenat objašnjene varijanse skale KP u odnosu na skalu ES mogao bi se delimično objasniti nižom pouzdanošću ove skale, odnosno većim udelom varijanse greške, kao i manjim varijabilitetom.

## Generalna diskusija

Cilj ovog istraživanja je ispitivanje validnosti srpske adaptacije upitnika ERQ. Rezultati pokazuju da su metrijske karakteristike skale Emocionalna supresija prihvatljive imajući u vidu mali broj stavki. Međutim, s obzirom na to da ovu skalu sačinjavaju četiri stavke koje su prilično slične po sadržini, dobijena niska pouzdanost je ipak neočekivana. S druge strane, mogući razlog za to bismo mogli potražiti upravo u njihovom sadržaju. Dve stavke odnose se na supresiju emocija generalno, a preostale dve stavke odnose se na supresiju posebno pozitivnih i posebno negativnih emocija. Moguće je da ovo nediferenciranje, odnosno uopštavanje pozitivnih i negativnih emocija za posledicu ima nedosledno odgovaranje ispitanika. Na primer, kulturološki se pokazivanje tuge može smatrati znakom slabosti, a pokazivanje ljutnje znakom čvrstine. Takođe, u specifičnom kulturološkom kontekstu, supresija specifičnih emocija može se razlikovati u zavisnosti od pola. Npr. dok se kod muškaraca podstiče supresija nekih negativnih osećanja, poput tuge (npr. „muškarci ne plaču“), kod žena to nije slučaj. Sa druge strane, pokazivanje ljutnje u našoj sredini više „priliči“ muškarcima, te se donekle i podstiče kao obeležje čvrstine i autoriteta. U relacijama sa osnovnim socio-demografskim karakteristikama, dobijen je očekivan rezultat da muškarci postižu više skorove na skali Emocionalna supresija, a pored toga, dobijena je i pozitivna korelacija ES i starosti, i to na poduzorku žena. Dakle, kontrola manifestacije emocija je sa godinama veća kod žena. Može se pretpostaviti da sa starošću žene poprimaju više uloga, te da usklađivanje npr. porodične i profesionalne uloge zahteva ponašanje u kojem je više izražena kontrola izražavanja emocija. Ipak, kako je korelacija niskog intenziteta, ovaj rezultat će se uzeti s rezervom. Takođe, ostvarene su očekivane korelacije sa dimenzijama ličnosti, pri čemu se ističe negativna korelacija sa Ekstraverzijom, što je u skladu sa ranijim istraživanjima (Balzarotti et al., 2010; Cabello et al., 2013; Gross & John, 2003). Pored toga, ističe se i negativna korelacija sa Emocionalnošću. Dok u originalnom istraživanju ES nije ostvarivala značajne korelacije sa neuroticizmom (Gross & John, 2003), dimenzijom bliskom emocionalnosti, u validacijama na drugim jezicima jeste (Balzarotti et al., 2010; Cabello et al., 2013), ali nižeg intenziteta. Treba imati na umu da se operacionalizacija emocionalnosti u HEXACO modelu razlikuje od neuroticizma iz modela Velikih

pet. Pored uobičajenih markera neuroticizma, kao što su anksioznost i strašljivost, emocionalnost uključuje i neke aspekte koji se u modelu Velikih pet nalaze u okviru domena prijatnosti (zavisnost od drugih ljudi, sentimentalnost, videti u Aston, Lee, & de Vries, 2014). Međutim, može se videti da faceta koja ostvaruje najviše korelacije sa ES je Zavisnost koja se odnosi na potrebu za emocionalnom podrškom od strane drugih ljudi. U prethodnim istraživanjima je pokazano da u domenu socijalnog funkcionisanja, ES ostvaruje više negativne korelacije sa oblicima socijalne, emocionalne i instrumentalne podrške (Balzarotti et al., 2010; Cabello et al., 2013), što je u skladu sa rezultatima ovog istraživanja.

S druge strane, skala Kognitivne preformulacije pokazuje marginalno prihvatljive metrijske karakteristike, bar na uzorku iz opšte populacije. Ova skala se može opisati bifaktorskom strukturom, međutim, na osnovu hijerarhijskog omega koeficijenta pouzdanosti zaključeno je da nema opravdanja zadržati specifične faktore, već da skor treba računati na generalnom faktoru KP. Detaljnijim uvidom u procenu efekta metoda može se zaključiti da su specifični faktori ove skale, u stvari, rezultat faktora metoda. Pri tome, efekat metoda više potiče od ajtema koji se odnose na preformulaciju pozitivnih emocija. Kada se pogleda njihov sadržaj, može se zaključiti da su stavke br. 1 i 7 semantički vrlo bliske, te da je moguće da se zbog toga javlja efekat metoda. Na ovom mestu je bitno napomenuti da uvođenje korelacije reziduala između ovih ajtema ne doprinosi poboljšanju fita modela ( $\chi^2_{(33)} = 165.88$ , CFI = .888, RMSEA = .080, SRMR = .059). Kada se pogleda najčešće birani odgovor i aritmetička sredina ajtema KP, može se uočiti da je, u slučaju ajtema koji se odnose na preformulaciju pozitivnih emocija, to odgovor 4, i da su aritmetičke sredine nešto niže (4.16, 4.55 i 4.43) u odnosu na ajteme preformulacije negativnih emocija (4.76, 5.54 i 4.84) na kojima je najčešće birani odgovor 6 ili 5. Preferencija središnjeg odgovora na Likertovoj skali može ukazivati na nejasan sadržaj ajtema, te ispitanici ne znaju kako da odgovore na njih (Kulas & Stachowski, 2009).

Imajući u vidu prisutnost efekta metoda, nameće se potreba da se specifični faktori razmotre kao metodski faktori kada se primenjuje upitnik ERQ u istraživanjima, u cilju parcijalizovanja efekta metoda iz skora na skali KP. Međutim, na osnovu Studije 2 može se zaključiti da efekat metoda nema praktičnog značaja. Iako su korelacije osobina ličnosti i dimenzija afekata sa faktorskim tj. parcijalizovanim skorovima KP nešto više, nego sa sirovim, značajnosti korelacija se generalno ne menjaju. Pritom, korelacije sa faktorskim skorovima su nešto više u slučaju Ekstraverzije i aspekata Pozitivnog afekta, dok su u slučaju aspekata Negativnog afekta iste ili niže u odnosu na korelacije sa sirovim skorovima. Imajući u vidu da je efekat metoda veći kod ajtema koji se odnose na preformulaciju pozitivnih emocija, rezultati pokazuju da kada se ovaj metodski efekat ukloni, veća je povezanost sa konstruktima koji su u vezi sa pozitivnim emocijama, kao što su Ekstraverzija i Pozitivni afekat (Lucas & Fujita, 2000; Watson & Clark, 1997). Ipak, sve korelacije su nižeg intenziteta, te treba proveriti da li bi u relacijama sa drugim merama parcijalizovanje efekta metoda imalo veći značaj.

KP skala ostvaruje značajnu pozitivnu korelaciju sa Ekstraverzijom, a potom i pojedinim facetama Prijatnosti i Otvorenosti. U odnosu na rezultate prethodnih istraživanja (Balzarotti et al., 2010; Cabello et al., 2013; Gross & John, 2003), izostaje relacija sa neuroticizmom tj. dimenzijom emocionalnost. Kao što je pomenuto, operacionalizacija emocionalnosti se razlikuje od neuroticizma. Na osnovu relacija sa specifičnim konstruktima koji su u vezi sa neuroticizmom, kao što su depresivnost i anksioznost, može se zaključiti da je preformulacija nešto više povezana sa depresivnošću, u odnosu na anksioznost, iako su generalno korelacije niske u oba slučaja (Spaapen et al., 2014; Wiltink et al., 2011). Kako u okviru emocionalnosti nema facete koja se odnosi na depresivnost, moguće je da je iz tog razloga izostala relacija sa preformulacijom. Iz domena afekta, KP ostvaruje očekivano pozitivne korelacije sa pozitivnim, a negativne sa negativnim afektom, što je u skladu sa ranijim istraživanjima (Balzarotti et al., 2010; Gross & John, 2003).

Implikacija ovog istraživanja može biti i ukazivanje na razlikovanje preformulacije pozitivnih i negativnih emocija. Bogata istraživačka praksa pozitivnih emocija pokazuje da su one drugačije od, ali ne i antiteza negativnih emocija (Watson, Wise, Vaidya, & Tellegen, 1999). S obzirom na to da pozitivne emocije imaju posebnu funkciju, pretpostavlja se da regulacija pozitivnih emocija ima distinktivni cilj i strategije (Carl, Soskin, Kerns, & Barlow, 2013). Na primer, strategija „pojačavanja“ (engl. *savouring*) uključuje očuvanje i/ili prolongiranje pozitivnih emocija u cilju maksimiziranja njihovog efekta (Bryant, Chadwick, & Kluwe, 2011), dok strategija „prigušivanja“ (engl. *dampening*) uključuje redukovanje efekta pozitivnih emocija preko supresije ili promene fokusa od pozitivnih emocija (Parrott, 1993). Kada je u pitanju ERQ, dimenzija upitnika koji se odnosi preformulaciju sadrži ajteme koji se odnose na redukciju negativnih emocija i pojačavanje pozitivnih, što najnovija istraživanja razdvajaju kao različite kognitivne strategije (negativna i pozitivna preformulacija) (Mauss & McRae, 2016). Neki autori sugerišu da se emocionalna preformulacija kako negativnih, tako i pozitivnih emocija može uspešno koristiti kako u nekliničkoj, tako i u specifičnim kliničkim populacijama, kao deo tretmana, npr. kod bipolarnog afektivnog poremećaja (Gruber, Hay, & Gross, 2014).

Treba napomenuti da rezultati ovog istraživanja ukazuju na to da je u okviru skale ERQ prisutan efekat metoda koji potiče od specifičnog sadržaja ajtema, a ne pokazuju kako je neopravdano govoriti o regulaciji pozitivnih i negativnih emocija kao o posebnim strategijama. Naime, skalom ERQ se ne pretpostavljaju posebne strategije za regulaciju pozitivnih i negativnih emocija, te se preporučuje da se skala proširi ajtemima kojima bi se obuhvatile ove specifične strategije, pre svega u okviru kognitivne preformulacije. To svakako podrazumeva i proširivanje teorijskog okvira ERQ koji bi jasno razdvajao preformulaciju pozitivnih i negativnih emocija. Mišljenja smo da bi trebalo razmisliti o drugačijem formulisanju stavki na način koji bi ih učinio jasnijim i semantički raznolikim. Naime, kao što smo napomenuli, stavke se čine nejasnim i moguće je da ispitanici nisu bili sigurni kako na njih da odgovore, pa su zato često birali srednju kategoriju. Posebno problematičnim, sa te strane, smatramo stavke skale Kognitivne preformulacije koje se odnose na preformulaciju pozitivnih osećanja. Npr. nejasno je da li se stavka „Kada

želim da doživim neko pozitivnije osećanje (na primer radost ili zadovoljstvo), prebacim misli na nešto drugo.“ odnosi na to da li ispitanik želi da utiče na to da se oseća još pozitivnije ili želi da menja emociju u kvalitativnom smislu. Stavke, kako su sada formulisane, ne diferenciraju jasno preformulaciju koja se odnosi na promenu intenziteta i onu koja se odnosi na promenu kvaliteta osećanja. Stoga bi reformulisane stavke i eventualno dodavanje novih trebalo da ide i u tom pravcu. Kada je u pitanju skala Emocionalne supresije, trebalo bi razmotriti ideju da se u stavkama specifikuju ili preciziraju emocije čija nas supresija zanima.

## Reference

- Ashton, M. C., Lee, K., & de Vries, R. E. (2014). The HEXACO Honesty-Humility, Agreeableness, and Emotionality Factors: A review of research and theory. *Personality and Social Psychology Review, 18*, 139–152. doi:10.1177/1088868314523838
- Asmir, G. (2005). Afektivne, kognitivne, socijalne i zdravstvene posledice emocionalne supresije. *Psiholgijske teme, 14*, 91–107.
- Balzarotti, S., John, O. P., & Gross, J. J. (2010). An Italian adaptation of the emotion regulation questionnaire. *European Journal of Psychological Assessment, 26*, 61–67. doi:10.1027/1015-5759/a000009
- Briggs, S. R., & Cheek, J. M. (1986). The role of factor analysis in the development and evaluation of personality scales. *Journal of Personality, 54*, 106–148. doi:10.1111/j.1467-6494.1986.tb00391.x
- Bryant, F. B., Chadwick, E. D., & Kluwe, K. (2011). Understanding the processes that regulate positive emotional experience: Unsolved problems and future directions for theory and research on savoring. *International Journal of Wellbeing, 1*, 107–126. doi:10.5502/ijw.v1i1.18
- Cabello R., Salguero J. M., Fernández-Berrocal P., & Gross J. J. (2013). A spanish adaptation of the emotion regulation questionnaire. *European Journal of Psychological Assessment, 29*, 234–240. doi:10.1027/1015-5759/a000150
- Carl, J. R., Soskin, D. P., Kerns, C., & Barlow, D. H. (2013). Positive emotion regulation in emotional disorders: A theoretical review. *Clinical Psychology Review, 33*, 343–360. doi:10.1016/j.cpr.2013.01.003
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling, 14*, 464–504. doi:10.1080/10705510701301834
- Chen, Z. (2010, July). *Assessing two emotion regulation processes in Chinese adolescents*. Paper presented at the IEEE International Conference on Advanced Management Science (ICAMS), Chengdu, China.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Earlbaum Associates.
- Gross, J. J. (1998a). The emerging field of emotion regulation: An integrative review. *Review of General Psychology, 2*, 271–299. doi:10.1037/1089-2680.2.3.271

- Gross, J. J. (1998b). Antecedent- and response-focused emotion regulation: Divergent consequences for experience, expression, and physiology. *Journal of Personality and Social Psychology*, *74*, 234–237. doi:10.1037/0022-3514.74.1.224
- Gross, J. J., & John, P. O. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes: Implications for affect, relationships, and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, *85*, 348–362. doi:10.1037/0022-3514.85.2.348
- Gross, J. J., & Thompson, A. R. (2007). Emotion regulation – conceptual foundations. In J. J. Gross (Ed.), *Handbook of Emotion Regulation* (pp. 3–24). New York: The Guilford Press.
- Gross, J. J., Richards, J. M., & John, O. P. (2006). Emotion regulation in everyday life. In D. K. Snyder, J. A. Simpson, & J. N. Hughes (Eds.), *Emotion regulation in families: Pathways to dysfunction and health* (pp. 13–35). Washington DC: American Psychological Association. doi:10.1037/11468-001
- Gruber, J., Hay, A. C., & Gross, J. J. (2014). Rethinking emotion: Cognitive reappraisal is an effective positive and negative emotion regulation strategy in bipolar disorder. *Emotion*, *14*, 388–396. doi:10.1037/a0035249
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, *6*, 1–55. doi:10.1080/10705519909540118
- John, O. P., & Gross, J. J. (2004). Healthy and unhealthy emotion regulation: Personality processes, individual differences, and lifespan development. *Journal of Personality*, *72*, 1301–1334. doi:10.1111/j.1467-6494.2004.00298.x
- John, O. P., & Gross, J. J. (2007). Individual differences in emotion regulation. In J. J. Gross (Ed.), *Handbook of emotion regulation* (pp. 351–373). New York: The Guilford Press.
- Kulas, J. T., & Stachowski, A. A. (2009). Middle category endorsement in odd-numbered Likert response scales: Associated item characteristics, cognitive demands, and preferred meanings. *Journal of Research in Personality*, *43*, 489–493. doi:10.1016/j.jrp.2008.12.005
- Lee, K., & Aston, M. C. (2004). Psychometric properties of the HEXACO personality inventory. *Multivariate Behavior Research*, *39*, 329–358. doi:10.1207/s15327906mbr3902\_8
- Lucas, R. E., & Fujita, F. (2000). Factors influencing the relation between extraversion and pleasant affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, *79*, 1039–1056. doi:10.1037/0022-3514.79.6.1039
- Marsh, H. W. (1988). Multitrait-multimethod analyses. In J. P. Keeves (Ed.), *Educational research methodology, measurement and evaluation: An international handbook* (pp. 570–578). Oxford: Pergamon Press.
- Mauss, I. B., & McRae, K. (2016). Increasing positive emotion in negative contexts: Emotional consequences, neural correlates, and implications for resilience. In J. Greene, I. Morrison, & M. Seligman (Eds.), *Positive Neuroscience*. Oxford: Oxford University Press.



- Mauss, I. B., Bunge, A. S., & Gross, J. J. (2007). Automatic emotion regulation. *Social and Personality Psychology Compass*, *1*, 146–167. doi:10.1111/j.1751-9004.2007.00005.x
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Melka, S. E., Lancaster, S. L., Bryant, A. R., & Rodriguez, B. F. (2011). Confirmatory factor and measurement invariance analysis of the Emotion Regulation Questionnaire. *Journal of Clinical Psychology*, *67*, 1283–1293. doi:10.1002/jclp.20836
- 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
- Ochner, N. K., & Gross, J. J. (2005). The cognitive control of emotion. *Trends in Cognitive Sciences*, *9*, 242–249. doi:10.1016/j.tics.2005.03.010
- Parrott, W. G. (1993). Beyond hedonism: Motives for inhibiting good moods and for maintaining bad moods. In D. M. Wegner, & J. W. Pennebaker (Eds.), *Handbook of mental control* (pp. 278–305). Englewood Cliffs, NJ US: Prentice-Hall, Inc.
- Popov, S. (2010). Relacije kognitivne emocionalne regulacije, osobina ličnosti i afektiviteta. *Primenjena psihologija*, *1*, 59–76.
- Reise, S. P., Moore, T. M., & Haviland, M. G. (2010) Bifactor models and rotations: Exploring the extent to which multidimensional data yield univocal scale scores. *Journal of Personality Assessment*, *92*, 544–559. doi:10.1080/00223891.2010.496477
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, *48*, 1–36. Retrieved from <http://www.jstatsoft.org/v48/i02/> doi:10.18637/jss.v048.i02
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2004). *A beginner's guide to structural equation modeling* (2nd ed.). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Spaapen, D. L., Waters, F., Brummer, L., Stopa, L., & Bucks, R. S. (2013). The Emotion Regulation Questionnaire: Validation of the ERQ-9 in two community samples. *Psychological Assessment*, *26*, 46–54. doi:10.1037/a0034474
- Watson, D., & Clark, L. A. (1997). Extraversion and its positive emotional core. In R. Hogan and J. A. Johnson (Eds.), *Handbook of social psychology* (4th ed.) (Vol. 2, pp. 446–496). New York: McGraw-Hill. doi:10.1016/b978-012134645-4/50030-5
- Watson, D., Wiese, D., Vaidya, J., & Tellegen, A. (1999). The two general activation systems of affect: Structural findings, evolutionary considerations, and psychobiological evidence. *Journal of Personality and Social Psychology*, *76*, 820–838. doi:10.1037/0022-3514.76.5.820
- Wiltnik, J., Glaesmer, H., Canterino, M., Wölfling, K., Knebel, A., Kessler, H., . . . Beutel, M. E. (2011). Regulation of emotions in the community: Suppression and reappraisal strategies and its psychometric properties. *Psycho-Social-Medicine*, *8*, 1–12.



**Stanislava Popov**

Medical High School,  
Zrenjanin

**Bojan Janičić**  
**Bojana Dinić**

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

## VALIDATION OF THE SERBIAN ADAPTATION OF THE EMOTION REGULATION QUESTIONNAIRE (ERQ)

The aim of this study is to examine validity of a Serbian adaptation of the Emotional Regulation Questionnaire (ERQ: Gross & John, 2003). ERQ was based on Gross' Process Model of Emotion Regulation, according to which emotion regulation can occur before and after the occurrence of emotional response. The questionnaire measures two strategies of emotional regulation: Cognitive Reappraisal (CR), which occurs before emotional response is fully generated and refers to reinterpretation of emotionally evoking situation, and Emotion Suppression (ES), which refers to regulation of already formed emotional response. In Study 1, carried out on 623 participants from the general population (35.5% male, mean age 27.97), a factor structure of the ERQ was examined. The results of a confirmatory factor analysis indicated that the best model assumes two factors – ES and CR, while CR had a bifactor structure. A part of the CR variance could be attributed to the method effect mainly derived from the items related to reappraisal of positive emotions. In Study 2, carried out on a sample of 223 students (30.5% male), divergent validity of the ERQ was examined in respect to correlation with the HEXACO dimensions of personality and the dimensions of affect. The correlations with the ERQ raw scores as well as the scores with the method effect partialled out were examined. Although the correlations with the partialized scores were slightly higher, generally, they were not different from the correlations with the raw scores. In other words, the method effect was practically negligible. ES was negatively related to Emotionality, Extraversion, and Positive Affect. CR was positively related to Extraversion and Positive Affect, and negatively to Negative Affect, confirming validity of the ERQ.

**Keywords:** emotional regulation, ERQ, cognitive reappraisal, emotion suppression