

Sveučilište u Zadru
Odjel za psihologiju



Urednice
Vera ĆUBELA ADORIĆ
Irena BURIĆ
Ivana MACUKA
Matilda NIKOLIĆ IVANIŠEVIĆ
Ana SLIŠKOVIĆ

Zbirka psihologijskih skala i upitnika

Svezak 10

**Vera Ćubela Adorić
Irena Burić
Ivana Macuka
Matilda Nikolić Ivanišević
Ana Slišković**

ZBIRKA PSIHOLOGIJSKIH SKALA I UPITNIKA

Svezak 10



Zadar, 2020.

Nakladnik / Publisher
Sveučilište u Zadru / University of Zadar

Za nakladnika
Prof. dr. sc. Dijana Vican, rektorica

Povjerenstvo za izdavačku djelatnost
Prof. dr. sc. Josip Faričić, predsjednik

Glavna i odgovorna urednica / Editor in Chief
Vera Ćubela Adorić

Uredništvo / Editorial Board
Vera Ćubela Adorić, Irena Burić, Ivana Macuka,
Matilda Nikolić Ivanišević i Ana Slišković

Recenzenti / Reviewers
izv. prof. dr. sc. Margareta Jelić
doc. dr. sc. Tamara Mohorić

Lektor / Croatian Language Editor
Eda Šarić

CIP zapis dostupan u računalnom katalogu
Znanstvene knjižnice u Zadru pod brojem 100830032

ISBN 978-953-331-302-3 (tisak)
ISBN 978-953-331-303-0 (online)

SADRŽAJ

Predgovor	5
Fisherin upitnik temperamenta	
<i>Nataša Šimić i Ana Lucić</i>	7
Kratki upitnik mentalnog zdravlja	
<i>Ana Slišković</i>	27
Skala empatije u palijativnoj skrbi	
<i>Ivana Macuka</i>	39
Skala gađenja u trima domenama	
<i>Vera Ćubela Adorić i Krešimir Jakšić</i>	47
Skala potrebe za dramom	
<i>Vera Ćubela Adorić, Tajana Ninković i Ana Smolić</i>	63
Skala stava o egalitarnosti rodnih uloga (u braku) i njezine ostvarenosti	
<i>Ana Šimunić</i>	75
Skala za procjenu potencijalne darovitosti kod djece	
<i>Slavica Šimić Šašić, Ana Proroković, Mira Klarin i Ana Šimunić</i>	87
Test statističkog rasuđivanja	
<i>Klara Rapan i Pavle Valerjev</i>	103
Upitnik percipirane roditeljske akademske uključenosti	
<i>Josipa Piuk i Ivana Macuka</i>	113
Upitnik posttraumatskog rasta	
<i>Ivana Macuka</i>	121
10 svezaka Zbirke psihologijskih skala i upitnika	
<i>Vera Ćubela Adorić</i>	131
Imenik autora	142

Predgovor

Deseti svezak *Zbirke psihologijskih skala i upitnika* nastavak je višegodišnje tradicije Odjela za psihologiju Sveučilišta u Zadru da rezultate aktivnosti djelatnika Odjela i njihovih suradnika u konstruiranju novih te adaptaciji i validaciji postojećih psihologijskih mjernih instrumenata ponudi na uvid široj znanstvenoj i stručnoj javnosti. *Zbirka* je u tom smislu još uvijek jedinstvena publikacija u hrvatskoj psihologiji, koja povećava dostupnost odgovarajućih psihologijskih mjernih instrumenata na hrvatskom jeziku. Veliki interes istraživača, stručnjaka i studenata psihologije i srodnih disciplina iz Hrvatske i susjednih zemalja za korištenje instrumenata prikazanih u prethodnim svescima *Zbirke* važan su poticaj Uredništvu da nastavi osiguravati i unaprijediti kvalitetu *Zbirke*. Zapravo, ključni poticaj za pokretanje *Zbirke* kao izdanja prije skoro dva desetljeća bile su česte zamolbe naših kolegica i kolega koji rade u praksi ili na drugim znanstvenim institucijama za integralnim primjercima instrumenata kojima smo se koristili u svojim istraživanjima i za dodatnim informacijama o njihovoj primjeni i evaluaciji, koje se inače iz njihovih sažetih opisa u člancima ne mogu dobiti. Nadamo se da će deseti svezak naići na jednako pozitivne reakcije kao i prethodnih devet, te poslužiti našim kolegicama i kolegama u istraživačkom i stručnom radu.

Novi, deseti svezak *Zbirke* sadrži deset priloga, u čijoj je izradi sudjelovalo osam istraživača s Odjela za psihologiju, dvije kolegice s drugih sastavnica Sveučilišta u Zadru, te pet sadašnjih i bivših studentica Odjela za psihologiju. Četiri priloga odnose se na prikaz izvornih instrumenata, koje su konstruirali autori priloga i njihovi suradnici (*Skala empatije u palijativnoj skrbi*, *Skala stava o egalitarnosti rodni uloga u braku*, *Skala za procjenu potencijalne darovitosti kod djece* i *Test statističkog rasuđivanja*). Preostalih šest priloga su prikazi adaptiranih verzija postojećih instrumenata na drugim jezicima, za koje su autori priloga dobili suglasnost autora izvorne verzije (*Fisherin upitnik temperamenta*, *Kratki upitnik mentalnog zdravlja*, *Skala gađenja u trima domenama*, *Skala potrebe za dramom*, *Upitnik percipirane roditeljske akademske uključenosti* i *Upitnik posttraumatskog rasta*). Na kraju ovog, jubilarnog sveska *Zbirke* je i osvrt Vere Čubele Adorić, glavne urednice ovog sveska i članice Uredništva svih prethodnih svezaka, na dosadašnja izdanja i rad Uredništva, te prikaz svih dosadašnjih svezaka, uključujući njihove urednike i recenzente, kao i 119 u njima objavljenih priloga i njihovih autora.

Kao i u prethodnim svescima *Zbirke*, instrumenti koji su prikazani u ovom svesku pokrivaju široki raspon konstrukata iz različitih područja psihologijskih istraživanja. Iako tematski raznoliki, prilozi su, kao i do sada, ujednačeni po svojoj strukturi i opsegu informacija o instrumentima. Svaki prilog sadrži uvodni dio u kojem je opisana *teorijska osnova* konstrukta čijem je mjerenju instrument namijenjen, *opis samog instrumenta*, uključujući način njegove primjene i bodovanja, opis uzoraka u kojima je primijenjen instrument, prikaz *psihometrijskih svojstava* instrumenta, popis osnovne *literature* i, na kraju, prikaz *samog instrumenta* s popratnom uputom ispitanicima, te naputkom o postupku bodovanja.

Na kraju, srdačno zahvaljujemo na doprinosu i suradnji autorima priloga u ovom svesku, kao i u prethodnim svescima, te recenzentima i lektorima, koji su svojim sugestijama također znatno pridonijeli kvaliteti ovog izdanja. Posebno hvala i našim kolegama koji su sudjelovali u radu Uredništva ranijih svezaka: prof. dr. sc. Katici Lacković-Grgin, prof. dr. sc. Ani Proroković, prof. dr. sc. Zvezdanu Peneziću i izv. prof. dr. sc. Ivani Tucak Junaković.

Uredništvo

Fisherin upitnik temperamenta¹

Izvorni instrument: *Fisher Temperament Inventory* (Fisher, Rich, Island i Marchalik, 2010a)

Adaptirale i priredile: Nataša Šimić i Ana Lucić

1. Teorijska osnova

Od najstarije tipologije Hipokrata i Galena do danas predloženi su različiti modeli temperamenta. Model novijeg datuma koji je predložila autorica Helen Fisher sa svojim suradnicima (Fisher i sur., 2010a) pretpostavlja postojanje četiri dimenzije temperamenta koje se dovode u vezu s funkcioniranjem pojedinih hormonskih i neurotransmiterskih sustava. To su sljedeće dimenzije: *znatiželjni/energični*, *oprezni/sukladni društvenim normama*, *analitični/odlučni* i *prosocijalni/empatični*. Nazivi pojedinih dimenzija proizlaze iz dominantnih osobina i obrazaca ponašanja koji karakteriziraju svaku pojedinu dimenziju. Fisherin upitnik temperamenta (engl. *Fisher Temperament Inventory*; Fisher i sur., 2010a) razvijen je u svrhu ispitivanja navedenih dimenzija i sastoji se od četiri skale. Autorica naglašava da je svaka individua jedinstvena „mješavina“ svih četiri dimenzije te da je moguće kod pojedinaca češće izražavanje samo nekih dimenzija temperamenta. Primarnim tipom naziva se ona dimenzija na kojoj pojedinac postiže najviši rezultat na Fisherinu upitniku.

Pretpostavljena biološka osnova dimenzije *znatiželjni/energični* su neuroprijenosnici dopamin i norepinefrin. Na temelju istraživanja o povezanostima dopamina i norepinefrina s pojedinim obrascima ponašanja Fisher i sur. (2015) opisuju *znatiželjni/energični* tip temperamenta, koji karakterizira kreativnost, znatiželja, impulzivnost, sklonost riskantnim aktivnostima te općenito traženje uzbuđenja i novosti. U skladu s pretpostavljenom biološkom osnovom ove dimenzije su i rezultati istraživanja autora Browna i sur. (2013) koji potvrđuju značajne pozitivne povezanosti između rezultata postignutih na skali *znatiželjni/energični* Fisherina upitnika temperamenta i aktivnosti dopaminskog i norepinefrinskog sustava.

Za drugu dimenziju temperamenta *oprezni/sukladni društvenim normama* pretpostavljena biološka osnova je neuroprijenosnik serotonin (Fisher i sur., 2010b). Osobine koje se pripisuju pojedincima s izraženom ovom dimenzijom temelje se na prethodnim istraživanjima o njihovoj povezanosti sa serotoninom te uključuju izraženu numeričku i slikovnu kreativnost, niže razine anksioznosti, izraženu društvenost i samokontrolu, kao i samotransecedenciju (Fisher i sur., 2015). Brown i sur. (2013) izvještavaju o značajnim pozitivnim povezanostima između rezultata postignutih na skali *oprezni/sukladni društvenim normama* Fisherina upitnika temperamenta s aktivnošću serotonina.

Treću dimenziju *analitični/odlučni* Fisher i sur. (2010b) dovode u vezu s testosteronom, a opis ove dimenzije temelje na nalazima ranijih istraživanja o ulozi testosterona u kognitivnim procesima i socio-emocionalnom angažmanu. Pojedince s ovom izraženom dimenzijom temperamenta karakterizira dominantnost, usmjerenost na detalje te niža razina empatije i verbalne fluentnosti. Polazeći od navedenog, u usporedbi sa ženama muškarci bi trebali biti *analitičniji/odlučniji*, što je i potvrđeno (Fisher i sur., 2015; Lucić i Šimić, 2020a). Već spomenuta studija oslikavanja mozga (Brown i sur., 2013) potvrđuje pozitivne povezanosti između rezultata postignutih u Fisherinu upitniku na skali *analitičnosti/odlučnosti* s neuralnom aktivnošću u regijama mozga koji sudjeluju u regulaciji različitih aspekata ponašanja koja se dovode u vezu s testosteronom.

Prema Fisherinu modelu, pretpostavljenu biološku osnovu četvrte dimenzije *prosocijalni/empatič-*

1 Za prijevod i korištenje upitnika te za objavu podataka u ovom prikazu dobivena je suglasnost prve autorice izvorne verzije upitnika. Hrvatska verzija upitnika može se rabiti u istraživačke svrhe bez traženja suglasnosti autorice izvorne verzije upitnika.

ni čine hormoni estrogen i oksitocin. U odnosu na muškarce, žene imaju izraženiju ovu dimenziju temperamenta. Na osnovi istraživanja o relacijama estrogena i specifičnih obrazaca ponašanja, Fisher (2009) pretpostavlja da *prosocijalni/empatični* imaju izraženu mentalnu fleksibilnost i kontekstno mišljenje. Pojedinci s izraženom tom dimenzijom popularni su među preostalim tipovima temperamenta upravo zbog svoje fleksibilnosti te općenito vrlo izražene empatije. Pored estrogena, oksitocin se također povezuje s empatijom (Barraza i Zak, 2009; Shamay-Tsoory i sur., 2013), kao i sa socijalnim pripadanjem (Feldman, 2012), altruizmom (Israel i sur., 2012) i povjerenjem (Zak i sur., 2004). Studija oslikavanja mozga izvještava o pozitivnim povezanostima rezultata na skali *prosocijalni/empatični* Fisherina upitnika temperamenta s neuralnom aktivnosti u regijama mozga u kojima se nalaze zrcalni neuroni, čija aktivnost se povezuje s empatijom (za detalje vidjeti Brown i sur., 2013).

Uz mnogobrojne faktore koji pridonose procesu izbora partnera, Fisher i sur. (2010b) potvrđuju važnost prethodno opisanih dimenzija temperamenta u samoj inicijalnoj fazi upoznavanja. Na uzorku od 38 480 sudionika koji su preko internetske stranice *Chemistry.com* tražili potencijalnog partnera utvrđeno je da muškarci i žene s izraženim dimenzijama *znatiželjni/energični* i *oprezni/sukladni društvenim normama* za spoj biraju pojedince čija dimenzija odgovara njihovoj dimenziji temperamenta. Kada je riječ o temperamentu, navedeni rezultati potvrđuju pretpostavku o privlačenju sličnosti. Nadalje, kada je riječ o dimenzijama *analitični/odlučni* i *prosocijalni/empatični*, rezultati potvrđuju pretpostavku o privlačenju suprotnosti. Naime, *analitični/odlučni* muškarci su za spoj birali *prosocijalne/empatične* žene, dok je odabir *prosocijalnih/empatičnih* žena uključivao muškarce s izraženom dimenzijom *analitični/odlučni* (Fisher i sur., 2010b).

Pored primjene na poznatoj američkoj internetskoj stranici za upoznavanje partnera, upitnik je preveden i korišten na drugim internetskim stranicama za upoznavanje partnera u Njemačkoj, Francuskoj, Španjolskoj, Švedskoj i Japanu (Fisher i sur., 2015). Prema navodima autorice upitnik svoju primjenu nalazi u terapiji bračnih parova, dodatnim edukacijama zaposlenika, a u tijeku su i druga istraživanja u kojima je korišten ovaj mjerni instrument (Fisher i sur., 2015).

2. Opis upitnika

Fisherin upitnik temperamenta sastoji se od četiri skale kojima se mjere sljedeće četiri dimenzije temperamenta: *znatiželjni/energični*, *oprezni/sukladni društvenim normama*, *analitični/odlučni* i *prosocijalni/empatični*. Upitnik sadrži ukupno 56 čestica raspoređenih na način da svaku skalu čini 14 čestica.

Skala *znatiželjni/energični* uključuje čestice kao što je *Uvijek radim nove stvari*. Primjer čestice koja čini skalu *oprezni/sukladni društvenim normama* je: *Važno je poštovati autoritet*. Primjer čestice skale *analitični/odlučni* je sljedeći: *Analitičniji/ja sam i logičniji/ja od većine ljudi*. Naposljetku, skala *prosocijalni/empatični* sastoji se od čestica kao što je: *Osjećam emocije dublje od većine ljudi*. Za svaku su česticu ponuđena četiri moguća odgovora (*uopće se ne slažem*, *ne slažem se*, *slažem se* i *potpuno se slažem*), a zadatak ispitanika je zaokružiti onaj odgovor koji se odnosi na njega. Rezultat na svakoj skali se formira zbrajanjem bodova postignutih na pojedinim česticama skale, s tim da se odgovori *uopće se ne slažem* na svim česticama boduju s nula bodova, odgovori *ne slažem se* boduju se s jednim bodom, odgovori *slažem se* s dva boda i odgovori *potpuno se slažem* s tri boda. Moguć raspon rezultata na svakoj skali iznosi od 0 do 42 boda, gdje viši rezultat upućuje na izraženiju dimenziju temperamenta. Na osnovi postignutih rezultata u upitniku moguće je odrediti primarni tip temperamenta, koji čini najviši postignuti rezultat na jednoj od četiri skale upitnika.

Upitnik su prevele s engleskog jezika na hrvatski jezik nezavisno autorice i dvije profesorice engleskog jezika. Urađen je također povratni prijevod s hrvatskog jezika na engleski jezik. Ekvivaletnost engleske i hrvatske verzije upitnika potvrdile su autorice i profesorica engleskog jezika. Pri prevođenju poštovane su sve preporuke o prijevodu psiholoških mjernih instrumenata (Gudmundsson, 2009).

3. Opis uzorka

Fisherin upitnik temperamenta primijenjen je u *online* istraživanju na prigodnom uzorku od 846 sudionika. U istraživanju su sudjelovale 523 žene i 323 muškaraca, čija dob je iznosila od 18 do 40 godina ($M = 23.49$; $SD = 3.82$). Najveći broj sudionika istraživanja ($N = 427$; 50.47 %) imao je završenu srednju školu. U uzorku su prevladavali religiozni ($N = 560$; 66.19 %) te sudionici liberalne političke orijentacije ($N = 429$; 50.71 %). U trenutku provedbe istraživanja najveći broj sudionika je bio u vezi ($N = 727$; 85.93 %).

Poduzorak prethodno opisanog uzorka činilo je ukupno 276 parova, koji su bili minimalno godinu dana u vezi. Parovi su identificirani na temelju zajedničke dogovorene šifre koju su upisivali pri ispunjavanju Fisherina upitnika temperamenta. Prosječna dob žena u parovima iznosila je 22.79 ($SD = 3.12$), a muškaraca 24.75 godina ($SD = 3.85$). Većina žena ($N = 142$; 51.45 %) i muškaraca ($N = 156$; 56.52 %) završila je srednju školu. U poduzorku su također prevladavali religiozni ($N = 185$ [67.03 %] žena i 170 [61.59 %] muškaraca) te sudionici liberalne političke orijentacije ($N = 138$ [50 %] žena i $N = 128$ [46.38 %] muškaraca). Prosječno trajanje veze je iznosilo tri godine. Djecu je imalo 11 parova. Prosjek dobi djece iznosio je 2.22 godine s tim da je većina parova imala jedno dijete.

4. Psihometrijska svojstva

4.1. Faktorska struktura

Kako bi se provjerila faktorska struktura Fisherina upitnika temperamenta, provedena je konfirmacijska faktorska analiza u programu *Mplus* 6.12. Primijenjena je metoda maksimalne vjerojatnosti pri procjeni parametara u modelu, koji pretpostavlja četiri korelirana faktora.

Kao pokazatelji slaganja modela s podacima korišteni su sljedeći indeksi: indeksi apsolutnog slaganja RMSEA (engl. *Root-Mean-Square Error of Approximation*) i SRMR (engl. *Standardized Root-Mean-Square Residual*) te indeksi inkrementalnog slaganja CFI (engl. *Comparative Fit Index*) i TLI (engl. *Tucker-Lewis Index*), kao i rezultat χ^2 testa, omjera χ^2 i broja stupnjeva slobode (χ^2/df). Dobivene su sljedeće vrijednosti indeksa: RMSEA = .061; SRMR = .075; CFI = .661; TLI = .647. Nadalje, rezultat χ^2 testa iznosio je 6078.80, stupnjevi slobode (df) 1478, dok je omjer χ^2/df iznosio 4.113. Navedene vrijednosti upućuju na relativno slabo slaganje podataka s modelom. Ponuđene korekcije nisu provedene jer su bile teoretski neutemeljene i neinterpretabilne.

Faktorska zasićenja na pojedinim česticama iznosila su u rasponu od .28 do .73. S obzirom na dobivene rezultate, provedena je i eksploracijska faktorska analiza korištenjem metode maksimalnog slaganja te ortogonalne (*Varimax Normalized*) rotacije. Dobiveni rezultati uputili su na četverofaktorsku strukturu Fisherina upitnika te su prikazani u Tablicama 1 do 4. U Tablici 5 nalaze se rezultati proporcije objašnjene varijance i vrijednosti karakterističnih korijena za četiri dobivena faktora, koja objašnjavaju ukupno 29.76 % varijance.

Tablica 1*Rezultati eksploracijske faktorske analize na svim tvrdnjama skale znatiželjni/energični*

<i>Tvrdnja</i>	<i>F I</i>
1. Nepredvidljive situacije me oduševljavaju.	.46
2. Radim stvari impulzivno, bez planiranja.	.48
3. Dosadi mi kada moram raditi iste poznate stvari	.38
4. Imam vrlo široki raspon interesa	.48
5. Optimističniji/a sam od većine ljudi	.42
6. Kreativniji/a sam od većine ljudi.	.33
7. Uvijek tražim nova iskustva	.59
8. Uvijek radim nove stvari.	.60
9. Entuzijastičniji/a sam od većine ljudi.	.50
10. Spreman/a sam riskirati da napravim ono što želim.	.46
11. Postanem nemiran/a ako moram biti kod kuće dulje vrijeme.	.35
12. Moji prijatelji bi rekli da sam vrlo znatiželjan/a.	.41
13. Imam više energije od većine ljudi.	.54
14. Slobodno vrijeme volim provoditi nesputano, radeći što god mi se čini zabavnim.	.45

Tablica 2*Rezultati eksploracijske faktorske analize na svim tvrdnjama skale oprezni/sukladni društvenim normama*

<i>Tvrdnja</i>	<i>F II</i>
1. Mislim da stalne rutine čine život urednim i opuštajućim.	.33
2. Razmatram (i preispitujem) temeljito svaku opciju prije nego što napravim plan.	.24
3. Ljudi bi se trebali ponašati u skladu s uspostavljenim standardima pristojnog ponašanja.	.57
4. Uživam planirati daleko unaprijed.	.24
5. Općenito smatram da je važno slijediti pravila.	.52
6. Briga o mojem vlasništvu je visoki prioritet za mene.	.34
7. Moji prijatelji i obitelj bi rekli da imam tradicionalne vrijednosti.	.58
8. Nastojim biti pedantan/a u svojim dužnostima.	.51
9. Nastojim biti oprezan/a, ali ne i plašljiv/a.	.35
10. Ljudi bi se trebali ponašati na način koji je moralno ispravan.	.50
11. Važno je poštovati autoritet.	.65
12. Radije bih imao/la odane nego zanimljive prijatelje.	.38
13. Davno uspostavljeni običaji trebaju se poštovati i čuvati.	.58
14. Pristupam direktno izvršenju zadatka.	.37

Tablica 3*Rezultati eksploracijske faktorske analize na svim tvrdnjama skale analitični/odlučni*

<i>Tvrdnja</i>	<i>F III</i>
1. Lako razumijem složene strojeve.	.25
2. Uživam u kompetitivnim razgovorima.	.43
3. Intrigiran/a sam pravilima i obrascima koji upravljaju sustavima.	.37
4. Analitičniji/ja sam i logičniji/ja od većine ljudi.	.60
5. Bavim se intelektualnim temama temeljito i redovito.	.57
6. Sposoban/a sam riješiti probleme bez uplitanja emocija.	.40
7. Volim otkrivati kako stvari funkcioniraju.	.46
8. Ja sam odlučan/a.	.39
9. Raspravljanje je dobar način za uspoređivanje mog intelekta s drugima.	.34
10. Nemam problema s odabirom, čak i kad se nekoliko alternativa čini jednako dobrima na početku.	.21
11. Kada kupujem novi uređaj (kao što je kamera, računalo ili automobil), želim znati sve njegove tehničke značajke.	.33

<i>Tvrđnja</i>	<i>F III</i>
12. Volim izbjegavati finese i reći točno što mislim.	..20
13. Mislim da je važno biti direktan/a.	.27
14. Pri donošenju odluke, volim se držati činjenica više nego biti poljuljan osjećajima drugih.	.42

Tablica 4*Rezultati eksploracijske faktorske analize na svim tvrdnjama skale prosocijalni/empatični*

<i>Tvrđnja</i>	<i>F IV</i>
1. Volim upoznati najdublje potrebe i osjećaje svojih prijatelja.	.55
2. Jako cijenim duboku emocionalnu intimnost u svojim odnosima.	.58
3. Ne uzimajući u obzir ono što je logično, uglavnom slušam svoje srce kad donosim važne odluke.	.42
4. Često se uhvatim u sanjarenju.	.66
5. Lako se predomislim.	.31
6. Nakon gledanja emotivnog filma, često sam pod njegovim dojmom i nekoliko sati poslije.	.65
7. Živo zamišljam kako mi se događaju i divne i grozne stvari.	.69
8. Vrlo sam osjetljiv/a na ljudske osjećaje i potrebe.	.68
9. Često se uhvatim kako se izgubim u svojim mislima tijekom dana.	.64
10. Osjećam emocije dublje od većine ljudi.	.71
11. Imam živu maštu.	.58
12. Kad se probudim iz živopisnog sna, treba mi nekoliko sekundi da se vratim u stvarnost.	.55
13. Tijekom čitanja, uživam kada pisac skrene s teme kako bi rekao nešto lijepo ili važno.	.48
14. Jako sam empatičan/a.	.55

Tablica 5

Prikaz proporcije objašnjene varijance i vrijednosti karakterističnih korijena za četiri dobivena faktora dobivenih provedbom eksploracijske faktorske analize korištenjem metode maksimalnog slaganja i ortogonalne (Varimax Normalized) rotacije

	<i>n</i>	Karakteristični korijen	Postotak objašnjene varijance
Znatiželjni/energični	14	4.92	8.78
Oprezni/sukladni društvenim normama	14	2.99	5.34
Analitični/odlučni	14	1.98	3.54
Prosocijalni/empatični	14	6.78	12.10

Napomena. *n* = broj čestica.

Kao što je vidljivo iz rezultata prikazanih u Tablicama 1 do 4, nisu dobivena visoka faktorska zasićenja za sve čestice pojedinih skala upitnika. Najniža zasićenja utvrđena su za dvije čestice skale *oprezni/sukladni društvenim normama* (*Razmatram (i preispitujem) temeljito svaku opciju prije nego što napravim plan, Uživam planirati daleko unaprijed*) (Tablica 2) te za četiri čestice skale *analitični/odlučni* (*Lako razumijem složene strojeve, Nemam problema s odabirom, čak i kad se nekoliko alternativa čini jednako dobrima na početku, Volim izbjegavati finese i reći točno što mislim, Mislim da je važno biti direktan/a.*) (Tablica 3). O sličnim rezultatima također izvještava sama autorica (Fisher i sur., 2010a).

U Tablici 6 navedene su vrijednosti Pearsonovih koeficijenata korelacija među postignutim rezultatima na pojedinim skalama. Nisu utvrđene povezanosti između rezultata postignutih na skalama *analitični/odlučni* i *prosocijalni/empatični*, dok su u ostalim slučajevima dobivene značajne pozitivne povezanosti.

Tablica 6
Prikaz korelacija među rezultatima na skalama Fisherina upitnika temperamenta

	1.	2.	3.	4.
1. znatiželjni/energični	—			
2. oprezni/sukladni društvenim normama	.14*	—		
3. analitični/odlučni	.40*	.31*	—	
4. prosocijalni/empatični	.22*	.22*	-.06	—

* $p < .05$.

4.2. Osjetljivost

U Tablicama 7 do 9 nalaze se deksriptivni parametri i pokazatelji osjetljivosti dobiveni na pojedinim skalama Fisherina upitnika temperamenta na cjelokupnom uzorku od 846 sudionika i na poduzorku parova. Prema Klineovim kriterijima (Kline, 2011) vrijednosti indeksa asimetričnosti (manji od 3.00) i spljoštenosti (manji od 8.00) upućuju na normalnu distribuciju rezultata na svim skalama. Vrijednosti Kolgomorov-Smirnovljeva testa u nekim slučajevima upućuju na značajna odstupanja od normalne distribucije rezultata.

Tablica 7
Prikaz deskriptivnih parametara i pokazatelja osjetljivosti Fisherina upitnika temperamenta (N = 846)

	Teorijski raspon	Dobiveni raspon	<i>M</i>	<i>SD</i>	IA	IS	K-S <i>d</i>
Znatiželjni/energični	0–42	3–42	24.85	5.43	0.36	0.42	0.06*
Oprezni/sukladni društvenim normama	0–42	1–42	26.11	5.06	0.21	0.38	0.07*
Analitični/odlučni	0–42	3–42	25.40	5.25	0.30	0.54	0.07*
Prosocijalni/empatični	0–42	1–42	26.20	6.96	-0.16	0.06	0.05*

Napomena. IA = indeks asimetričnosti; IS = indeks spljoštenosti; K-S *d* = Kolmogorov-Smirnovljev *d* indeks.
 * $p < .05$.

Tablica 8
Prikaz deskriptivnih parametara i pokazatelja osjetljivosti Fisherina upitnika temperamenta na poduzorku parova (žene) (N = 276)

	Teorijski raspon	Dobiveni raspon	<i>M</i>	<i>SD</i>	IA	IS	K-S <i>d</i>
Znatiželjni/energični	0–42	5–39	24.12	5.35	0.08	0.56	0.06
Oprezni/sukladni društvenim normama	0–42	2–42	25.89	5.05	-0.16	1.88	0.07
Analitični/odlučni	0–42	5–40	24.09	4.76	0.11	1.25	0.07
Prosocijalni/empatični	0–42	2–41	28.09	6.86	-0.35	0.18	0.05

Napomena. IA = indeks asimetričnosti; IS = indeks spljoštenosti; K-S *d* = Kolmogorov-Smirnovljev *d* indeks.

Tablica 9

Prikaz deskriptivnih parametara i pokazatelja osjetljivosti Fisherina upitnika temperamenta na poduzorku parova (muškarci) (N = 276)

	Teorijski raspon	Dobiveni raspon	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>IA</i>	<i>IS</i>	<i>K-S d</i>
Znatiželjni/energični	0–42	5–42	25.25	5.36	0.18	1.12	0.07
Oprezni/sukladni društvenim normama	0–42	9–42	25.93	5.30	0.17	0.56	0.08
Analitični/odlučni	0–42	8–41	27.08	5.17	0.08	0.72	0.07
Prosocijalni/empatični	0–42	4–39	22.88	6.11	-0.20	0.23	0.08*

Napomena. *IA* = indeks asimetričnosti; *IS* = indeks spljoštenosti; *K-S d* = Kolmogorov-Smirnovljev *d* indeks.

**p* < .05.

4.3. Pouzdanost

Na cjelokupnom uzorku u ovom istraživanju dobivene su sljedeće Cronbach alfa vrijednosti: .80 za skalu *znatiželjni/energični*, .79 za skalu *oprezn/sukladni društvenim normama*, .78 za skalu *analitični/odlučni* te .87 za skalu *prosocijalni/empatični*. O sličnim rezultatima izvještavaju Fisher i suradnici (2010a). U njihovu istraživanju na američkom uzorku od 39 913 sudionika dobivene su sljedeće pouzdanosti tipa unutarnje konzistencije: .79 za skalu *znatiželjni/energični*, .79 za skalu *oprezn/sukladni društvenim normama*, .80 za skalu *analitični/odlučni* te .78 za skalu *prosocijalni/empatični*.

4.4. Sadržajna valjanost

U provedenom istraživanju dobivene su zadovoljavajuće korelacije između pojedinih čestica i ukupnog rezultata na skali, čije prosječne vrijednosti iznose: .45 (u rasponu od .34 do .57) za skalu *znatiželjni/energični*, .42 (raspon od .32 do .52) za skalu *oprezn/sukladni društvenim normama*, .41 (raspon od .33 do .49) za skalu *analitični/odlučni* te .47 (raspon od .28 do .67) za skalu *prosocijalni/empatični*.

4.5 Konkuretna valjanost

Na cjelokupnom uzorku potvrđeno je da muškarci postižu značajno više rezultate na skali *analitični/odlučni*, dok je za žene utvrđeno da postižu značajno više rezultate na skali *prosocijalne/empatične* (Lucić i Šimić, 2020a). Na poduzorku parova, muškarci su imali više rezultate na skali *analitični/odlučni* od njihovih partnerica, dok su žene imale značajno više rezultate na skali *prosocijalne/empatične* u odnosu na njihove partnere (Lucić i Šimić, 2020b). U skladu s Fisherinim pretpostavkama nisu utvđene razlike između muškaraca i žena u postignutim rezultatima na skalama *znatiželjni/energični* i *oprezn/sukladni društvenim normama* (Lucić i Šimić, 2020a). Nadalje, religiozni u odnosu na nereligiozne sudionike su postizali više rezultate na skali *oprezn/sukladni društvenim normama* (Lucić i Šimić, 2020a). Kada je riječ o političkoj orijentaciji, utvrđeno je da konzervativniji u odnosu na liberalnije sudionike postižu više rezultate na skali *oprezniji/sukladniji društvenim normama*, te niže rezultate na skali *prosocijalni/empatični* (Lucić i Šimić, 2020a).

Kada je riječ o poduzorku parova, ispitivana je poveznost među njihovim dimenzijama temperamenta te je potvrđeno da su *oprezn/sukladni društvenim normama* i *znatiželjni/energični* pojedinci u veza s pojedincima čija primarna dimenzija temperamenta odgovara njihovoj (Lucić i Šimić, 2020b). Nadalje, kada je riječ o dimenzijama *analitični/odlučni* i *prosocijalni/empatični*, dobiveni rezultati pokazuju

pozitivne povezanosti, tj. *analitičniji/odlučniji* muškarci su u vezama s *prosocijalnim/empatičnijim* ženama i obrnuto (Lucić i Šimić, 2020a).

Faktorsku strukturu Fisherina upitnika temperamenta svakako bi trebalo provjeriti u budućim istraživanjima. Kako bi se stekao uvid u ključne aspekte temperamenta, autorica (Fisher i sur., 2015) ističe da rezultati dobiveni ovim upitnikom mogu poslužiti kao nadopuna drugim upitnicima koji se temelje na različitim modelima ličnosti i temperamenta. Njegova primjena je također moguća u različitim domenama i kontekstima uključujući ispitivanja dimenzija temperamenta u funkciji dobi kada se mijenja hormonski status te kod pojedinaca različite spolne orijentacije, kao i različitog zdravstvenog statusa koji uključuje promjene neurotransmiterskih i hormonskih sustava na kojima se temelji Fisherin model temperamenta.

Literatura

- Barraza, J. A. i Zak, P. J. (2009). Empathy toward strangers triggers oxytocin release and subsequent generosity. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1167(1), 182–189.
- Brown, L. L., Acevedo, B. i Fisher, H. E. (2013). Neural correlates of four broad temperament dimensions: Testing predictions for a novel construct of personality. *PlosOne*, 8, 1–9.
- Feldman, R. (2012). Oxytocin and social affiliation in humans. *Hormones and Behavior*, 61(3), 380–391.
- Fisher, H. E. (2009). *Why him? Why her?* Henry Holt.
- Fisher, H. E., Island, H. D., Rich, J., Marchalik, D. i Brown, L. L. (2015). Four broad temperament dimensions: discription, convergent validation correlations, and comparison with the Big Five. *Frontiers in Psychology*, 6, 1–18.
- Fisher, H. E., Rich, J., Island, H. D. i Marchalik, D. (2010a). The second to fourth digit ratio: A measure of two hormonally-based temperament dimensions. *Personality and Individual Differences*, 49(7), 773–777.
- Fisher, H. E., Rich, J., Island, H. D., Marchalick, D. i Silver, L. (2010b, kolovoz). *Do we have chemistry? Four primary temperament dimensions on mate choice*. [Conference presentation]. APA 2010, San Diego, United States.
- Gudmundsson, E. (2009). Guidelines for translating and adapting psychological instruments. *Nordic Psychology*, 61(2), 29–45.
- Israel, S., Weisel, O., Ebstein, R. P. i Bornstein, G. (2012). Oxytocin, but not vasopressin, increases both parochial and universal altruism. *Psychoneuroendocrinology*, 37(8), 1341–1344.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3. izdanje). Guilford Press.
- Lucić, A. i Šimić, N. (2020a). Testing the Fisher's temperament model on a Croatian sample. U: A. Tokić (Ur.), *21st Psychology Days in Zadar – Book of Selected Proceedings* (str. 97–108). Zadar: Sveučilište u Zadru.
- Lucić, A. i Šimić, N. (2020b). Ispitivanje kompatibilnosti temperamenta kod parova u ljubavnim vezama. *Društvena istraživanja*, 29(1), 91–111.
- Shamay-Tsoory, S. G., Abu-Akel, A., Palgi, S., Sulieman, R., Fischer-Shofty, M., Levkovitz, Y. i Decety, J. (2013). Giving peace a chance: Oxytocin increases empathy to pain in the context of the Israeli–Palestinian conflict. *Psychoneuroendocrinology*, 38(12), 3139–3144.
- Zak, P. J., Kurzban, R. i Matzner, W. T. (2004). The neurobiology of trust. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1032(1), 224–227.

Fisherin upitnik temperamenta

Na sljedećim stranicama nalazi se niz tvrdnji. Molimo Vas pročitajte svaku tvrdnju i označite odgovor koji se odnosi na Vas.

1. Nepredvidljive situacije me oduševljavaju.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

2. Radim stvari impulzivno, bez planiranja.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

3. Dosadi mi kada moram raditi iste poznate stvari.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

4. Imam vrlo široki raspon interesa.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

5. Optimističniji/a sam od većine ljudi.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

6. Kreativniji/a sam od većine ljudi.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

7. Uvijek tražim nova iskustva.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

8. Uvijek radim nove stvari.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

9. Entuzijastičniji/a sam od većine ljudi.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

10. Spreman/a sam riskirati da napravim ono što želim.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

11. Postanem nemiran/a ako moram biti kod kuće dulje vrijeme.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

12. Moji prijatelji bi rekli da sam vrlo znatiželjan/a.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

13. Imam više energije od većine ljudi.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

14. Slobodno vrijeme volim provoditi nesputano, radeći što god mi se čini zabavnim.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

15. Mislim da stalne rutine čine život urednim i opuštajućim.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

16. Razmatram (i preispitujem) temeljito svaku opciju prije nego što napravim plan.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

17. Ljudi bi se trebali ponašati u skladu s uspostavljenim standardima pristojnog ponašanja.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

18. Uživam planirati daleko unaprijed.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

19. Općenito smatram da je važno slijediti pravila.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

20. Briga o mojem vlasništvu je visoki prioritet za mene.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

21. Moji prijatelji i obitelj bi rekli da imam tradicionalne vrijednosti.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

22. Nastojim biti pedantan/a u svojim dužnostima.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

23. Nastojim biti oprezan/a, ali ne i plašljiv/a.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

24. Ljudi bi se trebali ponašati na način koji je moralno ispravan.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

25. Važno je poštovati autoritet.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

26. Radije bih imao/la odane nego zanimljive prijatelje.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

27. Davno uspostavljeni običaji trebaju se poštovati i čuvati.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

28. Pristupam direktno izvršenju zadatka.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

29. Lako razumijem složene strojeve.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

30. Uživam u kompetitivnim razgovorima.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

31. Intrigiran/a sam pravilima i obrascima koji upravljaju sustavima.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

32. Analitičniji/ja sam i logičniji/ja od većine ljudi.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

33. Bavim se intelektualnim temama temeljito i redovito.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

34. Sposoban/a sam riješiti probleme bez uplitanja emocija.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

35. Volim otkrivati kako stvari funkcioniraju.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

36. Ja sam odlučan/a.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

37. Raspravljanje je dobar način za uspoređivanje mog intelekta s drugima.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

38. Nemam problema s odabirom, čak i kad se nekoliko alternativa čini jednako dobrima na početku.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

39. Kada kupujem novi uređaj (kao što je kamera, računalo ili automobil), želim znati sve njegove tehničke značajke.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

40. Volim izbjegavati finese i reći točno što mislim.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

41. Mislim da je važno biti direktan/a.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

42. Pri donošenju odluke, volim se držati činjenica više nego biti poljuljan osjećajima drugih.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

43. Volim upoznati najdublje potrebe i osjećaje svojih prijatelja.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

44. Jako cijenim duboku emocionalnu intimnost u svojim odnosima.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

45. Ne uzimajući u obzir ono što je logično, uglavnom slušam svoje srce kad donosim važne odluke.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

46. Često se uhvatim u sanjarenju.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

47. Lako se predomislim.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

48. Nakon gledanja emotivnog filma, često sam pod njegovim dojmom i nekoliko sati poslije.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

49. Živo zamišljam kako mi se događaju i divne i grozne stvari.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

50. Vrlo sam osjetljiv/a na ljudske osjećaje i potrebe.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

51. Često se uhvatim kako se izgubim u svojim mislima tijekom dana.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

52. Osjećam emocije dublje od većine ljudi.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

53. Imam živu maštu.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

54. Kad se probudim iz živopisnog sna, treba mi nekoliko sekundi da se vratim u stvarnost.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

55. Tijekom čitanja, uživam kada pisac skrene s teme kako bi rekao nešto lijepo ili važno.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

56. Jako sam empatičan/a.

- uopće se ne slažem
- ne slažem se
- slažem se
- potpuno se slažem

Zaokruženi odgovori na svakoj čestici boduju se na sljedeći način:

Uopće se ne slažem – 0 bodova

Ne slažem se – 1 bod

Slažem se – 2 boda

Potpuno se slažem – 3 boda

Rezultat na skali *znatiželji/energični* čini zbroj bodova na 1. – 14. čestici

Rezultat na skali *oprezni/sukladni društvenim normama* čini zbroj bodova na 15. – 28. čestici

Rezultat na skali *analitični/odlučni* čini zbroj bodova na 29. – 42. čestici

Rezultat na skali *prosocijalni/empatični* čini zbroj bodova na 43. – 56. čestici

Kratki upitnik mentalnog zdravlja (MHI-5)¹

Izvorni instrument: *Mental Health Inventory - 5* (Berwick, Murphy, Goldman, Ware, Barsky i Weinstein, 1991; Davies, Sherbourne, Peterson i Ware, 1988)
Adaptirala i priredila: Ana Slišković

1. Teorijska osnova

Budući da se pod pojmom zdravlje često podrazumijeva samo „odsutnost bolesti“, na početku je potrebno naglasiti da je Svjetska zdravstvena organizacija zdravlje definirala kao stanje potpune tjelesne, mentalne i socijalne dobrobiti (WHO, 2018). Iz navedenog proizlazi da je mentalno zdravlje integrativni dio općeg zdravlja, a ne samo odsutnost psihičkog oboljenja ili poremećaja. Mentalno zdravlje podrazumijeva „stanje dobrobiti u kojem pojedinac ostvaruje svoje potencijale, može se nositi s normalnim životnim stresom, može raditi produktivno i plodno te je sposoban pridonositi zajednici“ (WHO, 2018). S obzirom na važnost mentalnog zdravlja u svakodnevnom funkcioniranju pojedinca i društva, velik broj istraživanja u medicini, psihologiji i srodnim znanstvenim disciplinama usmjeren je na ispitivanje različitih domena mentalnog zdravlja, kao i njegovih antecedenata i korelata.

Jedan od praktičnih problema u psihologijskim anketnim istraživanjima jest njihova opsežnost, odnosno dužina cijelog upitnika koja negativno djeluje na motivaciju sudionika i kvalitetu njihovih odgovora. Stoga je jasno da je potražnja za kratkim instrumentima zadovoljavajućih psihometrijskih karakteristika velika. Ovo se osobito odnosi na mentalno zdravlje koje je jedan od često ispitivanih konstrukata u velikom broju raznorodnih psihologijskih istraživanja. S obzirom na navedeno, u ovom prilogu su prikazana psihometrijska svojstva hrvatske adaptirane verzije Kratkog upitnika mentalnog zdravlja (engl. *Mental Health Inventory*, MHI-5; Berwick i sur., 1991; Davies i sur., 1988), koja se sastoji od samo pet čestica.

Kratki upitnik mentalnog zdravlja (MHI-5) nastao je kao kratka inačica Inventara mentalnog zdravlja (engl. *Mental Health Inventory*, MHI-38; Davies i sur., 1988), koji je razvijen u SAD-u, te se izvorno sastoji od 38 čestica raspoređenih u šest subskala (*anksioznost, depresivnost, gubitak bihevioralne/emocionalne kontrole, emocionalne veze, opći pozitivni afekt, zadovoljstvo životom*). Na temelju rezultata faktorskih analiza, autori navode da je rezultate na MHI-38 moguće interpretirati na tri načina: 1) rezultati navedenih šest subskala, 2) rezultati na dvjema općenitijim skalama: *psihološki distres* i *psihološka dobrobit* koje autori postavljaju kao okosnicu ovog upitnika s obzirom na to da, prema definiciji autora, čine osnovu mentalnog zdravlja, te 3) ukupan rezultat koji predstavlja mjeru *općeg mentalnog zdravlja*. Iako podatci upućuju na visoku pouzdanost mjere općeg mentalnog zdravlja (u smislu unutrašnje konzistencije i u smislu stabilnosti u vremenu) te adekvatnu konvergentnu, dijagnostičku i prognostičku valjanost izvornog instrumenta (Davies i sur., 1988), zbog dužine samog instrumenta autori razvijaju i kratku inačicu upitnika od samo pet čestica (Kratki upitnik mentalnog zdravlja, MHI-5). Čestice su odabrane na temelju teorijskog uporišta (namjera je bila da se što manjim brojem čestica obuhvate osnovne domene mentalnog zdravlja) te empirijskih podataka (rezultata faktorskih i regresijskih analiza). U konačnici podatci pokazuju da korelacija između ukupnog rezultata na odabranih pet čestica koje su ušle u Kratki upitnik mentalnog zdravlja (*Mental Health Inventory*, MHI-5) i ukupnog rezultata na Inventaru mentalnog zdravlja instrumenta (engl. *Mental Health Inventory*, MHI-38) iznosi visokih .95.

1 Za prijevod i korištenje instrumenta te za objavu podataka u ovom prikazu dobivena je suglasnost autora izvorne verzije. Autori izvorne skale i autorica adaptirane verzije suglasni su da se hrvatska adaptirana verzija upitnika može slobodno rabiti u akademске svrhe, međutim prije korištenja poželjno je kontaktirati s autoricom adaptirane verzije (aslavic@unizd.hr).

Berwick i sur. (1991) argumentiraju da ovakve kratke mjere mentalnog zdravlja mogu biti od velike važnosti, ne samo istraživačima nego i u primarnoj zdravstvenoj skrbi. Naime, upozorili su na činjenicu da iako epidemiološke studije upućuju na visoke razine depresivnosti, anksioznosti, ovisnosti o opojnim tvarima i fobija, velik dio tih stanja u ordinacijama primarne zdravstvene zaštite ostaje neprepoznat, što znači bez adekvatne terapije. Stoga su se pridružili znanstvenicima koji rade na razvoju i testiranju jednostavnih i kratkih mjera mentalnog zdravlja koje bi mogle poslužiti kao brza identifikacija pojedinaca kojima treba daljnja dijagnostika i pomoć. Na velikom stratificiranom uzorku odraslih osoba usporedili su preciznost rezultata dobivenih pomoću Kratkog upitnika mentalnog zdravlja (MHI-5) s rezultatima dobivenima pomoću sljedećih, redom dužih instrumenata: Upitnik općeg zdravlja (engl. *General Health Questionnaire-30*, GHQ-30), Inventar somatskih simptoma (engl. *Somatic Symptom Inventory*, SSI-28) i Upitnik mentalnog zdravlja - 18 (engl. *Mental Health Inventory-18*, MHI-18). Kao kriterij rabili su dijagnozu dobivenu standardiziranim dijagnostičkim intervjuem (engl. *Diagnostic Interview Schedule*). Rezultati su pokazali da je MHI-5 jednako precizan u usporedbi s MHI-18 i GHQ-30, te precizniji od SSI-28, u detektiranju najvažnijih psihičkih poremećaja, uključujući depresiju i poremećaje afekta općenito, te anksiozne poremećaje. S obzirom na činjenicu da je riječ o iznimno kratkom upitniku, preporučili su kao ga obećavajućeg za daljnju znanstvenu verifikaciju, ali i kliničku upotrebu. Valja napomenuti da su čestice Kratkog upitnika mentalnog zdravlja (MHI-5) ugrađene u poznati SF-36 Upitnik zdravstvenog statusa (engl. *SF-36 Health Survey*; Ware i Sherbourne, 1992) koji se zasniva na samoprocjeni osam domena zdravlja, te je validiran u brojnim zemljama, uključujući i Hrvatsku (Maslić Seršić i Vuletić, 2006).

Rezultati kasnijih istraživanja na različitim kulturama potvrđuju dobra psihometrijska svojstva Kratkog upitnika mentalnog zdravlja (MHI-5) te mu na temelju usporednih podataka istraživači često daju prednost nad drugim mjerama mentalnog zdravlja (npr. Damásio i sur., 2014; Hoeymans i sur., 2004; Kelly i sur., 2008; Rumpf i sur., 2001; Strand i sur., 2003; Thorsen i sur., 2013; Yamazaki i sur., 2005).

2. Opis upitnika

Kratki upitnik mentalnog zdravlja (*Mental Health Inventory – MHI-5*; Berwick i sur., 1991; Davies i sur., 1988) na hrvatski je jezik preveden metodom dvostrukog prijevoda. Hrvatska se verzija upitnika, kao i izvorna, sastoji od pet pitanja namijenjenih mjerenju općeg mentalnog zdravlja. Čestice upitnika pokrivaju osnovne domene mentalnog zdravlja, a zadatak ispitanika je procijeniti učestalost za svako od pitanja (od 1 = *stalno* do 6 = *nikad*), pri čemu je uputom naglašeno da procjenjuju period od proteklih mjesec dana. Domene upitnika uključuju anksioznost (*Koliko često ste bili vrlo nervozni?*), depresivnost (*Koliko često ste se osjećali obeshrabreno i tužno?*), opći pozitivni afekt (*Koliko često ste bili sretni?*; *Koliko često ste se osjećali mirno i spokojno?*) i bihevioralnu/emocionalnu kontrolu (*Koliko ste se često osjećali toliko potišteno da Vas ništa nije moglo razvedriti?*). Ukupni rezultat se, uz obrnuto bodovanje dviju čestica kojima se ispituje opći pozitivni afekt (čestice 2 i 5), formira kao zbroj rezultata na svim česticama, pri čemu viši rezultat upućuje na višu razinu općeg mentalnog zdravlja.

Ovdje je radi jasnoće potrebno napomenuti da se teorijski raspon bruto rezultata kreće od 5 do 30 (s obzirom na to da je korištena izvorna skala odgovora od 6 stupnjeva po uzoru na izvornu verziju), međutim u literaturi se mogu naći verzije Kratkog upitnika mentalnog zdravlja (MHI-5) sa skalom odgovora od 5 stupnjeva (vidi npr. Rumpf i sur., 2001). Također, u istraživanjima u kojima se rabi Kratki upitnik mentalnog zdravlja (MHI-5), osobito kod određivanja graničnih vrijednosti (engl. *cut-off points*), često se umjesto bruto rezultata prikazuju standardizirani rezultati, koji se dobivaju linearnom transformacijom rezultata na skalu raspona od 0 do 100 (vidi npr. Kelly i sur., 2008; Thorsen i sur., 2013; Yamazaki i sur., 2005). Stoga su u ovom radu prikazani deskriptivni pokazatelji mjere mentalnog zdravlja dobivene prikazanim upitnikom za *bruto*

rezultate i standardizirane rezultate (Tablica 6).

Deskriptivni pokazatelji pojedinih čestica hrvatske verzije Kratkog upitnika mentalnog zdravlja (MHI-5) na validacijskim uzorcima prikazani su u Tablici 1.

3. Opis uzorka

Provjera psihometrijskih svojstava hrvatske verzije instrumenta provedena je na prigodnom uzorku od 1177 sudionika odrasle dobi koji su sudjelovali u dvama nezavisnim istraživanjima usmjerenima na dobrobit hrvatskih pomoraca i njihovih obitelji. Pri tome je jedno istraživanje obuhvatilo pomorce ($N = 530$), a drugo partnerice pomoraca ($N = 647$). Raspon dobi ukupnog uzorka iznosio je od 18 do 65 godina ($M_{\text{ukupno}} = 34.53$, $SD_{\text{ukupno}} = 9.16$; $M_{\text{muškarci}} = 37.70$, $SD_{\text{muškarci}} = 9.50$; $M_{\text{žene}} = 31.91$; $SD_{\text{žene}} = 8.03$).

Pomorci su za vrijeme provedbe istraživanja bili većinom zaposleni na stranim brodarskim tvrtkama (93 %), uglavnom na časničkim pozicijama (86 % uzorka činili su časnici palube i stroja te zapovjednici broda i upravitelji stroja, dok su ostatak uzorka činili električari, pripravnici, članovi posade palube i stroja te „bijelo osoblje“). Njihov prosječni radni staž u pomorskom sektoru iznosio je 13.50 godina ($SD = 9.40$). Većina ispitanih pomoraca bila je u bračnoj ili izvanbračnoj zajednici (76 %), te imala djecu (63 %).

Ženski dio uzorka (partnerice hrvatskih pomoraca) činile su vjenčane supruge pomoraca (63 %), životne partnerice koje dijele kućanstvo s pomorcem (21 %), te sudionice koje su svoju vezu s pomorcem opisale kao dugotrajnu vezu koja ne uključuje zajedničko kućanstvo (16 %). Oko 58 % sudionica je imalo djecu. Za vrijeme provedbe istraživanja 38 % sudionica je radilo na puno radno vrijeme, 32 % sudionica nije bilo zaposleno, 18 % sudionica je studiralo, dok su sudionice iz ostatka uzorka (14 %) radile na pola radnog vremena, povremeno i/ili honorarno.

4. Psihometrijska svojstva

4.1. Faktorska struktura

U svrhu provjere faktorske strukture upitnika testirana su tri modela koja imaju jasno teorijsko uporište. Modelom 1 pretpostavljena je jednofaktorska struktura rezultata na Kratkom upitniku mentalnog zdravlja (MHI-5) s obzirom na to da pet čestica mjere osnovne domene mentalnog zdravlja (Berwick i sur., 1991). Model 2 se također temelji na pretpostavci o jednofaktorskoj strukturi, ali predviđa i korelaciju rezidualnih varijanci čestica općeg pozitivnog afekta (čestice 2. i 5. koje su formulirane u istom smjeru). Na koncu, Modelom 3 su, uz jednofaktorsku strukturu, pretpostavljene korelacije rezidualnih varijanci čestica simptoma distresa (čestice 1., 3. i 4. koje su formulirane u istom smjeru; obrnutom u odnosu na čestice pozitivnog afekta). Navedena tri modela testirana su konfirmacijskom faktorskom analizom (CFA) u modulu *SEPATH* programa *Statistica 13*, posebno za uzorke muškaraca i žena te za ukupan uzorak (Tablica 2). Pri procjeni parametara u modelima primijenjena je metoda maksimalne vjerojatnosti. Stupanj slaganja pretpostavljenih modela s podacima procjenjivan je pomoću sljedećih parametara: omjer χ^2 i stupnjeva slobode, CFI (engl. *Comparative Fit Index*), GFI (engl. *Goodness-of-Fit Index*), RMSEA (engl. *Root-Mean-Square Error of Approximation*) i SRMR (engl. *Standardized Root-Mean-Square Residual*). Pokazatelji prihvatljivog slaganja modela s podacima su: $\chi^2/df < 3$, CFI i GFI $> .90$ te RMSEA i SRMR $< .10$, dok na izvrsno slaganje modela s podacima upućuju sljedeće veličine parametara: $\chi^2/df < 3$, CFI i GFI $> .95$, RMSEA $< .06$, te SRMR $< .08$ (Hu i Bentler, 1999).

Tablica 1
Deskriptivni pokazatelji čestica Kratkog upitnika mentalnog zdravlja (MHI-5)

Čestica	Uzorak muškaraca (N = 530)					Uzorak žena (N = 647)					Ukupni uzorak (N = 1177)				
	M	SD	Raspon	IA (SE)	IS (SE)	M	SD	Raspon	IA (SE)	IS (SE)	M	SD	Raspon	IA (SE)	IS (SE)
1.	3.82	0.91	1-6	-0.71 (0.11)	0.96 (0.21)	3.60	1.00	1-6	-0.43 (0.10)	-0.41 (0.19)	3.70	0.96	1-6	-0.56 (0.07)	0.07 (0.14)
2.	4.52	0.93	1-6	-0.63 (0.11)	0.58 (0.21)	4.07	0.96	1-6	-0.34 (0.10)	-0.27 (0.19)	4.27	0.97	1-6	-0.45 (0.07)	-0.03 (0.14)
3.	4.85	0.88	1-6	-0.61 (0.11)	0.90 (0.21)	4.06	1.13	1-9	-0.35 (0.10)	-0.12 (0.19)	4.42	1.10	1-6	-0.56 (0.07)	0.21 (0.14)
4.	4.93	0.85	1-6	-0.67 (0.11)	0.92 (0.21)	4.49	1.22	1-6	-0.66 (0.10)	-0.17 (0.19)	4.69	1.09	1-6	-0.84 (0.07)	0.53 (0.14)
5.	4.38	0.91	1-6	-0.34 (0.11)	-0.30 (0.21)	4.48	0.97	1-6	-0.72 (0.10)	0.25 (0.19)	4.44	0.94	1-6	-0.56 (0.07)	-0.01 (0.14)

Napomena. IA = indeks asimetričnosti; IS = indeks spljoštenosti.

Na temelju parametara slaganja modela s podacima (Tablica 2) zaključeno je da Model 3 bolje pristaje podacima u odnosu na druga dva modela, iako se za slaganje ne može kazati da je idealno. Naime, dok parametri CFI, GFI i SRMR upućuju na izvrsno slaganje modela s podacima, omjer χ^2 i stupnjeva slobode upućuje na to da je slaganje neprihvatljivo. Isto se može kazati i parametar RMSEA, iako je njegova vrijednost relativno blizu granične vrijednosti prihvatljivog slaganja. Ipak, s obzirom na osjetljivost vrijednosti hi-kvadrata na veličinu uzorka (Hooper i sur., 2008), odnosno rast njegove veličine kod uzoraka > 200 , te odstupanja parametra RMSEA u modelima s malim brojem stupnjeva slobode (Kenny i sur., 2015), odlučeno je prihvatiti Model 3. S obzirom na to da je vrijednost hi-kvadrata, kao i parametra RMSEA koji se na njemu zasniva, osjetljiva na održivost pretpostavke o multivarijatnoj normalnosti distribucije (napomena: korišteni Mardia test pokazao je odstupanja), treba napomenuti da univarijatna normalnost distribucija čestica nije ozbiljno narušena (vidi Tablicu 1). U odluci o prihvaćanju modela vodilo se sljedećim činjenicama: 1) Testirani Model 3 (kao i preostala dva modela) ima teorijsko uporište te se nije htjelo ići u modifikacije modela koje su često ovisne o uzorku; 2) Tri parametra (CFI, GFI i SRMR) upućuju na to da je slaganje modela *izvrsno*, na ukupnom uzorku i na zasebnim uzorcima muškaraca i žena; 3) Faktorska zasićenja svih čestica pretpostavljenim faktorom su zadovoljavajuća na zasebnim uzorcima muškaraca i žena i na ukupnom uzorku (najmanje faktorsko zasićenje $> .50$; vidi Tablicu 3) i 4) Ostala psihometrijska svojstva upitnika su zadovoljavajuća (vidi analizu pouzdanosti u Tablici 5).

S obzirom na navedeno, u Tablici 3 prikazana su faktorska zasićenja dobivena testiranjem Modela 3 na uzorcima muškaraca i žena te na ukupnom uzorku. Važno je, međutim, napomenuti da su parametri slaganja općenito nešto bolji za uzorak muškaraca u odnosu na uzorak žena i ukupni uzorak. Primjerice, RMSEA je kod uzorka muškaraca na samoj graničnoj vrijednosti prihvaćanja modela te iznosi .100 [.052, .156], dok kod uzorka žena iznosi .117 [.073, .167].

S obzirom na navedeno, postavljeno je pitanje invarijantnosti (ekvivalentnosti) faktorske strukture Kratkog upitnika mentalnog zdravlja (MHI-5) na uzorcima muškaraca i žena. U svrhu provjere ovog pitanja, provedena je multigrupna konfirmacijska faktorska analiza u programu *IBM SPSS AMOS* kojom je, za tri modela, testirana: 1) invarijantnost faktorskih zasićenja na uzorcima muškaraca i žena (Metrijski model), 2) strukturna invarijantnost varijance pretpostavljenog faktora mentalnog zdravlja u uzorcima muškaraca i žena (Strukturni model) i 3) invarijantnost varijanci i kovarijanci pogreške u tim uzorcima (Rezidualni model). Dobiveni rezultati prikazani su u Tablici 4.

Kao što je vidljivo iz Tablice 4, većina parametara slaganja podataka s Metrijskim i Strukturnim modelom (GFI, CFI, RMSEA, SRMR) upućuju na izvrsno slaganje, odnosno na strukturnu invarijantnost pretpostavljenog faktora koja podrazumijeva i invarijantnost faktorskih zasićenja u testiranim uzorcima. Iznimka je omjer hi kvadrata i stupnjeva slobode čija vrijednost prelazi graničnu vrijednost prihvatljivog slaganja. S druge strane, parametri slaganja slabiji su za Rezidualni model, te iako parametri GFI, CFI i RMSEA upućuju na to da je model prihvatljiv, vrijednosti omjera hi-kvadrata i stupnjeva slobode te parametra SRMR upućuju na odbacivanje modela, odnosno neprihvaćanje pretpostavke o invarijantnosti varijanci i kovarijanci reziduala u dvama testiranim uzorcima.

Tablica 2
Rezultati konfirmacijske faktorske analize: Parametri slaganja modela s podacima

	Model 1			Model 2			Model 3		
	Uzorak muškaraca (N = 530)	Uzorak žena (N = 647)	Cijeli uzorak (N = 1177)	Uzorak muškaraca (N = 530)	Uzorak žena (N = 647)	Cijeli uzorak (N = 1177)	Uzorak muškaraca (N = 530)	Uzorak žena (N = 647)	Cijeli uzorak (N = 1177)
χ^2/df	80.82/5	175.31/5	240.05/5	43.57/4	75.82/4	114.87/4	12.76/2	20.06/2	31.62/2
GFI	.943	.898	.922	.970	.954	.963	.991	.988	.989
CFI	.917	.883	.900	.957	.950	.953	.988	.988	.987
RMSEA [90 % CI]	.169 [.137, .202]	.235 [.206, .264]	.203 [.182, .225]	.133 [.098, .171]	.169 [.137, .203]	.153 [.130, .178]	.100 [.052, .156]	.117 [.073, .167]	.111 [.079, .147]
SRMR	.052	.078	.066	.041	.047	.044	.018	.023	.018

Napomena. **Model 1** = jednofaktorska struktura; **Model 2** = jednofaktorska struktura + korelacija rezidualnih varijanci čestica općeg pozitivnog afekta (č. 2. i 5.); **Model 3** = jednofaktorska struktura + korelacije rezidualnih varijanci čestica simptoma distresa (č. 1., 3. i 4.).

Tablica 3
Rezultati konfirmacijske faktorske analize (Model 3): Faktorska zasićenja

Čestica	Uzorak muškaraca (N = 530)	Uzorak žena (N = 647)	Cijeli uzorak (N = 1177)
1.	.55	.67	.63
2.	.74	.77	.80
3.	.54	.62	.65
4.	.52	.60	.58
5.	.60	.67	.60

Napomena. Sva su faktorska zasićenja značajna uz $p < .001$.

Tablica 4
Rezultati testiranja invarijantnosti faktorske strukture u uzorcima muškaraca i žena

	Metrijski model (M.W.)	Strukturni model (S.C.)	Rezidualni model (M.R.)
χ^2/df	34.96/8	38.05/9	185.27/17
GFI	.988	.987	.945
CFI	.989	.988	.929
RMSEA	.054	.052	.092
[90 % CI]	[.036, .072]	[.036, .070]	[.080, .104]
SRMR	.027	.050	.160

Napomena. U **Metrijskom modelu** – M. W. (engl. *measurement weights*) fiksirana su faktorska zasićenja u uzorcima muškaraca i žena (Metrijski model podrazumijeva Konfiguralni kod kojeg je faktorsko zasićenje jedne čestice kod obiju grupa fiksirano na 1), u **Strukturnom modelu** – S. C. (engl. *structural covariances*) uz faktorska je zasićenja fiksirana varijanca latentnog faktora mentalnog zdravlja u uzorcima muškaraca i žena, a u **Rezidualnom modelu** – M. R. (engl. *measurement residuals*) uz prije navedeno fiksirane su i kovarijance i varijance pogreške u ovim dvama uzorcima.

4.2 Pouzdanost

Upitnik je imao zadovoljavajuću pouzdanost tipa unutrašnje konzistencije (na ukupnom uzorku $\alpha = .83$, na uzorku muškaraca $\alpha = .82$, na uzorku žena $\alpha = .84$). Rezultati analize pouzdanosti po česticama (Tablica 4) upućuju na to da su sve korelacije pojedinih čestica s ukupnim rezultatom bile veće od .50, te se može se zaključiti da je Kratki upitnik mentalnog zdravlja (MHI-5) pouzdan mjerni instrument.

Tablica 5
Rezultati analize pouzdanosti

Uzorak muškaraca ($N = 530$) Prosječna $r_{it} = .48$ Cronbach $\alpha = .82$		Uzorak žena ($N = 647$) Prosječna $r_{it} = .53$ Cronbach $\alpha = .84$		Cijeli uzorak ($N = 1177$) Prosječna $r_{it} = .51$ Cronbach $\alpha = .83$	
r_{it}	$\alpha_{\text{ako se čestica izbaci}}$	r_{it}	$\alpha_{\text{ako se čestica izbaci}}$	r_{it}	$\alpha_{\text{ako se čestica izbaci}}$
.56	.80	.73	.79	.67	.79
.64	.78	.56	.83	.61	.81
.63	.78	.73	.78	.70	.78
.68	.77	.67	.81	.68	.79
.55	.80	.55	.83	.51	.83

4.3 Osjetljivost

U Tablici 6 prikazani su osnovni deskriptivni pokazatelji prikazanog upitnika. Mjere centralne tendencije pomaknute su prema višim vrijednostima, što je očekivano s obzirom na to da je riječ o ne-kliničkom uzorku. Nadalje, aritmetičku sredinu i standardnu devijaciju dobivenih standardiziranih rezultata (66.04 ± 15.75) moguće je usporediti s deskriptivnim parametrima subskale mentalnog zdravlja dobivenim u istraživanju zdravstvenog statusa pomoću SF-36 upitnika na reprezentativnom hrvatskom uzorku (61.9 ± 21.4 ; Maslić Seršić i Vuletić, 2006). Nešto više prosječne vrijednosti i manji varijabilitet rezultata može se objasniti homogenosti uzorka po radnim i obiteljskim karakteristikama (hrvatski pomorci i partnerice hrvatskih pomoraca) u usporedbi s nacionalnim reprezentativnim uzorkom. Ipak, na temelju navedenih mjera varijabiliteta i indeksa asimetričnosti i spljoštenosti može se zaključiti da je distribucija rezultata približno normalna te da je postignut zadovoljavajući varijabilitet rezultata na skali, odnosno da je skala dovoljno osjetljiva.

Tablica 6
Deskriptivni pokazatelji Kratkog upitnika mentalnog zdravlja (MHI-5)

	Uzorak muškaraca (<i>N</i> = 530)	Uzorak žena (<i>N</i> = 647)	Ukupni uzorak (<i>N</i> = 1177)	
			<i>Bruto rezultati</i>	<i>Standardizirani rezultati</i>
<i>M</i>	22.50	20.70	21.51	66.04
<i>C</i>	23	21	22	68
<i>D</i>	22	22 i 24	22	68
<i>SD</i>	3.42	4.14	3.94	15.75
Teorijski raspon	5–30	5–30	5–30	1–100
Dobiveni raspon	8–30	6–30	6–30	4–100
IA (<i>SE</i>)	-.52 (.11)	-.44 (.10)	-.55 (.07)	
IS (<i>SE</i>)	.72 (.21)	-.28 (.19)	.15 (.14)	

Napomena. Standardizirani rezultati su dobiveni linearnom transformacijom rezultata sa skale 5–30 na skalu 1–100 korištenjem sljedeće formule:

Standardizirani rezultat = 4 x (Bruto rezultat-30) + 100,

temeljene na: $(\text{Max}_{\text{skala 1-100}} - \text{Min}_{\text{skala 1-100}} / \text{Max}_{\text{bruto}} - \text{Min}_{\text{bruto}}) \times (\text{Bruto rezultat} - \text{Max}_{\text{bruto}}) + \text{Max}_{\text{skala 1-100}}$.

IA = indeks asimetričnosti; IS = indeks spljoštenosti.

4.4 Valjanost

Budući da je na uzorku pomoraca (*N* = 530) primijenjen izvorni MHI s 38 čestica (Davies i sur., 1988), moguće je iznijeti rezultate koji idu u prilog konvergentnoj valjanosti hrvatske verzije Kratkog upitnika mentalnog zdravlja (MHI-5). Izračunati su koeficijenti korelacije između mjere *općeg mentalnog zdravlja* dobivene prikazanim MHI-5 instrumentom i *ukupnog rezultata na Inventaru mentalnog zdravlja* - 38 (MHI-38; Cronbach α u ovom istraživanju = .96) te rezultata na njegovim dvjema globalnim skalama: *psihološki distres* (Cronbach α = .94) i *psihološka dobrobit* (Cronbach α = .93). Rezultati pokazuju visoku pozitivnu povezanost između rezultata dobivenih Kratkim upitnikom mentalnog zdravlja (MHI-5) i ukupnog rezultata na MHI-38 ($r = .93, p < .01$). Nadalje, rezultati su pokazali i da je mjera općeg mentalnog zdravlja dobivena Kratkim upitnikom mentalnog zdravlja (MHI-5) visoko negativno povezana sa *psihološkim distresom* ($r = -.90, p < .01$), a pozitivno sa *psihološkom dobrobiti* ($r = .80, p < .01$).

Na ukupnom uzorku (*N* = 1177) testirani su koeficijenti korelacije rezultata mjere mentalnog zdravlja dobivene prikazanim upitnikom s dobi i spolom, te je dobiveno da mentalno zdravlje nije na ovom uzorku povezano s *dobi* ($r = .04, p > .05$), međutim dobiveno je da je značajno povezano sa *spolom* ($r = -.23, p < .01$). Žene su, kao što je vidljivo i iz Tablice 5, u prosjeku izvijestile o nižem mentalnom zdravlju, te dobiveni podatak ide u prilog konkurentnoj valjanosti upitnika.

U prilog kriterijskoj valjanosti prikazanog upitnika idu značajne relacije mjere općeg mentalnog zdravlja dobivene Kratkim upitnikom mentalnog zdravlja (MHI-5) s ispitivanim vanjskim varijablama, osobnima i okolinskim. Preciznije, analize na uzorku od pomoraca (*N* = 530; Slišković i Penezić, 2017) pokazale su da je mentalno zdravlje mjereno prikazanim upitnikom značajno povezano s *doživljajem stresa na brodu* (umjerena negativna povezanost: $r = -.38, p < .01$), te nešto niže, iako i dalje značajno, s nekim karakteristikama zdravstvenog životnog stila, kao što su *broj sati spavanja u prosječnom danu* ($r = .25, p < .01$) te *konzumacija zdrave i uravnotežene prehrane* ($r = .27, p < .01$). Nadalje, rezultati analiza na homogeniziranom poduzorku pomoraca (*N* = 298 pomoraca na časničkoj poziciji koji su protekle dvije godine proveli na istoj

brodarskoj tvrtki; Slišković i Penezić, 2016) pokazali su da opće mentalno zdravlje mjereno prikazanim upitnikom značajno varira u zavisnosti od *duljine ugovora na brodu te poštovanja ugovorenog obrasca radnih i neradnih perioda*. Naime, pokazalo se da u prosjeku više mentalno zdravlje imaju pomorci koji imaju kraće ugovore te koji rade u tvrtkama gdje se poštuje ugovoreni obrazac radnih i neradnih perioda. Na uzorku partnerica pomoraca ($N = 647$; Slišković i Juranko, 2019) pokazalo se da opće mentalno zdravlje mjereno prikazanim upitnikom značajno objašnjavaju ($p < .01$) sljedeće karakteristike: *otpornost na stres, zadovoljstvo vezom s partnerom, socijalna podrška bliskih osoba, omjer radnih i neradnih perioda* njihovih partnera pomoraca, te u obrnutom smjeru *neadaptibilne strategije suočavanja sa stresom*.

S obzirom na prikazane rezultate koji upućuju na teorijski očekivane povezanosti mentalnog zdravlja s demografskim karakteristikama (spol), nekim karakteristikama ličnosti i ponašanja (otpornost na stres, strategije suočavanja sa stresom, zdravstveni stil ponašanja), transakcijskim karakteristikama (procjene stresnosti, socijalne podrške i zadovoljstva vezom) i nekim kontekstnim odrednicama (karakteristike ugovora pomoraca), može se kazati da je Kratki upitnik mentalnog zdravlja (MHI-5) valjan mjerni instrument.

Prikazana psihometrijska svojstva jasno sugeriraju da bi Kratki upitnik mentalnog zdravlja (MHI-5) mogao biti obećavajući instrument u daljnjim hrvatskim istraživanjima. Ipak, prikazana provjera svojstava upitnika provedena je na specifičnom homogenom uzorku (hrvatski pomorci i partnerice hrvatskih pomoraca) te se svakako preporučuje daljnja provjera na heterogenim uzorcima odraslih osoba u Hrvatskoj. S obzirom na to da čestice prikazanog upitnika čine jednu od skala SF-36 Upitnika zdravstvenog statusa koji je prethodno validiran u Hrvatskoj (Maslić Seršić i Vuletić, 2006), valja napomenuti da je od validacije i određivanja hrvatskih normi prošlo dosta vremena (spomenuto istraživanje provedeno je u proljeće 2003. godine), da je određivanje faktorske strukture u spomenutom istraživanju bilo usmjereno na cjeloviti SF-36 upitnik, a ne na pojedine skale, te da su same autorice upozorile na potrebu za daljnjim ispitivanjem faktorske strukture upitnika. Dodatno, izdvojeni Kratki upitnik mentalnog zdravlja (MHI-5) upravo bi zbog svoje kratkoće mogao biti često korišten u daljnjim istraživanjima koja nisu fokusirana na procjenu kompletnog zdravstvenog statusa, već samo na mentalno zdravlje.

Također, potrebno je skrenuti pozornost na činjenicu da je rezultat dobiven prikazanim instrumentom tek brzi probir (engl. *screening*) koji daje informaciju o općem mentalnom zdravlju, što je vrlo korisno u opsežnim anketnim ispitivanjima u kojima je taj podatak dovoljan, ali ne i u studijama koje se fokusiraju na specifične domene mentalnog zdravlja ili određene psihičke poremećaje. Nadalje, prije eventualne upotrebe prikazanog upitnika u kliničkoj praksi, svakako se preporučuju i hrvatske studije na kliničkim uzorcima kako bi se što preciznije odredile granične točke (engl. *cut-off points*) potrebne za probir pojedinaca kojima je potrebna daljnja dijagnostika i pomoć.

Literatura

- Berwick, M., Murphy, J. M., Goldman P. A., Ware, J. E., Jr., Barsky, A. J. i Weinstein, M. C. Performance of a Five-Item Mental Health Screening Test. *Medical Care*, 29(2), 169–176.
- Damásio, B. F., Borsa, J. C. i Koller, S. H. (2014). Adaptation and psychometric properties of the Brazilian version of the Five-item Mental Health Index (MHI-5). *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 27(2), 323–330.
- Davies, A. R., Sherbourne, C. D., Peterson, J. R. i Ware, J. E., Jr. (1988). *Scoring manual, adult health status and patient satisfaction measures used in RAND's health insurance experiment*. N-2190-HHS. RAND Corporation.
- Hoeymans, N., Garssen, A., Westert, G. i Verhaak, P. (2004). Measuring mental health of the Dutch population: a comparison of the GHQ-12 and the MHI-5. *Health and Quality of Life Outcomes*, 2(1), 23–29.
- Hooper, D., Coughlan, J. i Mullen, M. R. (2008). Structural Equation Modelling: guidelines for determining model fit. *The Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53–60.
- Hu, L. i Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55.
- Kelly, M. J., Dunstan, F. D., Lloyd, K. i Fone, D. L. (2008). Evaluating cutpoints for the MHI-5 and MCS using the GHQ-12: a comparison of five different methods. *BMC Psychiatry*, 8:10.
- Kenny, D. A., Kaniskan, B. i McCoach, D. B. (2015). The performance of RMSEA in models with small degrees of freedom. *Sociological Methods & Research*, 44(3), 486–507.
- Maslić Seršić, D. i Vuletić, G. (2006). Psychometric evaluation and establishing norms of Croatian SF-36 Health Survey: Framework for subjective health research, *Croatian Medical Journal*, 47(1), 95–102.
- Rumpf, H. J., Meyer, C., Hapke, U. i John, U. (2001). Screening for mental health: validity of the MHI-5 using DSM-IV Axis 1 psychiatric disorders as gold standard. *Psychiatry Research*, 105(3), 243–253.
- Slišković, A. i Juranko, A. (2019). General mental health of seafarers' partners: Testing the role of personal resources and human-resource practices. *WORK: A Journal of Prevention, Assessment & Rehabilitation*, 64(2), 291–301.
- Slišković, A. i Penezić, Z. (2016). Testing the associations between different aspects of seafarers' employment contract and on-board Internet access and their job and life satisfaction and health. *Archives of Industrial Hygiene and Toxicology*, 67(4), 351–361.
- Slišković, A. i Penezić, Z. (2017). Lifestyle factors in Croatian seafarers as relating to health and stress on board. *WORK - A Journal of Prevention, Assessment & Rehabilitation*, 56(3), 371–380.
- Strand, B. H., Dalgard, O. S., Tambs, K. i Rognerund, M. (2003). Measuring the mental health status of the Norwegian population: a comparison of the instruments SCL-25, SCL-10, SCL-5 and MHI-5 (SF-36). *Nordic Journal of Psychiatry*, 57(2), 113–118.
- Thorsen, S. V., Rugulies, R., Hjarsbech, P. U. i Bjorner, J. B. (2013). The predictive value of mental health for long-term sickness absence: the Major Depression Inventory (MDI) and the Mental Health Inventory (MHI-5) compared. *BMC Medical Research Methodology*, 13: 115.
- Ware, J. E., Jr i Sherbourne, C. D. (1992). The MOS 36-item short-form health survey (SF-36). I. Conceptual framework and item selection. *Medical Care*, 30(6), 473–483.
- WHO (2018). Mental health: strengthening mental health promotion, Fact Sheet. Geneva, Switzerland: WHO. Updated 30 March 2018. Dostupno na: <https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/mental-health-strengthening-our-response>.
- Yamazaki, S., Fukuhara, S. i Green, J. (2005). Usefulness of five-item and three-item Mental Health Inventories to screen for depressive symptoms in the general population of Japan. *Health and Quality of Life Outcomes*, 3:48.

Molimo Vas da pri odgovaranju na dolje navedena pitanja razmislite o sebi, **svojim osjećajima i doživljajima tijekom proteklih mjesec dana** te iskreno procijenite odgovore na svako od navedenih pitanja.

Na pitanja odgovarajte označavanjem **jednog broja** koji najbliže označava Vašu procjenu određenog pitanja, koristeći se pritom navedenom skalom učestalosti od šest stupnjeva (1=Stalno; 2=Gotovo stalno; 3=Dobar dio vremena; 4=Povremeno; 5=Rijetko; 6=Nikad).

Tijekom proteklih mjesec dana, koliko često ste...	1 STALNO	2 Gotovo stalno	3 Dobar dio vremena	4 Povremeno	5 Rijetko	6 NIKAD
(1) ... bili vrlo nervozni?	1	2	3	4	5	6
(2) ... se osjećali mirno i spokojno?	1	2	3	4	5	6
(3) ... se osjećali obeshrabreno i tužno?	1	2	3	4	5	6
(4) ... se osjećali toliko potišteno da Vas ništa nije moglo razvedriti?	1	2	3	4	5	6
(5) ... bili sretni?	1	2	3	4	5	6

Formiranje rezultata: Ukupni rezultat se dobiva kao zbroj odgovora na svih pet čestica, pri čemu su čestice 2 i 5 obrnuto bodovane.

Skala empatije u palijativnoj skrbi

Konstruirale: Ivana Macuka, Ivana Tucak Junaković i Danijela Božić

Priredila: Ivana Macuka

1. Teorijska osnova

Palijativna skrb je sveobuhvatna (zdravstvena, psihološka, socijalna i duhovna) skrb s ciljem pružanja potrebne njege bolesnicima s neizlječivom bolešću (Braš i Đorđević, 2014). S obzirom na produljenje životnog vijeka, ubrzano starenje stanovništva i porast oboljelih osoba od kroničnih oboljenja i umirućih pacijenata, palijativna skrb je danas postala važan dio zdravstvene zaštite. I u Hrvatskoj je ostvaren velik pomak u razvoju palijativne skrbi te danas postoje strateški planovi u njezinu razvoju koje je usvojila Vlada Republike Hrvatske. U palijativnoj skrbi su udruženi tjelesni, psihološki, socijalni i duhovni problemi koji zahtijevaju interdisciplinarni rad različitih profesija (liječnika, medicinskih sestara, psihologa, socijalnih radnika, duhovnika i dr.) kako bi se mogle zadovoljiti navedene potrebe umirućih osoba i njihovih obitelji. Rezultati brojnih istraživanja u području palijativne skrbi upućuju na važnu ulogu komunikacijskih vještina profesionalaca, ne samo pri interakciji s umirućima nego i u odnosu s obitelji (pregled radova u Martins Pereira i sur., 2011).

Komunikacijske vještine su jedna od najvažnijih kompetencija zdravstvenih djelatnika, a suosjećanje ili empatija temeljna vještina za učinkovitu praksu u palijativnoj skrbi. Osobe koje rade u području palijativne skrbi trebale bi imati određena znanja i komunikacijske vještine za rad s umirućim osobama. Specifično, empatija kao komunikacijska vještina uključuje emocionalni odgovor dubokog suosjećanja, nježnosti i nemira zbog tuđe nesreće i patnje (Reamer, 2013; prema Štambuk i Obervan, 2017). Empatija se definira kao sposobnost emocionalnog uživanja i razumijevanja osjećaja i stanja drugih osoba (emocionalna komponenta) i kao sposobnost prepoznavanja stanja svijesti i uvjeta koji su prisutni i koji mogu djelovati na druge osobe (kognitivna komponenta) (Hogan, 1969; Mehrabian i Epstein, 1972). U kontekstu komunikacije u zdravstvu empatijsko pristupanje pacijentu u širem smislu podrazumijeva emocionalno razumijevanje i otvorenost s pacijentom, sposobnost predviđanja ponašanja i osjećaja pacijenata u različitim okolnostima liječenja, uvažavanje osjećaja pacijenata, emocionalnu osjetljivost i ganutost iskustvima, te želju da se bude u kontaktu s pacijentom i brine se o njemu (Halpern, 2003). Empatija pomaže profesionalnom djelatniku razumjeti i djelovati u skladu s intenzivnim emocijama pacijenta, ali mu istovremeno osigurava i određeno ograđivanje od tih istih (često intenzivnih i negativnih) emocija kako bi se sačuvao od emocionalne iscrpljenosti odnosno profesionalnog sagorijevanja (Štambuk i Obervan, 2017). Osobe koje su pod pritiskom životnih problema (pa i suočavanja sa smrću u svakodnevnom profesionalnom radu) mogu razviti određeni senzibilitet u prosuđivanju osjećaja drugih osoba, ali mogu postati i iznimno emocionalno ranjive. Iako pacijenti često kvalitetu zdravstvene skrbi procjenjuju kvalitetom empatične komunikacije sa zdravstvenim djelatnicima, poseban problem u istraživanju empatije predstavlja njezino mjerenje, osobito u području komunikacije s umirućim osobama. Naime, empatija kao komunikacijska vještina je osobito zahtjevna i specifična u situaciji u kojoj se ne može ukloniti bol, patnja i stres umiruće osobe, te se često čini kao da se i nema što reći. Ali zasigurno bez empatične komunikacije nema ni dobre palijativne skrbi. Na temelju pregleda istraživanja o profesionalnom sagorijevanju zaposlenih u području palijativne skrbi autori Martins Pereira i suradnici (2011) navode da visoka empatična briga, tj. osjećaji topline i suosjećanja za nekoga mogu sačuvati djelatnike od profesionalnog sagorijevanja. Hrvatska istraživanja upućuju na to da izraženija empatija doprinosi većoj emocionalnoj iscrpljenosti kao komponenti profesionalnog sagorijevanja kod djelatnika u području palijativne skrbi (Macuka i sur.,

2020). Moguće je da su osobe koje su empatičnije ujedno i ranjivije jer, osim što svakodnevno uočavaju emocije umirućih, spremnije su i reagirati i pružiti utjehu. Emocionalna iscrpljenost kao aspekt sagorijevanja u području rada s umirućim osobama može biti posljedica navedenih intenzivnih emocionalnih interakcija s pacijentima, ali i gubitka osobnih emocionalnih resursa.

U Hrvatskoj bilježimo ograničen istraživački doprinos razumijevanju uloge komunikacijskih vještina u procesu palijativne skrbi. Istraživanja važnosti komunikacijskih vještina u području palijativne skrbi prije su potrebna kako bi se spoznaje primijenile u edukaciji stručnjaka, ali i u razvoju preventivnih i interventnih programa s ciljem efikasnijeg suočavanja s profesionalnim stresom u specifičnim zanimanjima. Nedovoljna edukacija o komunikacijskim vještinama vjerojatno je jedan od razloga zašto zdravstveni djelatnici izbjegavaju otvorene razgovore s oboljelima i njihovim obiteljima opravdavajući se pri tome pre zaposlenošću (Braš i Đorđević, 2014).

S obzirom na nedostatak adekvatnih mjernih instrumenata koji ispituju empatiju kao ključnu komunikacijsku vještinu u izravnom radu s umirućima konstruirana je nova skala empatije koja zahvaća situacije koje djelatnici u području palijativne skrbi mogu prakticirati i iskusiti u odnosu s pacijentom. Tvrdnje su konstruirane na temelju edukacija i preporučene literature u ovom području (Braš i Đorđević, 2014; Lučanin i Despot Lučanin, 2010). Konstrukcija nove skale za procjenu empatije kao važne komunikacijske vještine u području palijativne skrbi svojevrsan je metodološki doprinos u području istraživanja kvalitete pružanja palijativne skrbi i uloge ove specifične komunikacijske vještine u neposrednom radu s umirućim osobama.

2. Opis skale

Skala empatije u palijativnoj skrbi sastoji se od ukupno 13 tvrdnji koje opisuju sposobnosti emocionalnog razumijevanja, dostupnosti i otvorenosti u komunikaciji s pacijentom u području palijativne skrbi. Odabir tvrdnji je izvršen na temelju pregleda literature koja se rabi u edukaciji zdravstvenih djelatnika (Braš i Đorđević, 2014; Lučanin i Despot Lučanin, 2010) u kojoj su istaknute ključne komunikacijske vještine za učinkovitu praksu u zdravstvenoj i palijativnoj skrbi.

Odgovori se daju na skali procjene od 1 (*uopće se ne odnosi na mene*) do 5 (*u potpunosti se odnosi na mene*), a ukupni rezultat formira se kao prosjek procjena na svim tvrdnjama. Viši rezultat označava veću empatiju iskazanu u komunikaciji s umirućim pacijentom (pri čemu je mogući teorijski raspon rezultata od 1 do 5).

3. Opis uzorka

Validacija Skale empatije u palijativnoj skrbi provedena je na prigodnom uzorku od 123 osobe zaposlene u području palijativne skrbi različitih zanimanja (medicinske sestre/tehničari, liječnici, psiholozi, duhovnici/teolozi, socijalni radnici, fizioterapeuti i dr.). Pritom su većinu uzorka činile medicinske sestre i liječnici (71.5 % uzorka). U uzorku je bio znatno veći broj žena (83 %) nego muškaraca, a prosječna dob sudionika je iznosila 42 godine ($M = 42.75$, $SD = 12.02$). Sudionici su naveli prosječnu ukupnu duljinu radnog staža 19 godina, a prosječnu duljinu radnog staža u području palijativne skrbi 4 godine i 9 mjeseci. Sudjelovanje u istraživanju je bilo dobrovoljno i anonimno, a podatci su prikupljeni ispunjavanjem *online* upitnika. Poveznica na upitnik je dostavljena e-poštom na e-adresar članova CEPAMET centra (Centar za palijativnu medicinu, medicinsku etiku i komunikacijske vještine Medicinskog fakulteta Sveučilišta u Zagrebu), na e-adrese najvažnijih ustanova, odjela i volonterskih udruga koje se bave palijativnom skrbi

diljem Republike Hrvatske (Služba za produženo liječenje i palijativnu skrb Novi Marof, Odjel palijativne skrbi i dugotrajnog liječenja bolnice Sv. Rafael Strmac, Hospicij „Marija K. Kozulić“ Rijeka, Odjel produženog liječenja i palijativne skrbi bolnice „Hrvatski ponos“ Knin te odjeli palijativne skrbi pri drugim bolnicama, udruga La Verna itd.). Popunjavanje *online* upitnika je bilo omogućeno od listopada 2018. godine do veljače 2019. godine, a uvjet za sudjelovanje u istraživanju je bio da su osobe zaposlene u području palijativne skrbi.

4. Psihometrijska svojstva

4.1. Faktorska struktura

Latentna struktura Skale empatije u palijativnoj skrbi provjerena je konfirmacijskom faktorskom analizom u programu Mplus 6 (Muthén i Muthén, 1998-2010) i s pomoću metode maksimalne vjerojatnosti (ML) za procjenu parametara. Matrica sa sirovim podacima služila je kao ulazna matrica. Stupanj slaganja modela s podacima procijenjen je sljedećim parametrima: test hi-kvadrat, omjer hi-kvadrata i broja stupnjeva slobode, CFI (engl. *Comparative Fit Index*), TLI (engl. *Tucker-Lewis Index*), RMSEA (engl. *Root-Mean-Square Error of Approximation*) i SRMR (engl. *Standardized Root-Mean-Square Residual*). Vrijednosti CFI i TLI jednake ili veće od .90 (Marsh i sur., 1988), SRMR i RMSEA vrijednosti koje se kreću u rasponu od .05 do .10 (Brown i Cudeck, 1993), te omjer hi-kvadrata (χ^2) i broja stupnjeva slobode (relativni hi kvadrat indeks) čija je vrijednost u rasponu od 1 do 5 upućuju na prihvatljivo pristajanje modela podacima (Brown, 2006; Hu i Bentler, 1999; Tabachnick i Fidell, 2007). Rezultati konfirmacijske faktorske analize prikazani u Tablici 1 ne upućuju na dobro pristajanje pretpostavljenog jednofaktorskog modela podacima. Vrijednosti χ^2/df i SRMR upućuju na prihvatljivo pristajanje modela, dok vrijednosti RMSEA, CFI i TLI upućuju na neslaganje modela s podacima. Predloženi modifikacijski indeksi upućivali su na poboljšanje pristajanja modela podacima uvođenjem rezidualnih korelacija, no s obzirom na to da je modele koji su modificirani na način uvođenja korelacije reziduala teško ponoviti na drugim uzorcima ispitanika, odnosno da je potrebno imati jasno teorijsko uporište za uvođenje novih parametara u model u vidu korelacija rezidualnih varijanci (Brown, 2006), odlučeno je da se neće provoditi modifikacija modela. U prilog odluci o neprovođenju modifikacije modela ide činjenica da su sva zasićenja čestica pretpostavljenim faktorom veća od .50. i da su ostale psihometrijske karakteristike skale zadovoljavajuće (Cronbach alfa iznosi visokih .93). Indeksi slaganja modela s podacima i rezultati konfirmacijske faktorske analize jednofaktorskog modela prikazani su u Tablici 1 i Tablici 2.

Zaključno, iako je konfirmacijskom faktorskom analizom pokazano da model ima lošije indekse pristajanja, sve čestice u modelu su zadovoljavajuće visoko zasićene pretpostavljenim faktorom. Potrebno je istaknuti da je riječ o prvoj primjeni skale i da je uzorak prigodan, heterogen i malen. Valjanost mjere specifične komunikacijske vještine empatije, koja može biti važnija u pojedinim profesijama, treba zasigurno provjeriti u daljnjim istraživanjima, primarno na uzorcima onih stručnjaka koji su najviše u kontaktu s umirućim pacijentima.

Tablica 1
Indeksi slaganja modela s podacima (N = 123)

Indeksi slaganja	χ^2	χ^2/df	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
	254.26**	3.91	.821	.786	.154	.068

** $p < .01$.

Tablica 2*Rezultati konfirmacijske faktorske analize jednofaktorskog modela Skale empatije u palijativnoj skrbi (N = 123)*

Čestice	Standardizirana faktorska zasićenja
Nastojim pružiti emocionalnu podršku umirućem pacijentu.	.74
Osjećam da znam kada i što reći pacijentu.	.56
Prihvaćam pacijentovo gledanje na situaciju bez osude i procjenjivanja.	.71
Pokazujem ljubaznost i toplinu u komunikaciji s pacijentom.	.80
Iskazujem razumijevanje osjećaja i ponašanja umirućeg pacijenta.	.81
Poznajem i prihvaćam emocionalne reakcije pacijenta pri primanju loših vijesti.	.60
Pripremljen sam za različite osjećaje koje pacijent može pokazati.	.65
Nastojim prikladno odgovoriti na osjećaje i reakcije pacijenta.	.78
Vodim računa o osjećajima i brigama pacijenta.	.88
Dajem priliku pacijentu da razgovara o umiranju.	.72
Spreman sam i dostupan za razgovor o umiranju i smrti.	.74
Smatram da je važno dati do znanja umirućoj osobi da sam uz nju.	.78
Potičem izražavanje emocija kod umirućeg pacijenta.	.54

Napomena. Sva faktorska zasićenja značajna su uz $p < .01$.

4.2. Osjetljivost

U Tablici 3 prikazani su osnovni deskriptivni parametri Skale empatije u palijativnoj skrbi. Utvrđeni osnovni deskriptivni parametri (raspon rezultata i standardna devijacija) upućuju na dobru osjetljivost skale. Provjeren je oblik distribucije rezultata na skali Kolmogorov-Smirnovljevim testom te je utvrđeno da distribucija rezultata statistički značajno odstupa od normalne ($p < .01$). Rezultati na Skali empatije u palijativnoj skrbi pokazuju tendenciju grupiranja oko viših vrijednosti, odnosno negativno asimetričnu distribuciju. Ovakva raspodjela rezultata upućuje na to da su sudionici istraživanja navodili veće razine empatije u svojem radu s umirućim osobama. Provjerom indeksa asimetričnosti i spljoštenosti utvrđeno je kako oni ne odstupaju mnogo od nulte, tj. očekivanih vrijednosti kada je distribucija rezultata normalna, te su u okvirima prihvatljivih vrijednosti (asimetričnost < 1 , spljoštenost < 3) (Kline, 2005).

Tablica 3*Deskriptivni parametri Skale empatije u palijativnoj skrbi (N = 123)*

Skala	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	Raspon	K-S <i>d</i>	IA (<i>SE</i>)	IS (<i>SE</i>)	α
Skala empatije u palijativnoj skrbi	13	4.24	0.58	1.00–5.00	.10**	-.99 (.21)	1.98 (.28)	.93

Napomena. *n* = broj čestica; K-S *d* = Kolmogorov-Smirnovljev *d* indeks; IA = indeks asimetričnosti; IS = indeks spljoštenosti.** $p < .01$.

Na temelju dobivenih rezultata može se zaključiti kako su zaposleni u području palijativne skrbi zadovoljni svojim komunikacijskim vještinama, odnosno razinom empatične komunikacije u odnosu s umirućim pacijentima. Empatijsko pristupanje pacijentu podrazumijeva sposobnost razumijevanja osjećaja i predviđanja ponašanja pacijenata u različitim okolnostima liječenja. Iznadprosječan rezultat razine empatije može biti odraz osjetljive teme i socijalno poželjnog odgovaranja, ali može upućivati i na intenzivnu emocionalnu komponentu rada u području palijativne skrbi.

4.3. Pouzdanost

Provedene analize pouzdanosti tipa unutarnje konzistencije upućuju na visoke razine pouzdanosti skale, Cronbach alfa vrijednost iznosi visokih .93 (Tablica 3). Visoka pouzdanost skale vjerojatno je odraz i sadržaja čestica koje opisuju prilično ograničen i situacijski specifičan način komuniciranja s pacijentima. Stoga bi u budućim istraživanjima, na većim uzorcima zaposlenih u palijativi, bilo uputno usporediti pouzdanost skale empatije na poduzorcima različitih profesija.

4.4. Kriterijska valjanost

U prilog valjanosti Skale empatije u palijativnoj skrbi govore rezultati istraživanja profesionalnog sagorijevanja zaposlenih u području palijativne skrbi (Macuka i sur., 2020). Dobiveni rezultati u navedenom istraživanju pokazuju da je rizični prediktivni čimbenik za emocionalnu iscrpljenost (kao posljedicu intenzivnog fizičkog, afektivnog i kognitivnog stresa na poslu) izražena empatija u komunikaciji s pacijentima. Navedeni neočekivani rezultat o pozitivnom odnosu empatije i profesionalnog sagorijevanja upućuje na intenzivnu emocionalnu komponentu rada u području palijativne skrbi. Emocionalna iscrpljenost kao aspekt profesionalnog sagorijevanja u području rada s umirućim osobama vjerojatno je posljedica intenzivnih emocionalnih interakcija s pacijentima koja uključuje uvažavanje osjećaja pacijenata, emocionalnu osjetljivost i ganutost tuđom patnjom.

Zaključno, psihometrijske karakteristike Skale empatije u palijativnoj skrbi je potrebno provjeriti na većem uzorku. Naime, iako je poziv za sudjelovanje u istraživanju upućen gotovo svim ustanovama koje se u Hrvatskoj bave palijativnom skrbi, dobiveni uzorak je prigodan, malen i heterogen s obzirom na to da su u njemu zastupljene osobe različitih profesija (medicinske sestre/tehničari, liječnici, fizioterapeuti, psiholozi, duhovnici, socijalni radnici i dr.). Valjanost ove specifične komunikacijske vještine treba provjeriti u daljnjim istraživanjima, primarno na uzorcima stručnjaka koji su najviše u neposrednom kontaktu s umirućim osobama. Konstrukcija i validacija nove Skale empatije u palijativnoj skrbi metodološki je doprinos istraživanju komunikacijskih vještina zdravstvenih djelatnika. Dobiveni rezultati provedene konfirmacijske faktorske analize ne prikazuju izvrsno pristajanje modela. Na temelju provedene analize može se utvrditi kako Skala empatije u palijativnoj skrbi sadrži 13 tvrdnji, a utvrđeni indikatori pouzdanosti i valjanosti upućuju na njezine dobre metrijske karakteristike i korisnost primjene ove skale u budućim istraživanjima na djelatnicima u području palijativne skrbi. Međutim, svakako treba istaknuti moguće nedostatke i ograničenja skale, u prvom redu poznate slabosti metode samoprocjene, tj. poteškoće kod opažanja i izvještavanja o vlastitom ponašanju i sklonost davanju socijalno poželjnih odgovora. Stoga je potrebna i dodatna provjera izraženosti empatije primjerice usporedbom podataka dobivenih različitim metodama (procjenom drugih o empatičnom ponašanju osobe, npr. samog pacijenta ili članova obitelji s kojima su u kontaktu).

Literatura

- Braš, M. i Đorđević, V. (2014). Komunikacija u palijativnoj medicini. U: V. Đorđević, M. Braš i L. Brajković (Ur.), *Palijativna skrb - brinimo zajedno* (str. 54–82). Medicinska Naklada.
- Brown, M. W. i Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. U: K. A. Bollen i J. S. Long (Ur.), *Testing structural equation models* (str. 36–62). SAGE.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Guilford Press.
- Halpern, J. (2003). What is clinical empathy? *Journal of General Internal Medicine*, 18(8), 670–674.
- Hogan, R. (1969). Development of an empathy scale. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 33, 307–316.
- Hu, L. i Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1–55.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford Press.
- Lučanin, D. i Despot Lučanin, J. (2010). *Komunikacijske vještine u zdravstvu*. Naklada Slap.
- Macuka, I., Tucak Junaković, I. i Božić, D. (2020). Profesionalno sagorijevanje zaposlenih u području palijativne skrbi. *Društvena istraživanja*, 29(2), 287–308.
- Marsh, H. W., Balla, J. R. i McDonald, R. P. (1988). Goodness-of-fit indexes in confirmatory factor analysis: The effect of sample size. *Psychological Bulletin*, 103, 391–410.
- Martins Pereira, S., Fonseca, A. M. i Carvalho, A. S. (2011). Burnout in palliative care: A systematic review. *Nursing Ethics*, 18(3), 317–326.
- Mehrabian, A. i Epstein, N. (1972). A measure of emotional empathy. *Journal of Personality*, 40, 525–543.
- Muthén, L. K. i Muthén, B. O. (1998–2010). *Mplus user's guide* (6. izdanje). Muthén & Muthén.
- Štambuk, A. i Obervan, T. (2017). Uloga, standardi i kompetencije socijalnih radnika u palijativnoj skrbi. *Ljetopis socijalnog rada*, 24(1), 119–146.
- Tabachnick, B. G. i Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics*. Allyn and Bacon.

Sljedeće tvrdnje odnose se na različite **oblike komunikacije kojima se možete koristiti u svojem svakodnevnom radu s pacijentima**. Molimo Vas da zaokružite broj koji najbolje izražava Vaše slaganje sa svakom od navedenih tvrdnji. Koristite se skalom na kojoj brojevi znače sljedeće:

	1	2	3	4	5
	Uopće se ne odnosi na mene	Ne odnosi se na mene	Niti se odnosi niti se ne odnosi na mene	Odnosi se na mene	U potpunosti se odnosi na mene
1. Nastojim pružiti emocionalnu podršku umirućem pacijentu.	1	2	3	4	5
2. Osjećam da znam kada i što reći pacijentu.	1	2	3	4	5
3. Prihvaćam pacijentovo gledanje na situaciju bez osude i procjenjivanja.	1	2	3	4	5
4. Pokazujem ljubaznost i toplinu u komunikaciji s pacijentom.	1	2	3	4	5
5. Iskazujem razumijevanje osjećaja i ponašanja umirućeg pacijenta.	1	2	3	4	5
6. Poznajem i prihvaćam emocionalne reakcije pacijenta pri primanju loših vijesti.	1	2	3	4	5
7. Pripremljen sam za različite osjećaje koje pacijent može pokazati.	1	2	3	4	5
8. Nastojim prikladno odgovoriti na osjećaje i reakcije pacijenta.	1	2	3	4	5
9. Vodim računa o osjećajima i brigama pacijenta.	1	2	3	4	5
10. Dajem priliku pacijentu da razgovara o umiranju.	1	2	3	4	5
11. Spreman sam i dostupan za razgovor o umiranju i smrti.	1	2	3	4	5
12. Smatram da je važno dati do znanja umirućoj osobi da sam uz nju.	1	2	3	4	5
13. Potičem izražavanje emocija kod umirućeg pacijenta.	1	2	3	4	5

Skala gađenja u trima domenama¹

Izvorni instrument: *The Three Domains of Disgust Scale* (Tybur, Lieberman i Griskevicius, 2009)

Adaptirali i priredili: Vera Čubela Adorić i Krešimir Jakšić

1. Teorijska osnova

Gađenje je jedna od osnovnih emocija, s univerzalno prepoznatljivom facijalnom ekspresijom i karakterističnim popratnim fiziološkim reakcijama, koja se javlja kao reakcija na široki raspon podražaja, uključujući različite patogene supstance (npr. trula hrana, fekalije) i druge objekte koji su kvalitetu gadjljivih stekli prema jednom od tzv. zakona magičnog mišljenja (Rozin i Fallon, 1987): *zakon zaraze* (kad nešto postane gadjljivo nakon što je bilo u kontaktu s nekim izvorom patogena, premda je potom možda i višekratno sterilizirano) i *zakon sličnosti* (kad je gadjljivo ono što je samo naizgled slično nekom izvoru patogena, poput kolača u obliku izmeta). No, gađenje mogu izazvati i različiti objekti (prizori, postupci, pa i koncepti) koji se ne percipiraju kao zarazni, poput tjelesnih deformacija, devijantnog seksualnog ponašanja ili kršenja socijalnih i moralnih normi i standarda. Drugim riječima, gađenje očito nije samo u funkciji fizičkog distanciranja od percipiranih izvora patogena, već ima i neke druge funkcije, uključujući i socijalno distanciranje od pojedinaca i grupa koji dovode u pitanje relevantne socijalne i moralne norme i standarde.

Dosadašnja su istraživanja pokazala da postoje i stabilne individualne razlike u sklonosti gađenju, odnosno osjetljivosti na gadjljive prizore, koje su povezane s različitim aspektima doživljavanja i ponašanja, uključujući, između ostalog, percepciju vlastite podložnosti bolesti, prihvaćanje konzervativne ideologije, negativne stavove i izbjegavanje pripadnika nekih stigmatiziranih skupina itd. (v. Tybur, Čagla i sur., 2018; Tybur, Lieberman i sur., 2013). O porijeklu individualnih razlika u sklonosti gađenju iznesene su različite (ali ne nužno i uzajamno isključive pretpostavke), uključujući genetske faktore (kojima se pripisuje oko polovine varijance), kao i utjecaj modeliranja roditeljskog ponašanja i drugih socijalizacijskih faktora, te opće razine parazita u okolini i individualne izloženosti bolesti (v. detaljnije kod Tybur i sur., 2018).

Jedna od često korištenih mjera individualnih razlika u sklonosti gađenju, posebice u istraživanjima koja polaze iz evolucijske perspektive i fokusiraju se na funkcije gađenja, jest Skala gađenja u trima domenama, koju su konstruirali Tybur i suradnici (2009). Autori su krenuli od zapažanja da dotadašnji teorijski modeli, kao i instrumenti za mjerenje individualnih razlika u gađenju ne obuhvaćaju svu heterogenost ekscitatora gađenja i njihovih funkcija, već se fokusiraju prije svega na tzv. patogeno gađenje. Ovaj oblik gađenja u funkciji je izbjegavanja patogenih supstanci i, time, različitih bolesti, te pridonosi izbjegavanju kontakta s njima, uključujući izbjegavanje drugih pojedinaca i skupina koji se mogu percipirati kao potencijalni izvori (nevidljivih) patogena. Primjerice, Skala gađenja (engl. *Disgust Scale* [DS]), koju su konstruirali Haidt i njegovi suradnici (1994), kao i njezina kasnija revizija (tzv. DS-R, prema engl. *Disgust Scale – R*; Olatunji i sur., 2007), konstruirane su s intencijom da pokriju različite dimenzije gađenja u skladu s nekim dotadašnjim modelima (npr. temeljno gađenje, gađenje prema podsjetnicima na vlastitu animalnu prirodu, interpersonalno gađenje i moralno gađenje – prema modelu koji su ponudili Rozin i suradnici, 2000). Međutim, postupak validacije DS rezultirao je izbacivanjem čestica koje su opisivale situacije kršenja moralnih pravila (jer nisu kovarirale s drugim česticama), a iz DS-R su, iz istog razloga, izbačene i čestice koje opisuju neprimjerene oblike seksualnog ponašanja. Drugim riječima, osim što ova dva često korištena instrumenta zapravo ne omogućuju adekvatnu procjenu osjetljivosti na gadjljive prizore u domenama seksualnosti i moralnosti,

1 Za prijevod i korištenje instrumenta te za objavu podataka u ovom prikazu dobivena je suglasnost autora izvorne verzije. Autori izvorne skale i autori adaptirane verzije suglasni su da se hrvatska verzija skale može slobodno rabiti u akademске svrhe.

rezultati njihove validacije sugeriraju da su potonje domene empirijski distinktna u odnosu na domenu patogenog gađenja. Osim toga, na spomenutim instrumentima od ispitanika se ne traže izravne procjene gadjljivosti opisanih situacija, već procjene stupnja slaganja s tvrdnjama o tome koliko ih takvi prizori smetaju ili uznemiruju. Stoga je njihova valjanost kao mjera *gađenja* zapravo upitna.

Kako bi ponudili teorijski okvir koji može obuhvatiti sve tri domene i različite funkcije koje gađenje u njima može imati, Tybur i suradnici (2009) analizirali su gađenje kao dio adaptivnih mehanizama koji su se tijekom evolucije razvili u konkretnim domenama. U patogenoj domeni gađenje je sastavni dio tzv. bihevioralnog imunološkog sustava koji, zajedno s fiziološkim imunološkim sustavom, omogućuje izbjegavanje patogena i, time, štiti od zaraze i bolesti. U skladu s tim, ono je povezano s percepcijom vlastite izloženosti bolesti i podložnosti bolesti, koje su također dio tog sustava. U seksualnoj domeni osnovna funkcija gađenja je da motivira izbjegavanje onih oblika seksualnog ponašanja i potencijalnih partnera koji ugrožavaju dugoročnu reproduktivnu uspješnost pojedinca (npr. spolni čin sa srodnicima ili s osobama koje su u predreproduktivnom ili postreproduktivnom razdoblju). Budući da se vjerojatno razvilo iz već postojećeg sustava patogenog gađenja, neki znakovi koji izazivaju seksualno gađenje odnose se na (percipiranu) prijetnju zarazom (npr. neželjeni spolni odnos, spolni odnos s nepoznatom osobom itd.). Konačno, u moralnoj domeni gađenje je u funkciji (socijalnog) distanciranja od onih koji krše sociomoralne norme i na taj način predstavljaju prijetnju pojedincu i njegovoj socijalnoj zajednici, što pridonosi tendenciji njihova osuđivanja i zalaganja za kaznu. Takvi prijestupi uključuju široki raspon ponašanja, od varanja i krađe do incesta i zlostavljanja. Dio ovih normi regulira ponašanje i u prethodnim dvjema domenama, što može biti dodatni izvor njihove gadjljivosti (v. odjeljak o sadržajnoj valjanosti), ali to ne mijenja razliku između funkcija koje gađenje u različitim domenama ima. U skladu s tim, mogu se očekivati značajne, ali ne osobito visoke povezanosti među mjerama gađenja u ovim trima funkcionalnim domenama.

U konstrukciji Skale gađenja u trima domenama, autori su prvo od jedne skupine pojedinaca tražili da navedu do 15 stvari koje, po njihovu mišljenju, ljudi mogu smatrati gadjljivima iz bilo kojeg razloga, uključujući teme i situacije povezane sa seksualnošću i moralom (Tybur i sur., 2009). Nakon eliminiranja redundantnih i za pojedince specifičnih (npr. lokalna mjesta i političari) navoda, kao i onih koji su previše ekstremni da bi se mogao očekivati ikakav ili, barem, zadovoljavajući varijabilitet (npr. popiti nečiju bljuvotinu), dobiveni popis od 105 potencijalnih ekscitatora gađenja reducirali su na 58, te ih primijenili kao jedinstveni upitnik u nekoliko nezavisnih uzoraka studenata i odraslih, koji su za svaki od njih trebali procijeniti koliko im je gadjljiv. Na temelju solucija dobivenih u faktorskoj analizi ovih procjena u različitim uzorcima, autori su zaključili da model s tri korelirana faktora, koji korespondiraju s trima domenama gađenja, najbolje objašnjava kovarijacije među česticama, a broj čestica dodatno su reducirali izbacivanjem onih koje su dosljedno imale niska zasićenja, tako da konačna inačica skale ima ukupno 21 česticu (po sedam za svaku domenu gađenja).

Njezine daljnje primjene u uzorcima studenata i odraslih potvrdile su pretpostavljenu trofaktorsku strukturu (u smislu zadovoljavajuće visokih faktorskih zasićenja pojedinih čestica na odgovarajućim faktorima kao i pozitivnih, ali ne i visokih korelacija među faktorima) (npr. Laakasuo i sur., 2017; Olatunji i sur., 2012; Tybur i sur., 2009). U skladu s tim, pojedine su subskale također pokazale zadovoljavajuću internu konzistenciju, a Olatunji i suradnici (2012) izvješćuju i o zadovoljavajućoj test-retest pouzdanosti (posebno subskala patogenog i seksualnog gađenja) u jednom uzorku studenata. Konačno, u validaciji skale ispitane su relacije pojedinih subskala s drugim mjerama gađenja kao i nekih drugih konstrukata (npr. percipirana podložnost bolestima, koja se pokazala povezanom s patogenim i seksualnim gađenjem; primarna psihoopatija, koja se pokazala povezanom s manjim seksualnim i, posebice, manjim moralnim gađenjem; Tybur i sur., 2009). Također je utvrđeno da s rezultatima na prije spomenutoj Skali gađenja (DS; Haidt i sur., 1994), kao i s fiziološkim reakcijama na facijalne ekspresije i prizore gađenja korelira prije svega subskala patogenog gađenja. Za razliku od spomenute skale DS, korelacije pojedinih subskala gađenja na Skali gađenja u

trima domenama s neuroticizmom su vrlo niske, što potvrđuje utemeljenost prigovora u vezi s postupkom odgovaranja na DS skali i, također, dovodi u pitanje pretpostavku da su individualne razlike u gađenju samo refleksija širih razlika u (negativnoj) emocionalnosti (Tybur i sur., 2018). Premda rezultati dosadašnjih primjena ove skale uglavnom upućuju na njezine zadovoljavajuće metrijske karakteristike, neka pitanja (npr. konstruktna valjanost subskale gađenja u moralnoj domeni) i dalje su predmet kritika i rasprave, o čemu će više riječi biti u nastavku priloga, u kojem su prikazani rezultati dosadašnjih primjena hrvatske inačice ove skale. Skalu su na hrvatski jezik nezavisno preveli autori ovog priloga, a ekvivalentnost usuglašenog prijevoda, kao i povratnog prijevoda na engleski verificirali su prva autorica i profesor engleskog jezika.

2. Opis skale

Skala gađenja u trima domenama sadrži 21 česticu koje opisuju potencijalno gadljive prizore ili situacije u patogenoj domeni (sedam čestica, npr. *Ugaziti u pseći izmet*), u seksualnoj domeni (sedam čestica, npr. *Čuti dvije nepoznate osobe tijekom njihova međusobnog spolnog odnosa*) i moralnoj domeni (sedam čestica, npr. *Ukrasti nešto iz lokalne trgovine*). Sadržaj svih čestica može se vidjeti u prikazu skale na kraju ovog priloga. Za svaku opisanu situaciju ispitanik treba procijeniti koliko mu je gadljiva, koristeći se pritom skalom procjene od 7 stupnjeva (0 = *uopće nije gadljivo*; 6 = *izrazito gadljivo*). Ukupni rezultat na pojedinim subskalama određuje se kao prosječna vrijednost procjena na pripadajućim česticama, pa se teoretski raspon rezultata na svim subskalama kreće između 0 i 6. Pritom veći rezultat upućuje na veću sklonost gađenju u odgovarajućoj domeni.

3. Opis uzoraka

Ovdje prikazana hrvatska inačica Skale gađenja u trima domenama prvi je put primijenjena u uzorku od 229 studenata (182 djevojke i 47 mladića) Sveučilišta u Zadru ($M_{\text{dob}} = 19.90$, $SD = 1.96$; Ćubela Adorić i sur., 2014) i, potom, u manjem uzorku ($N = 69$, $M_{\text{dob}} = 21.6$, $SD = 2.73$) iz iste populacije u sklopu istraživanja za završni rad (Jakšić, 2014). Nakon toga je skala validirana u još dvama istraživanjima u kojima je sudjelovalo 58 studenata ($M_{\text{dob}} = 20.47$, $SD = 1.68$; Jakšić i Valerjev, 2017), odnosno 155 studenata ($M_{\text{dob}} = 21.20$, $SD = 2.48$; Ćubela Adorić, 2018) istog sveučilišta, te u *online* istraživanju koje su proveli Jakšić i Nekić (2016) s 248 sudionika (211 žena i 37 muškaraca) u dobi između 18 i 50 godina ($M_{\text{dob}} = 23.80$, $SD = 4.91$). Konačno, hrvatska inačica subskale gađenja u *patogenoj* domeni primijenjena je i u uzorcima iz opće populacije odraslih iz Hrvatske ($N = 554$; $M_{\text{dob}} = 30.10$, raspon: 18–72, $SD = 12.20$) i Bosne i Hercegovine ($N = 326$; $M_{\text{dob}} = 28.32$, raspon: 18–66, $SD = 10.22$) u sklopu međukulturnog istraživanja odnosa između izbjegavanja patogene i konzervativizma (Tybur i sur., 2016).

4. Psihometrijska svojstva

Zbog malog broja sudionika u nekim primjenama, prikazi latentne strukture i pouzdanosti tipa unutarnje konzistencije temelje se na rezultatima analize podataka iz istraživanja s relativno većim brojem sudionika u kojima je primijenjena cijela skala, uključujući istraživanja koje su proveli Ćubela Adorić i suradnici (2014; u nastavku: *uzorak studenata*) te Jakšić i Nekić (2016; u nastavku: *uzorak odraslih*). Relevantni rezultati drugih primjena cijele skale ili pojedinih subskala, uključujući istraživanja s malim brojem sudionika, također su opisani u odgovarajućim pododjeljcima.

4. 1 Faktorska struktura

S ciljem analize latentne strukture ove skale, na podacima iz prethodno spomenutih primjena u uzorcima studenata ($N = 229$) i odraslih ($N = 248$) provedena je konfirmacijska faktorska analiza u programu AMOS. Prije ove analize, provjerena je pogodnost ulaznih matrica za faktorizaciju. Dobivene vrijednosti Bartlettova testa sfericiteta značajne su u obama uzorcima (studenti: $\chi^2(210) = 2073.71, p < .001$; odrasli: $\chi^2(210) = 160.09, p < .001$). Vrijednosti Kaiser-Meyer-Olkinova indeksa također su zadovoljavajuće u uzorku studenata (.83) kao i odraslih (.82).

U skladu s pretpostavkama u konstrukciji izvorne skale, kao i rezultatima dosadašnjih provjera njezine faktorske strukture (Laakasuo i sur., 2017; Olatunji i sur., 2012; Tybur i sur., 2009), u konfirmacijskoj analizi testiran je model s tri korelirana faktora, koji je prikazan na slikama 1 i 2, uključujući standardizirane vrijednosti faktorskih zasićenja i korelacije među trima faktorima u pojedinim uzorcima. U Tablici 1 prikazane su dobivene vrijednosti sljedećih parametara za ocjenu pristajanja ovog modela (Model 1) podacima iz pojedinih uzoraka: omjer χ^2 i stupnjeva slobode, CFI (engl. *Comparative Fit Index*), RMSEA (engl. *Root-Mean-Square Error of Approximation*), SRMR (engl. *Standardized Root-Mean-Square Residual*) i AIC (engl. *Akaike Information Criterion*). Usporedbe radi, vrijednosti istih parametara za model s jednim faktorom (tj. generalna sklonost gađenju, neovisno o domeni) su sljedeće: *uzorak studenata*: $\chi^2/df = 7.13, p < .001$, CFI = .40, RMSEA [90 % CI] = .164 [.156, .172], SRMR = .189, AIC = 1431.14; *uzorak odraslih*: $\chi^2/df = 4.85, p < .001$, CFI = .50, RMSEA [90 % CI] = .125 [.117, .133], SRMR = .124, AIC = 1001.07. Ovaj obrazac jasno pokazuje da sklonost gađenju, kako je mjeri ova skala, nije unitarna karakteristika, što je u skladu s rezultatima i nekih prethodnih analiza (Olatunji i sur., 2012; Tybur i sur., 2009), kao i polaznom pretpostavkom u konstrukciji ove skale da sklonost gađenju nije neka generalna, o domeni neovisna karakteristika.

Kao što se može vidjeti iz Tablice 1, model s tri korelirana faktora, koji korespondira s trima domenama gađenja, pokazuje relativno bolje pristajanje podacima u obama uzorcima. No, premda su dobivene vrijednosti nekih parametara (RMSEA, SRMR) unutar konvencionalno prihvatljivih granica (Hu i Bentler, 1999), drugi parametri (npr. CFI) sugeriraju da se pristajanje ipak ne može smatrati zadovoljavajućim. Dobiveni obrazac zapravo je sličan onomu koji su dobili Tybur i suradnici (2009) u nekim uzorcima studenata (usp., na primjer, studija 3). Prije razmatranja eventualnih izmjena u ovom modelu i konačnog zaključka, analizirani su obrasci dobivenih zasićenja i korelacija među faktorima, kao i sugerirani modifikacijski indeksi (prije svega korelacije među rezidualnim varijancama čestica koje, teoretski, definiraju isti faktor) u obama uzorcima.

Kao što se može vidjeti sa Slike 1 i Slike 2, u obama uzorcima većina čestica ima zadovoljavajuće visoka zasićenja ($> .50$) na odgovarajućem faktoru. To ponajprije vrijedi za čestice koje definiraju faktor moralnog gađenja (koje su i u prethodnim istraživanjima pokazale zadovoljavajuće visoka zasićenja na ovom faktoru; usp., na primjer, Laakasuo i sur., 2017). Razmjerno niža zasićenja u obama uzorcima u našoj analizi imaju čestice br. 12 (*Ugledati plijesni na ostatcima hrane koju ste ostavili u hladnjaku*) i 18 (*Vidjeti žohara kako se šeće po podu prostorije u kojoj boravite*). Obje čestice pripadaju subskali gađenja u patogenoj domeni, za koju je i u nekim prethodnim analizama utvrđeno da sadrži čestice s razmjerno nižim ($< .50$) zasićenjima na faktoru patogenog gađenja. Prema modifikacijskim indeksima, pristajanje modela moglo bi se u obama uzorcima povećati dodavanjem korelacije među varijancama pogreški spomenutih dviju čestica, kao i između varijanci pogreški čestica br. 1 (*Ukrasti nešto iz lokalne trgovine*) i 4 (*Ukrasti od susjeda*), zatim između br. 5 (*Oralno zadovoljavati drugu osobu*) i br. 8 (*Gledati video pornografskog sadržaja*), te između br. 13 (*Krivotvoriti nečiji potpis na službenom dokumentu*) i 19 (*Namjerno lagati pri sklapanju poslovnog dogovora*). Dobivene vrijednosti indeksa pristajanja za ovako modificirani model (Model 2 u Tablici 1) pokazuju bolje pristajanje podacima u objema primjenama. Nadalje, izbacivanjem prije spomenutih dviju čestica s razmjerno nižim zasićenjima (br. 12 i 18; Model 3 u Tablici 1) pristajanje modela se dodatno povećava i može se, barem prema vrijednostima indeksa pristajanja, smatrati prihvatljivim.

Tablica 1

Indeksi pristajanja testiranih modela u uzorcima studenata (N = 229) i odraslih (N = 248)

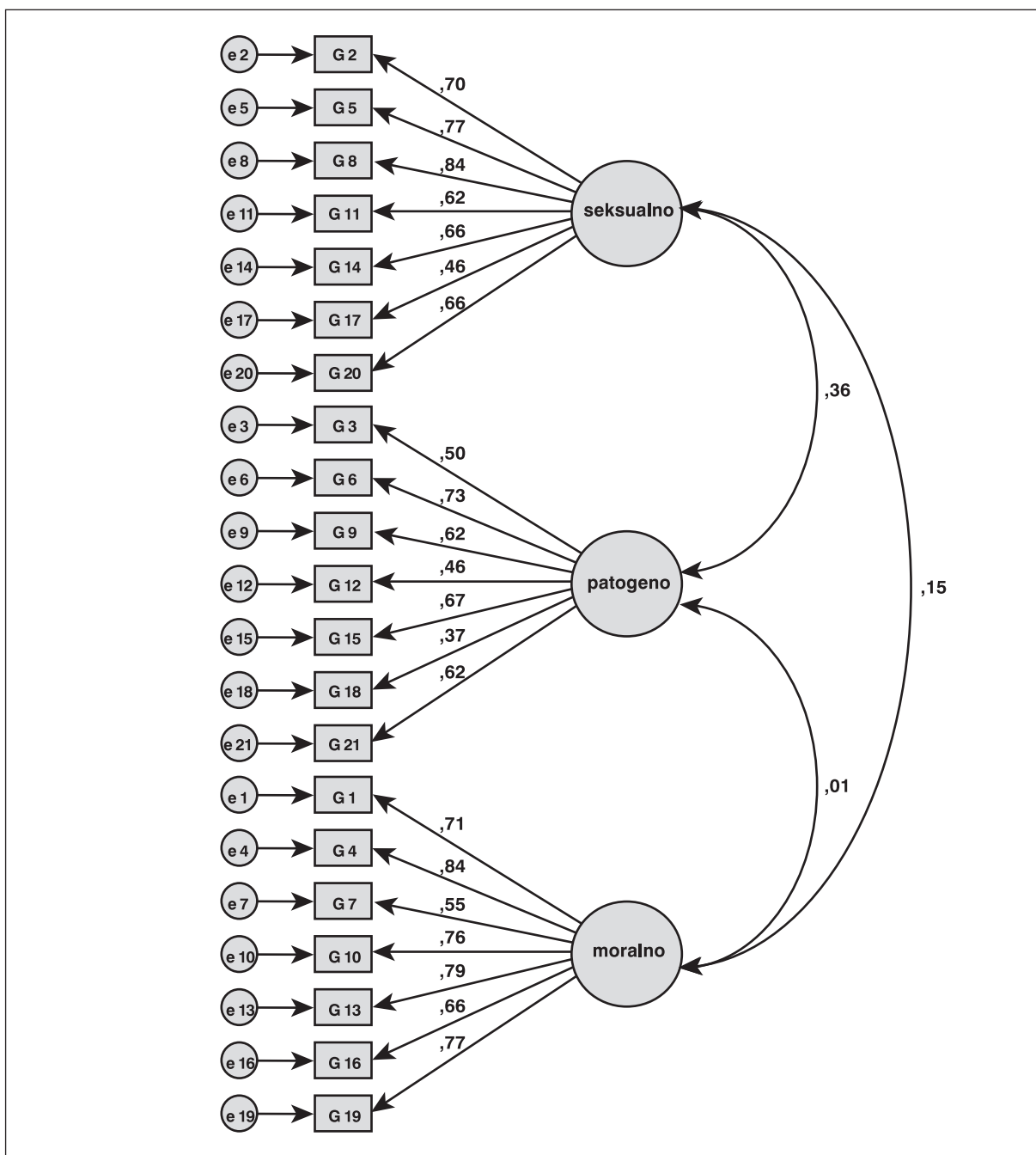
	Uzorak	χ^2/df	<i>p</i>	CFI	RMSEA [90 %CI]	SRMR	AIC
Model 1	Studenti	2.50	.00	.86	.081 [.072, .090]	.077	555.68
	Odrasli	2.21	.00	.84	.070 [.061, .079]	.076	501.17
Model 2	Studenti	2.03	.00	.90	.067 [.057, .077]	.073	467.25
	Odrasli	1.91	.00	.88	.061 [.051, .070]	.071	445.47
Model 3	Studenti	1.94	.00	.92	.064 [.053, .075]	.064	371.40
	Odrasli	1.90	.00	.90	.060 [.049, .071]	.068	364.86
Model 4	Studenti	2.49	.00	.86	.081 [.072, .090]	.077	553.71
	Odrasli	2.25	.00	.84	.071 [.062, .080]	.089	509.73
Model 5	Studenti	2.50	.00	.85	.081 [.072, .090]	.086	556.17
	Odrasli	2.30	.00	.83	.073 [.064, .082]	.106	519.15

Napomena. Model 1: model s tri korelirana faktora (v. Sliku 1 i Sliku 2); *Model 2:* modificirani model 1 s dodanim korelacijama među varijancama pogreški čestica br. 1 i 4, 5 i 8, 12 i 18, te 13 i 19; *Model 3:* modificirani model 2 bez čestica br. 12 i 18; *Model 4:* modificirani model 1 bez korelacije između faktora gađenja u patogenoj i moralnoj domeni; *Model 5:* modificirani model 1 bez korelacija faktora gađenja u moralnoj domeni s preostalim dvama faktorima (tj. samo korelacija između faktora gađenja u patogenoj i seksualnoj domeni).

No, unatoč poboljšanjima, s ovakvim reduciranjem broja indikatora u modelu i njegovim dodatnim modifikacijama (tj. dodavanjem rezidualnih kovarijanci) treba biti oprezan. I rezultati nekih prethodnih analiza (npr. Laakasuo i sur., 2017) pokazali su da se pristajanje trofaktorskog modela povećava dodavanjem rezidualnih kovarijanci čestica koje pripadaju istoj subskali, što može sugerirati da je sklonost gađenju u određenoj domeni, kako se ispituje ovom skalom, možda unitarna ali kompleksnija karakteristika nego što to na prvi pogled implicira pretpostavljena jednodimenzionalnost pojedinih subskala. Naime, svaki od pretpostavljenih faktora gađenja trebao bi reflektirati, s jedne strane, široki raspon gadjljivih situacija unutar konkretne domene, a s druge strane, možda i različite funkcije koje gađenje unutar te domene može imati. U tom smislu, moglo bi se zaključiti da je nastojanje autora da kraćim nizom čestica pokriju raznovrsnost gadjljivih situacija i funkcija gađenja u određenoj domeni rezultiralo ipak zadovoljavajuće homogenim instrumentima. Izbacivanje čestica s nižim (ali još uvijek prihvatljivim) zasićenjima na odgovarajućem faktoru (kao u slučaju dviju čestica na subskali patogenog gađenja) rezultira homogenijim instrumentom ali, vjerojatno, i sužavanjem predmeta mjerenja. S druge strane, eventualno dodavanje novih čestica ne bi samo produžilo instrument već, možda, i povećalo kompleksnost njegove latentne strukture. Ukratko, dobiveni obrazac sugerira da je pretpostavljena jednodimenzionalnost gađenja u određenoj domeni zapravo otvoreno pitanje, na koje bi se buduća istraživanja trebala usmjeriti (usp. i odjeljak o sadržajnoj valjanosti). Na to upućuju, između ostalog, i nalazi o razmjerno visokim (između .51 i .75) korelacijama subskale patogenog gađenja s mjerama gadjljivosti različitih kategorija podražaja koje su pokrivene Revidiranom skalom osjetljivosti na gađenje (DS-R; Olatunji i sur., 2007), kao i nalazi o povezanosti subskale gađenja u seksualnoj domeni s mjerama različitih dimenzija gađenja u ovoj domeni koje se ispituju Inventarom seksualnog gađenja (Crosby i sur., 2020).

Slika 1

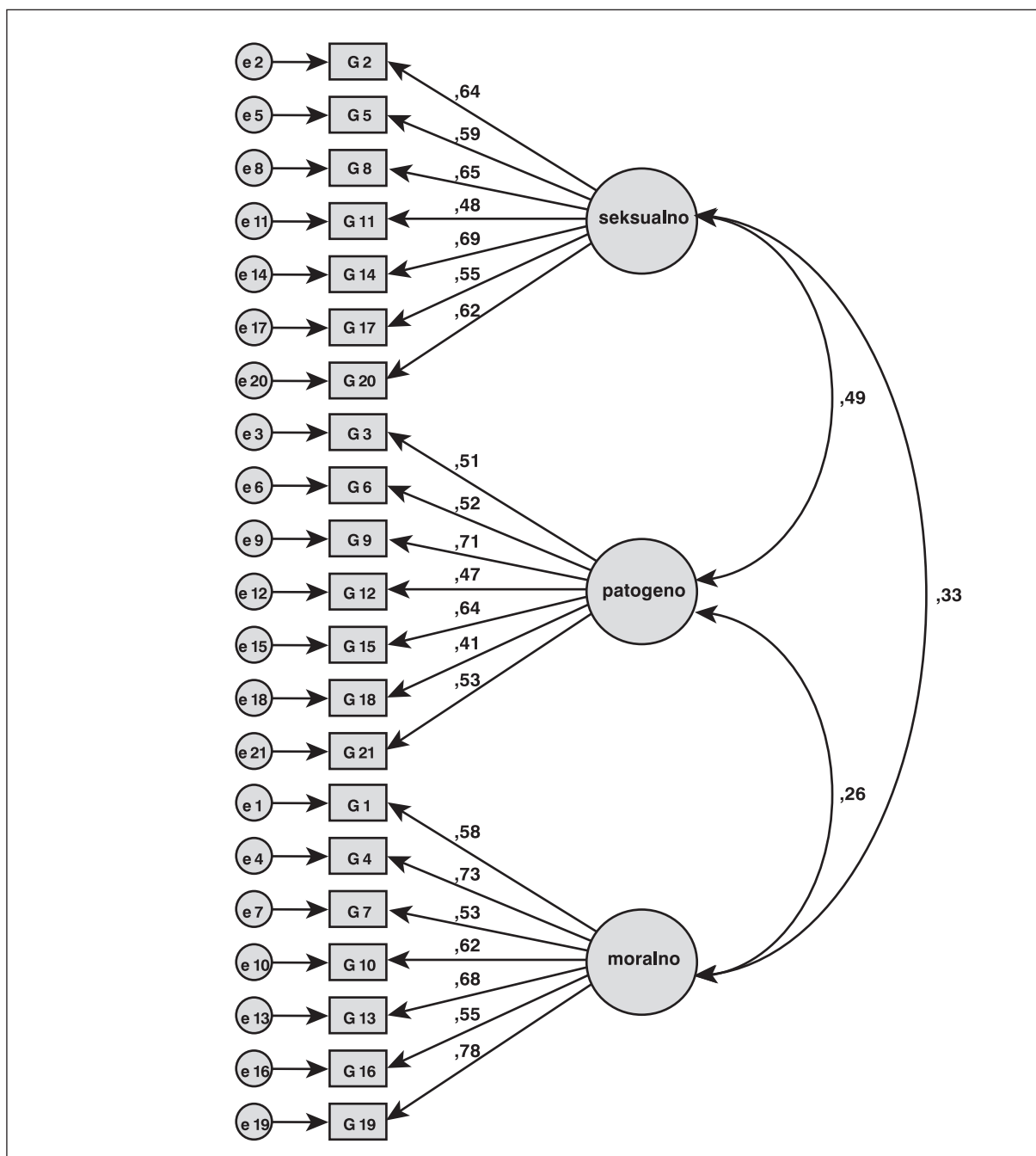
Rezultati konfirmacijske faktorske analize Skale gađenja u trima domenama u uzorku studenata (N = 229): standardizirana faktorska zasićenja pojedinih čestica i korelacije među trima pretpostavljenim faktorima gađenja



Napomena. G1–G21 = čestice na Skali gađenja u trima domenama, koje su numerirane slijedom kojim su poredane u Skali. Faktorska zasićenja svih čestica značajna su uz $p < .001$. Razine značajnosti korelacija među faktorima su sljedeće: $p < .001$ (patogeno i seksualno), $p = .85$ (patogeno i moralno) i $p = .04$ (seksualno i moralno).

Slika 2

Rezultati konfirmacijske faktorske analize Skale gađenja u trima domenama u uzorku odraslih (N = 248): standardizirana faktorska zasićenja pojedinih čestica i korelacije među trima pretpostavljenim faktorima gađenja



Napomena. G1–G21 = čestice na Skali gađenja u trima domenama, koje su numerirane slijedom kojim su poredane u Skali. Faktorska zasićenja svih čestica značajna su uz $p < .001$. Korelacije među faktorima značajne su uz $p < .001$, osim korelacije između faktora patogenog i moralnog gađenja, koja je značajna uz $p = .003$.

Nadalje, rezultati naših analiza ne pružaju jednoznačnu podršku pretpostavci da su tri dimenzije ili domene gađenja, kako ih ispituje ova skala, distinktno ali, ipak, donekle međusobno povezane. Kao što se može vidjeti sa Slike 1 i Slike 2, u uzorku odraslih dobivene su očekivane pozitivne korelacije između triju faktora (korelacije između odgovarajućih subskala prikazane su u Tablici 2). Ta je povezanost najveća (ali ne osobito visoka) između sklonosti gađenju u patogenoj i seksualnoj domeni, što je u skladu s rezultatima primjena ove skale u nekim drugim istraživanjima (Laakasuo i sur., 2017; Olatunji i sur., 2012; Tybur i sur., 2009). No, u uzorku studenata dobivena je povezanost samo između potonjih dviju domena; sklonost gađenju u moralnoj domeni pokazala se praktično nepovezanom s gađenjem u patogenoj domeni, a i korelacija s gađenjem u seksualnoj domeni je vrlo niska (usp. i korelacije između odgovarajućih subskala u Tablici 2). Jakšić (2014) i Ćubela Adorić (2018) također su uzorcima naših studenata utvrdili da rezultati na subskali gađenja u moralnoj domeni ne koreliraju s rezultatima na preostalim dvjema subskalama. Ovakav obrazac sugerira da bi model bez potonjih korelacija mogao bolje pristajati podatcima. No, rezultati testiranja tako modificiranih modela ne potvrđuju ovu pretpostavku za model bez korelacije između gađenja u moralnoj i patogenoj domeni (model 4 u Tablici 1) i za model bez korelacije između faktora gađenja u moralnoj domeni i preostalih dvaju faktora (model 5 u Tablici 1).

Tablica 2
*Korelacije među subskalama Skale sklonosti gađenju
u uzorcima studenata i odraslih*

Subskala	1.	2.	3.
1. Patogena	—	.34***	.07
2. Seksualna	.39***	—	.15*
3. Moralna	.20**	.29***	—

Napomena. Iznad dijagonale su korelacije u uzorku studenata ($N = 229$; Ćubela Adorić i sur., 2014), a ispod dijagonale su korelacije u uzorku odraslih ($N = 248$; Jakšić i Nekić, 2016).

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

Prema tome, rezultati provedenih analiza daju određenu potvrdu pretpostavljenoj trofaktorskoj strukturi ove skale stoga što čestice uglavnom imaju zadovoljavajuće visoka zasićenja na odgovarajućim faktorima, a korelacije među faktorima dovoljno su niske da se može govoriti o distinktnim faktorima, odnosno domenama gađenja. Ostaje upitno je li gađenje u moralnoj domeni, kako se ispituje ovom skalom, ne samo distinktno nego, možda, i s drugim domenama, zapravo, nepovezana karakteristika, kao što sugeriraju rezultati naših primjena u (prigodnim) uzorcima studenata. Odgovor na to pitanje, koji mogu dati prije svega buduće primjene ovog instrumenta u većim i reprezentativnim uzorcima studenata, kao i odraslih, važan je i zato što se pretpostavlja da je gađenje u moralnoj, kao i u seksualnoj, domeni zapravo evoluiralo iz patogenog gađenja (Tybur i sur., 2009). Ako je to tako i ako su pojedini nizovi čestica na ovoj skali doista valjane mjere gađenja u tim domenama, logično je očekivati određenu, premda ne nužno visoku povezanost među njima. Također je moguće da je funkcija gađenja u situacijama koje pokriva subskala gađenja u moralnoj domeni kvalitativno posve drukčija od funkcija koje gađenje ima u ostalim domenama (usp. odjeljak o sadržajnoj valjanosti). Konkretno, razlike u obrascima rezultata u pojedinim uzorcima mogu reflektirati utjecaj nekih drugih faktora (npr. nekih razvojnih faktora i procesa koji pridonose funkcionalnom povezivanju gađenja u različitim domenama tijekom razvoja pojedinca). U vezi s potonjim, ako buduće primjene ove skale u velikim i reprezentativnim uzorcima studenata ili mladih, kao i dobno heterogenim skupinama odraslih potvrde dobivene obrasce, poželjno bi bilo ispitati eventualne promjene u latentnoj strukturi u funkciji dobi ili, barem, razlike u toj strukturi kod sudionika iz različitih razvojnih razdoblja. Za razliku od patogenog gađenja, koje se javlja relativno rano u razvoju, gađenje u drugim domenama, uključujući moralnu, razvija se poslije (Tybur i sur., 2009, 2013), pa

nije isključena mogućnost da se njihovi razvojni prijelazi u nekom periodu reflektiraju i u strukturi njihovih uzajamnih relacija.

4.2 Pouzdanost subskala

Rezultati analize pouzdanosti tipa unutarnje konzistencije upućuju na zadovoljavajuću homogenost pojedinih subskala u svim prethodno opisanim primjenama. U Tablici 3 prikazane su vrijednosti Cronbachova alfa koeficijenta, prosječnih korelacija među česticama i nespurioznih korelacija čestica s ukupnim rezultatom na pripadajućim subskalama, koje su dobivene u uzorcima studenata (Čubela Adorić i sur., 2014) i odraslih (Jakšić i Nekić, 2016). Kao što se može vidjeti, razmjerno najhomogenijom pokazala se subskala gađenja u moralnoj domeni, a razmjerno najmanje homogenom skala gađenja u patogenoj domeni.

Sličan obrazac rezultata dobiven je i u kasnijim primjenama u uzorcima naših studenata, koje su proveli Jakšić (2014) (patogena: $\alpha = .78$, seksualna: $\alpha = .87$, moralna: $\alpha = .90$), Jakšić i Valerjev (2017) (patogena: $\alpha = .67$, seksualna: $\alpha = .76$, moralna: $\alpha = .83$), te Čubela Adorić (2018) (patogena: $\alpha = .75$, seksualna: $\alpha = .82$, moralna: $\alpha = .84$). Konačno, hrvatska inačica subskale gađenja u patogenoj domeni pokazala je zadovoljavajuću pouzdanost tipa unutarnje konzistencije i u međukulturnom istraživanju u uzorcima sudionika iz Hrvatske ($\alpha = .77$) i Bosne i Hercegovine ($\alpha = .76$), u kojima su se vrijednosti nespurioznih korelacija kretale između .41 (čestica: *Vidjeti žohara kako se kreće po podu prostorije u kojoj boravite*) i .51 (čestica: *Rukovati se s nepoznatom osobom koja ima znojne dlanove*) u uzorku iz Hrvatske, te između .40 (čestica: *Stajati u blizini osobe koja zaudara po znoju*) i .52 (čestica: *Sjediti pokraj nekoga tko ima gnojne rane na ruci*) u uzorku iz BiH (Tybur i sur., 2016).

Tablica 3

Rezultati analize pouzdanosti tipa unutarnje konzistencije pojedinih subskala Skale gađenja u trima domenama u uzorcima studenata (N = 229) i odraslih (N = 248): nespuriozne korelacije čestica s ukupnim rezultatom, prosječne korelacije među česticama i vrijednosti Cronbachova alfa koeficijenta

Subskala gađenja:	Patogena		Seksualna		Moralna	
Redni broj čestice na subskali	studenti	odrasli	studenti	odrasli	studenti	odrasli
1	.46	.45	.66	.55	.65	.50
2	.59	.44	.65	.53	.77	.67
3	.47	.57	.75	.57	.54	.49
4	.46	.43	.58	.41	.69	.56
5	.55	.51	.64	.60	.74	.59
6	.37	.37	.45	.48	.63	.50
7	.53	.44	.61	.56	.73	.70
Prosječna korelacija među česticama	.33	.30	.46	.36	.54	.41
Cronbach α	.76	.74	.85	.79	.87	.82

4.3 Sadržajna valjanost

Kao što je opisano u uvodnom dijelu, čestice u ovoj skali temelje se na popisu potencijalno gadljivih situacija koje je generirala skupina od 14 nastavnika i studenata psihologije (Tybur i sur., 2009) i koji je, na temelju podataka iz njihove primjene u uzorcima (prije svega studenata) iz iste kulture, reducirao na 21

situaciju koje definiraju tri razmjerno homogena niza čestica. Pritom je upitno koliko konceptni prostor gađenja u različitim domenama na ovoj skali, koji počiva na podacima tako male i, zapravo, homogene skupine pojedinaca, doista reflektira sadržajnu kao i funkcionalnu kompleksnost gađenja u pojedinim domenama. Kao što su u vezi sa subskalom seksualnog gađenja primijetili Crosby i suradnici (2020), ona korelira s mnogim ali ne svim dimenzijama gađenja u ovoj domeni. Drugim riječima, predmet mjerenja ove subskale (a možda i ostalih) donekle je sužen i njezina bi se valjanost mogla povećati dodavanjem čestica koje se odnose i na neke druge dimenzije gađenja u toj domeni. No, kao što je diskutirano u odjeljku o faktorskoj strukturi, takvo proširenje konceptnog prostora gađenja u bilo kojoj domeni moglo bi rezultirati ne samo povećanim opsegom ovog instrumenta nego, vjerojatno, i kompleksnijom latentnom strukturom.

Još jedan problem u vezi sa sadržajnom valjanošću povezan je s pitanjem što, zapravo, mjeri subskala gađenja u moralnoj domeni. Kao što smo prethodno vidjeli, čestice na ovoj subskali definiraju prilično homogeni niz, koji, međutim, u nekim uzorcima, ne korelira s preostalim dvjema subskalama gađenja, kao ni s mjerama nekih drugih teorijski relevantnih konstrukata. Na primjer, Olatunji i suradnici (2012) utvrdili su da, za razliku od preostalih dviju subskala, subskala gađenja u ovoj domeni ne korelira s nekim drugim mjerama sklonosti gađenju i percipirane neugodnosti gađenja, kao ni s mjerom „čistoće/svetosti“ kao jednog od tzv. moralnih temelja, kod kojeg je osnovni adaptivni izazov izbjegavanje patogene, a karakteristična emocija je upravo gađenje. No, pokazala se povezanom s moralnim temeljima „brige/izbjegavanja štete“ i „odanosti/pripadnosti grupi“, što govori u prilog interpretaciji sadržajne valjanosti ove subskale u terminima razlikovanja dvaju tipova situacija kršenja sociomoralnih pravila, koje su predložili Tybur i suradnici (2013).

Naime, analiza sadržaja čestica na ovoj subskali pokazuje da se one odnose na situacije kršenja nekih sociomoralnih pravila (npr. krađa, varanje, laganje, nepoštovanje reda) za koje su dosadašnja istraživanja (npr. Jakšić i Valerjev, 2017; Olatunji i sur., 2012) pokazala da, premda se percipiraju kao više ili manje nemoralne, zapravo izazivaju prije svega srdžbu i, nešto manje intenzivno, gađenje. Takvi nalazi u skladu su s nekim zapažanjima da je gađenje u ovoj domeni nerijetko zapravo metafora za srdžbu (Olatunji i sur., 2012). Kako tumače Tybur i suradnici (2013), funkcija koju gađenje ima u ovakvom tipu situacija ponajprije je komunikacijska (signalizirati da konkretnu povredu pravila ili norme treba osuditi i kazniti) i persuzivna (uvjeriti druge u to), što bi motiviralo koordinirano socijalno distanciranje (tj. ne prije svega fizičko distanciranje, kao u slučaju gađenja u drugim dvjema domenama). Ovaj tip situacija kršenja sociomoralnih pravila razlikuje se od onih koje se prije svega percipiraju kao gadjive (patogeno ili seksualno) i, potom, evaluiraju kao nemoralne (npr. kršenje različitih tabua u vezi s prehranom ili seksualnim ponašanjem), kod kojih gađenje zadržava svoju zaštitnu funkciju i motivira izbjegavanje. U potonjim situacijama, gađenje je svojevrsni „input“ za moralnu osudu, dok je kod prije spomenutog tipa situacija gađenje „output“ moralne osude. Prema tome, ova distinkcija nudi određeno objašnjenje slabe, pa i neznčajne povezanosti faktora moralnog gađenja s preostalim dvama faktorima. Uključivanjem čestica koje opisuju „gadjive i, stoga, nemoralne“ (a ne isključivo „nemoralne i, stoga, gadjive“) situacije, ove bi se korelacije vjerojatno povećale.

4.4 Deskriptivni parametri i osjetljivost pojedinih subskala

Rezultati Kolmogorov-Smirnovljeva testa (*d*) i Shapiro-Wilkova testa (*W*) pokazuju da dobivene distribucije imaju tendenciju odstupanja od normalne distribucije, a konkretna se odstupanja, u objema primjenama, odnose prije svega na tendenciju negativne asimetrije na subskali moralnog gađenja, te spljoštenosti na subskalama seksualnog i patogenog gađenja. Dobivene vrijednosti ovih indeksa prikazane su u Tablici 4. Kao što se može vidjeti, u obama uzorcima raspon rezultata na svim subskalama uglavnom pokriva teoretski raspon; dobiveni raspon nešto je uži samo na subskali gađenja u patogenoj domeni, na kojoj su prosječne vrijednosti, prije svega u uzorku studenata, malo pomaknute u smjeru viših rezultata. Razlike u iskazanoj sklonosti gađenju između pojedinih domena testirane su postupkom analize varijance

za ponovljena mjerenja, čiji su rezultati u obama uzorcima pokazali da postoje neke razlike ovisno o domeni (uzorak studenata: $F(2,456) = 15.91, p < .001$; uzorak odraslih: $F(2,494) = 62.99, p < .001$). Post hoc analize (Bonferroni test) pokazale su da je u obama uzorcima gađenje u patogenoj domeni, u prosjeku, izraženije nego u seksualnoj domeni (oba $p < .001$), što je potvrđeno i u drugim primjenama ove skale kod nas (Ćubela Adorić, 2018; Jakšić, 2014). U uzorku studenata gađenje u patogenoj domeni također je, u prosjeku, izraženije nego u moralnoj domeni ($p < .001$), dok se u uzorku odraslih ova razlika nije pokazala značajnom ($p = .56$). U uzorku studenata nije bilo razlike u iskazanom gađenju u moralnoj i seksualnoj domeni ($p = 1.00$), dok je u uzorku odraslih iskazano gađenje, u prosjeku, veće u moralnoj nego u seksualnoj domeni ($p < .001$).

Tablica 4
Osnovni deskriptivni pokazatelji pojedinih subskala Skale sklonosti gađenju u trima domenama u uzorcima studenata (N = 229) i odraslih (N = 248)

Subskala	M	min	max	SD	IA	IS	K-S d	W
<i>Uzorak studenata</i>					(SE = 0.16)	(SE = 0.32)		
1. Patogena	3.90	1.14	6.00	1.08	0.37	-0.45	.09	.98**
2. Seksualna	3.31	0.00	6.00	1.44	-0.15	-0.80	.07	.98**
3. Moralna	3.39	0.00	6.00	1.44	-0.76	0.10	.10*	.94***
<i>Uzorak odraslih</i>					(SE = 0.15)	(SE = 0.31)		
1. Patogena	3.43	0.43	5.86	1.19	-0.19	-0.60	.07	.98**
2. Seksualna	2.53	0.00	6.00	1.36	0.18	-0.60	.05	.98*
3. Moralna	3.57	0.00	6.00	1.42	-0.68	0.12	.08	.96***

Napomena. IA = indeks asimetričnosti; IS = indeks spljoštenosti; K-S d = Kolmogorov-Smirnovljeva d indeks; W = Shapiro-Wilkov W indeks.

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

4.5 Relacije s mjerama drugih relevantnih konstrukata

U validaciji hrvatske inačice ove skale ispitane su uglavnom njezine relacije s pokazateljima konzervativizma, uključujući *autoritarost* (koja implicira tendenciju doživljavanja svijeta kao opasnog i predstavlja, zapravo, ideološku ekspresiju visoke vigilnosti prema percipiranim prijetnjama, uključujući pojedince i grupe koje krše konvencionalne norme i standarde ponašanja) i *orijentaciju na socijalnu dominaciju* (koja implicira tendenciju doživljavanja svijeta kao kompetitivnog i, u skladu s tim, potiče dominaciju i kompetitivnost), te odnos prema nekim socijalno stigmatiziranim skupinama, posebice *negativne stavove prema osobama homoseksualne orijentacije*. Odabir ovih konstrukata temelji se i na nekim zapažanjima da osobe koje su konzervativne imaju niži prag gadjljivosti (barem u patogenoj i seksualnoj domeni), te da su negativni stavovi prema osobama homoseksualne orijentacije kod osoba heteroseksualne orijentacije vjerojatno povezani sa seksualnim gađenjem, ali i s aktivacijom bihevioralnog imunološkog sustava, koji ljude motivira na izbjegavanje patogene (v. na primjer, Tybur i sur., 2009, 2016). Za razliku od prethodnih istraživanja, u kojima su najčešće korištene samo mjere gađenja u patogenoj domeni, u našim istraživanjima ispitana je sklonost gađenju u trima domenama.

Ćubela Adorić (2018) utvrdila je da su autoritarnost i orijentacija na socijalnu dominaciju u očekivanim pozitivnim korelacijama sa sklonošću gađenju u patogenoj i seksualnoj domeni, ali ne i u moralnoj domeni. Autoritarnost se pritom pokazala zapravo jedinim značajnim prediktorom seksualnog gađenja, a orijentacija na socijalnu dominaciju jedinim značajnim prediktorom patogenog gađenja. Izostanak poveza-

nosti ovih mjera konzervativizma s gađenjem u moralnoj domeni u skladu je s rezultatima nekih prije spomenutih istraživanja i, ponovno, sugerira da gađenje u moralnoj domeni, onako kako se ispituje ovim instrumentom (tj. kao reakcija na situacije kršenja pravila koja su povezana s laganjem, krađom i sl.), možda ne zahvaća adekvatno one vrste moralnih prijestupa koji su relevantni za reakciju gađenja kod osoba s konzervativnim uvjerenjima (npr. nepoštovanje hijerarhije, kršenje pravila povezanih s moralnim „čistunstvom“).

U istraživanju implicitnih i eksplicitnih stavova studenata prema muškarcima homoseksualne orijentacije, koje je proveo Jakšić (2014), utvrđeno je da gađenje nije povezano s implicitnim stavovima već, ponajviše, s nekim facetama eksplicitnih stavova, uključujući percepciju homoseksualnosti općenito i, konkretno, muške homoseksualnosti kao prijetnje normama i moralu, te tendenciju stereotipiziranja i osuđivanja muškaraca homoseksualne orijentacije. Navedene facete pokazale su se pozitivno povezanim s gađenjem u seksualnoj domeni, posebice kod muških ispitanika. Sklonost gađenju u patogenoj domeni također se pokazala povezanom s percepcijom muške homoseksualnosti kao prijetnje normama i moralu, te s tendencijom njezina stereotipiziranja i osuđivanja. Razmjerno slaba ali značajna povezanost gađenja u patogenoj domeni s negativnim odnosom prema osobama homoseksualne orijentacije utvrđena je i u nekim kasnijim primjenama, u kojima je korištena ista mjera eksplicitnih stavova prema ovoj skupini (Ćubela Adorić, 2018), kao i u istraživanju u kojem su muškarci i žene homoseksualne orijentacije procjenjivani na tzv. termometru osjećaja, naporedo s nekim drugim skupinama, poput prostitutki i promiskuitetnih osoba (Tybur i sur., 2016). Pokazalo se da, nakon kontrole povezanosti s procjenama osjećaja prema potonjim dvjema skupinama, povezanost patogenog gađenja s negativnim osjećajima prema osobama homoseksualne orijentacije više nije značajna, što je u skladu s prepostavkom da je povezanost patogenog gađenja i ovih negativnih stavova posljedica tendencije izbjegavanja patogena, koja pridonosi antipatiji prema onima koji krše norme monogamije (Ćubela Adorić, 2018; Tybur i sur., 2016).

Na kraju, prethodna istraživanja u kojima su korištene različite samoizvještajne i bihevioralne mjere gađenja dosljedno pokazuju da, u usporedbi s muškarcima, žene iskazuju, u prosjeku veće gađenje prema konkretnim gadljivim prizorima, kao i na mjerama individualnih razlika u sklonosti gađenju (Al-Shawaf i sur., 2017). Isti smjer razlike utvrđen je i u dosadašnjim primjenama Skale gađenja u trima domenama (Olatunji i sur., 2012; Tybur i sur., 2009), uključujući ovdje prikazanu hrvatsku inačicu (Ćubela Adorić, 2018; Ćubela Adorić i sur., 2014; Jakšić, 2014; Jakšić i Nekić, 2016). U potonjim istraživanjima je, uz glavni efekt spola, dobiven i interakcijski efekt spola i domene gađenja, a post hoc analize su pokazale da su žene pritom sklonije gađenju nego muškarci prije svega u seksualnoj domeni, što potvrđuje nalaze o relativno najizraženijoj razlici u ovoj domeni u uzorcima sudionika iz drugih zemalja (Olatunji i sur., 2012; Tybur i sur., 2009). Jakšić (2014) utvrdio je i slabije izraženu ali, također, značajnu razliku u patogenoj domeni. I u međukulturnom istraživanju Tybura i suradnika (2016), u kojem je u uzorcima sudionika iz Hrvatske i Bosne i Hercegovine primijenjena samo hrvatska inačica subskale gađenja u patogenoj domeni, žene su, u prosjeku, iskazale veće gađenje nego muškarci. Prema nekim tumačenjima iz evolucijske perspektive, ove spolne razlike proizlaze iz razlika u adaptivnim problemima s kojima su se muškarci i žene tijekom evolucije suočavali i za koje su razvili odgovarajuće mehanizme, uključujući i povećanu ili smanjenu gadljivost. Primjerice, veća (patogena) gadljivost kod žena reflektirala bi, između ostalog, njihov veći angažman u pripremi hrane i skrbi za potomke, odnosno veći rizik i cijenu zaraze patogenima i njihova prijenosa na druge, posebice na potomke, kao i ulogu koju imaju u poučavanju i držanju djece dalje od izvora zaraze. S druge strane, muškarci su izloženi većem selekcijskom pritisku da suprimiraju gađenje, između ostalog, zbog prirode nekih tipično muških aktivnosti (npr. lov, ratovanje), ali i zato što to može biti interpretirano kao pokazatelj snage njihova imuniteta i tako povećati njihovu vrijednost kao partnera. Dodatno, manja gadljivost, posebno u seksualnoj domeni, povećava broj potencijalnih partnerica, posebice za kratkoročne veze (Al-Shawaf i sur., 2017).

Zaključno, na temelju rezultata dosadašnjih primjena hrvatske inačice Skale gađenja u trima domenama, ovaj se instrument može preporučiti za daljnje korištenje u istraživačke svrhe. Rezultati naših, kao i

ranijih istraživanja s ovom skalom pokazuju da se gađenje u patogenoj, seksualnoj i moralnoj domeni mogu tretirati kao tri teorijski i empirijski distinktnne domene gađenja. No, niz je pitanja u vezi s konstruktnom valjanošću pojedinih subskala (posebice subskale gađenja u moralnoj domeni) na koja bi buduća istraživanja trebala odgovoriti. S obzirom na to da su u dosadašnjim primjenama hrvatske inačice analizirane prije svega relacije s mjerama konzervativizma i negativnih stavova prema osobama homoseksualne orijentacije, u daljnjoj validaciji bilo bi poželjno ispitati relacije i s mjerama drugih relevantnih konstrukata, uključujući druge mjere sklonosti gađenju, kao i relevantne pokazatelje funkcioniranja u području zdravstvene psihologije (npr. percepcija izloženosti i podložnosti zaraznim bolestima), kliničke psihologije (npr. simptomi opsesivno-kompulzivnog poremećaja, poremećaja hranjenja i nekih fobija), socijalne psihologije (npr. preferencije i strategije odabira partnera, stigmatiziranje etničkih i seksualnih manjina, moralno prosuđivanje), razvojne psihologije (npr. razvojni putovi gađenja u pojedinim domenama) itd. Pri eventualnom odabiru ovog instrumenta, istraživači trebaju imati na umu da nizovi čestica kojima su na njemu pokrivene pojedine domene gađenja vjerojatno ne pokrivaju u cijelosti strukturnu i funkcionalnu kompleksnost gađenja u konkretnim domenama. U slučaju da je fokus istraživanja na specifičnim ekscitatorima i/ili funkcijama gađenja u nekoj domeni treba prethodno provjeriti jesu li oni uopće zahvaćeni ovim instrumentom i, eventualno, razmotriti korištenje nekog drugog instrumenta koji, u tom smislu, omogućuje preciznije mjerenje (poput, primjerice, Inventara seksualnog gađenja; Crosby i sur., 2020).

Literatura

- Al-Shawaf, L., Lewis, D. M. G. i Buss, D. M. (2017). Sex differences in disgust: Why are women more easily disgusted than men? *Emotion Review*, 10(2), 149–160.
- Crosby, C. L., Durkee, P. K., Meston, C. M. i Buss, D. M. (2020). Six dimensions of sexual disgust. *Personality and Individual Differences*, 156, 109714.
- Ćubela Adorić, V. (2018, studeni). *Stavovi prema osobama homoseksualne orijentacije: Prilog razumijevanju relacija s konzervativizmom i gađenjem*. Rad prezentiran na skupu 26. godišnja konferencija hrvatskih psihologa, Sv. Martin na Muri, Hrvatska.
- Ćubela Adorić, V., Tybur, J. M. i Jakšić, K. (2014, svibanj). *Psychometric properties of the Croatian version of the Three Domains Disgust Scale: A preliminary report*. Rad prezentiran na skupu 19. Dani psihologije u Zadru, Zadar, Hrvatska.
- Haidt, J., McCauley, C. i Rozin, P. (1994). Individual differences in sensitivity to disgust: A scale sampling seven domains of disgust elicitors. *Personality and Individual Differences*, 16, 701–713.
- Hu, L. i Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternations. *Structural Equation Modeling*, 6, 1–55.
- Jakšić, K. (2014). *Povezanost sklonosti gađenju i orijentacije na socijalnu dominaciju sa stavovima prema muškarcima homoseksualne orijentacije* [Završni rad]. Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru.
- Jakšić, K. i Nekić, M. (2016, svibanj). *Disgust sensitivity, sexual beliefs and orientation to social domination in female BDSM and non-BDSM practitioners*. Rad prezentiran na skupu 13th Congress of the European Federation of Sexology, Dubrovnik, Hrvatska.
- Jakšić, K. i Valerjev, P. (2017, ožujak). *The relation of disgust and morality while controlling for other emotions*. Rad prezentiran na skupu 23. Empirijska istraživanja u psihologiji, Beograd, Srbija.
- Laakasuo, M., Sundvall, J. i Drosinou, M. (2017). Individual differences in moral disgust do not predict utilitarian judgments, sexual and pathogen disgust do. *Scientific Reports*, 7, 45526.
- Olatunji, B. O., Adams, T., Ciesielski, B., David, B., Sarawgi, S. i Broman-Fulks, J. (2012). The Three Domains of Disgust Scale: Factor structure, psychometric properties, and conceptual limitations. *Assessment*, 19(2), 205–225.
- Olatunji, B. O., Williams, N. L., Tolin, D. F., Sawchuk, C. N., Abramowitz, J. S., Lohr, J. M. i Elwood, L. (2007). The Disgust Scale: Item analysis, factor structure, and suggestions for refinement. *Psychological Assessment*, 19, 281–297.
- Rozin, P. i Fallon, A. (1987). A perspective on disgust. *Psychological Review*, 94, 23–41.
- Rozin, P., Haidt, J. i McCauley, C. (2000). Disgust. U: M. Lewis i S. M. Haviland-Jones (Ur.), *Handbook of emotions* (2. izdanje, str. 637–653). Guilford Press.
- Tybur, J. M., Çağla, Ç., Karinen, A. K. i Perone, P. (2018). Why do people vary in disgust?. *Philosophical Transactions of the Royal Society: Biological Sciences*, 373(1751), 20170204.
- Tybur, J. M., Inbar, Y., Aaroe, L., Barclay, P., Barlow, F. K., de Barra, M., Becker, D. V., Borovoi, L., Choi, I., Choi, J. A., Consedine, N. S., Conway, A., Conway, J. R., Conway, P., Cubela Adoric, V., Demirci, D. E., Fernandez, A. M., Ferreira, D. C. S., Ishii, K., ... i Žeželj, I. (2016). Parasite stress and pathogen avoidance relate to distinct dimensions of political ideology across 30 nations. *Proceedings of the National Academy of Sciences (PNAS)*, 113(44), 12408–12413.
- Tybur, J. M., Lieberman, D. i Griskevicius, V. (2009). Microbes, mating, and morality: Individual differences in three functional domains of disgust. *Journal of Personality and Social Psychology*, 97, 103–122.
- Tybur, J. M., Lieberman, D., Kurzban, R. i DeScioli, P. (2013). Disgust: Evolved function and structure. *Psychological Review*, 120, 65–84.

SKALA GAĐENJA U TRIMA DOMENAMA

Dolje je naveden niz situacija koje ljudima mogu biti više ili manje gadljive. Molimo Vas da za svaku od njih procijenite **koliko je Vama osobno konkretna situacija gadljiva**.

	uopće NIJE gadljivo			izrazito gadljivo			
	0	1	2	3	4	5	6
1. Ukrasti nešto iz lokalne trgovine	0	1	2	3	4	5	6
2. Čuti dvije nepoznate osobe tijekom njihova međusobnog spolnog odnosa	0	1	2	3	4	5	6
3. Ugaziti u pseći izmet	0	1	2	3	4	5	6
4. Ukrasti od susjeda	0	1	2	3	4	5	6
5. Oralno zadovoljavati drugu osobu	0	1	2	3	4	5	6
6. Sjediti pokraj nekoga tko ima gnojne rane na ruci	0	1	2	3	4	5	6
7. Učenik koji vara na testu kako bi dobio bolje ocjene	0	1	2	3	4	5	6
8. Gledati video pornografskog sadržaja	0	1	2	3	4	5	6
9. Rukovati se s nepoznatom osobom koja ima znojne dlanove	0	1	2	3	4	5	6
10. Obmanuti prijatelja	0	1	2	3	4	5	6
11. Doznati da osoba koja Vam nije draga ima seksualne maštarije o Vama	0	1	2	3	4	5	6
12. Ugledati plijesni na ostacima hrane koju ste ostavili u hladnjaku	0	1	2	3	4	5	6
13. Krivotvoriti nečiji potpis na službenom dokumentu	0	1	2	3	4	5	6
14. Otići u sobu s osobom koju ste tek upoznali kako biste imali spolni odnos	0	1	2	3	4	5	6
15. Stajati u blizini osobe koja zaudara po znoju	0	1	2	3	4	5	6
16. Ugurati se na početak reda kako biste kupili posljednje ulaznice za predstavu	0	1	2	3	4	5	6
17. Da Vas nepoznata osoba suprotnog spola namjerno pomiluje po bedru u dizalu	0	1	2	3	4	5	6
18. Vidjeti žohara kako se šeće po podu prostorije u kojoj boravite	0	1	2	3	4	5	6
19. Namjerno lagati pri sklapanju poslovnog dogovora	0	1	2	3	4	5	6
20. Imati analni seks s osobom suprotnog spola	0	1	2	3	4	5	6
21. Slučajno dotaknuti krvavu posjekotinu na drugoj osobi	0	1	2	3	4	5	6

Napomena:

Subskali gađenja u *patogenoj* domeni pripadaju čestice br. 3, 6, 9, 12, 15, 18 i 21.

Subskali gađenja u *seksualnoj* domeni pripadaju čestice br. 2, 5, 8, 11, 14, 17 i 20.

Subskali gađenja u *moralnoj* domeni pripadaju čestice br. 1, 4, 7, 10, 13, 16 i 19.

Postupak izračunavanja ukupnog rezultata na subskalama prikazan je u *Opisu skale*.

Skala potrebe za dramom (SPD)¹

Izvorni instrument: *Need for Drama Scale* (Frankowski, Lupo, Smith, Dane`El, Ramos i Morera, 2016)

Adaptirale i priredile: Vera Ćubela Adorić, Tajana Ninković i Ana Smolić

1. Teorijska osnova

Koncept potrebe za dramom (engl. *Need for Drama*) uveli su Frankowski i suradnici (2016) kao oznaku za složenu maladaptivnu osobinu koja se očituje u sklonosti impulzivnom manipuliranju drugima iz pozicije žrtve. Osoba s izraženom potrebom za dramom sklona je percepciji sebe kao „vječne“ žrtve (svakodnevnih) životnih događaja ili okolnosti koje je većina ljudi inače sklona ignorirati ili percipirati kao benigne ili, barem, neprijeteće. Takva samopercepcija dijelom je opravdanje za vlastito manipulativno ponašanje, koje je još jedna karakteristika sklonosti drami. Ovo „izigravanje žrtve“ povezano je i s osjetljivošću na kritike i uvredljivošću, te kompulzivnim izražavanjem vlastitih osjećaja i mišljenja, neovisno o eventualnoj neprimjerenosti i socijalnim posljedicama takvog reagiranja. U skladu s tim, osobe s izraženom potrebom za dramom zapravo funkcioniraju kaotično i uzrokuju krize u odnosima u obitelji, s prijateljima ili kolegama. Stoga često imaju povijest neuspjelih veza i sukoba s prijateljima, obitelji i kolegama, što može voditi npr. kontraproduktivnom ponašanju na radnom mjestu, narušavati kohezivnost radne grupe i sl. Ukratko, autori definiraju potrebu za dramom kao maladaptivnu osobinu. Način na koji osoba s izraženom potrebom za dramom funkcionira na osobnom i interpersonalnom planu možda je još izvan granica klinički relevantnog ponašanja, ali to ne znači da takvo funkcioniranje nema negativnih posljedica za konkretnu osobu i za njezinu socijalnu okolinu.

Premda je riječ o relativno novom konstrukt, treba istaknuti da sklonost dramatiziranju nije nepoznat koncept, posebice u kliničkoj literaturi o tzv. histrionskom poremećaju (koji karakterizira ekstremna osjetljivost na kritike, pretjerano traženje pažnje i potreba za odobravanjem drugih) te o graničnom poremećaju ličnosti (koji karakteriziraju impulzivnost, sklonost samoozljeđivanju, kaos i nestabilnost u interpersonalnim odnosima, te osjećaj viktimizacije) (Blagov i sur., 2007; Frankowski i sur., 2016; Davison i Neale, 1999). No, kako navode Frankowski i suradnici (2016), unatoč određenim preklapanjima, potreba za dramom kvalitativno je drukčija od sklonosti dramatiziranju kod ovih poremećaja, tako da oni nisu primjeren okvir za razumijevanje potrebe za dramom u nekliničkom dijelu populacije. Autori također pretpostavljaju da, za razliku od spomenutih poremećaja, koji se češće dijagnosticiraju kod žena, izvan kliničke populacije nema spolne razlike u sklonosti dramatiziranju.

S ciljem mjerenja individualnih razlika u potrebi za dramom, Frankowski i suradnici (2016) konstruirali su i skalu koja pokriva njezine tri komponentne osobine: interpersonalnu manipulaciju, impulzivnu direktnost i percepciju stalne vlastite viktimizacije. U konstrukciji skale, autori su prvo tražili od jedne skupine pojedinaca ($N = 72$) da opišu neku osobu za koju smatraju da je vrlo sklona dramatiziranju, kao i da na popisu različitih osobina i ponašanja označe 3 – 5 onih koji tu osobu najbolje opisuju. Gotovo svi (95 %) dobiveni odgovori na pitanje otvorenog tipa, koji su kodirani u terminima pretpostavljenih triju komponenti potrebe za dramom, uključivali su primjer manipulativnog ponašanja, impulzivne direktnosti i percepcije sebe kao stalne žrtve. Autori su, potom, u pilot istraživanju primijenili niz tvrdnji koje su se odnosile na ove faktore, te analizirali njihove uzajamne povezanosti kao i latentnu strukturu u *online* uzorcima sudionika koji su registrirani na Amazonovoj mrežnoj platformi MTurk. Na temelju rezultata eksploracijske i konfir-

1 Za prijevod i korištenje instrumenta te za objavu podataka u ovom prikazu dobivena je suglasnost autora izvorne verzije. Autori izvorne skale i autori adaptirane verzije suglasni su da se hrvatska verzija skale može slobodno rabiti u akademske svrhe.

macijske faktorske analize u konačnici su zadržali 12 čestica koje definiraju tri pretpostavljena faktora prvog reda, koji imaju zadovoljavajuće visoka zasićenja na jednom faktoru višeg reda (tj. potreba za dramom).

U daljnjoj validaciji ovog instrumenta autori su ispitali njegove relacije s mjerama različitih, teorijski relevantnih konstrukata, uključujući samopoštovanje, crte tzv. mračne trijade, stavove prema ogovaranju i lokus kontrole. U skladu s pretpostavkom o maladaptivnosti potrebe za dramom, utvrđeno je da veće rezultate na ovoj skali, kao i na subskalama stalnog izigravanja žrtve i interpersonalne manipulacije, imaju osobe s nižim samopoštovanjem. Također, potreba za dramom (i posebno komponenta izigravanja žrtve) pokazala se pozitivno povezanom s neuroticizmom, te s eksternalnim lokusom kontrole. Potonji obrazac sugerira da su osobe s izraženom potrebom za dramom sklone doživljaju svijeta kao nečega što im se događa, što ih, onda, vjerojatno čini reaktivnim na percipirane prijetnje. Od preostalih crta u 5-faktorskom modelu ličnosti, potreba za dramom razmjerno je slabije ali značajno povezana s manjom savjesnošću i ugodnošću. Nadalje, rezultati na cijeloj skali i, prije svega, na subskali interpersonalne manipulacije, pokazali su se povezanim s pozitivnim stavovima prema ogovaranju (konkretno: s prihvaćanjem moralne i socijalne važnosti ogovaranja), vjerojatno zato što takva percepcija ogovaranja može služiti kao opravdanje njegovu korištenju i vlastitoj manipulativnosti. Konačno, u trima nezavisnim uzorcima potreba za dramom bila je pozitivno povezana sa svim crtama mračne trijade, posebice sa psihopatijom (između .49 i .63), nešto slabije s makijavelizmom (između .27 i .43), a najslabije s narcizmom (između .23 i .28) (svi $p < .001$). Komponenta interpersonalne manipulacije bila je povezana prije svega sa psihopatijom (između .59 i .68), kao i s makijavelizmom (između .27 i .47), s kojima dijeli tendenciju manipuliranja drugima. Impulzivna direktnost korelirala je prije svega sa psihopatijom (između .37 i .40), kojoj je impulzivnost također jedna od ključnih karakteristika, a izigravanje žrtve sa psihopatijom (između .29 i .37) i makijavelizmom (između .22 i .40). Visina dobivenih povezanosti potvrđuje da, unatoč nekim konceptnim preklapanjima, postoji razlika između potrebe za dramom, odnosno njezinih komponentnih osobina, i crta mračne trijade. Npr. za razliku od psihopatije, manipulativnost kod potrebe za dramom ne karakterizira bezosjećajnost i nedostatak empatije. No, uz sklonost preuveličavanju i trivijalnih događaja, te pretjeranom i, zapravo, neinhibiranom reagiranju na percipirane prijetnje, manipulativnost osobe sklone drami, koja je više impulzivna nego proračunata, vjerojatno dodatno pridonosi problemima u njezinu socijalnom funkcioniranju. S tim u vezi, može se pretpostaviti da je dio tih problema povezan, između ostalog, i s korištenjem maladaptivnih strategija regulacije vlastitih kao i tuđih negativnih emocija, što je bio jedan od ciljeva istraživanja s hrvatskom inačicom Skale potrebe za dramom, koja je prikazana u nastavku ovog priloga.

2. Opis skale

Skala potrebe za dramom sadrži 12 tvrdnji koje se odnose na tri pretpostavljene komponente potrebe za dramatiziranjem: interpersonalnu manipulativnost (u daljnjem tekstu: IM; četiri čestice, npr. *Ponekad okrenem ljude jedne protiv drugih kako bih dobio/la ono što želim.*), impulzivnu direktnost (u daljnjem tekstu: ID; tri čestice, npr. *Uvijek otvoreno kažem ono što mislim ili osjećam, a posljedice snosim poslije.*) i tendenciju stalnog izigravanje žrtve (u daljnjem tekstu: IŽ; pet čestica, npr. *Za neke mi se ljude čini da su u mojem životu samo da mi napakoste.*).

Sadržaj svih čestica, koji se može vidjeti u prikazu skale na kraju ovog priloga, korespondira s instrumentom koji je korišten u drugoj primjeni. Naime, u prvoj, preliminarnoj primjeni skala je uključivala jednu česticu koja je, kao i u izvornoj inačici skale (čestica br. 5: *I wait before speaking my mind.*), formulirana u suprotnom smjeru od ostalih (*Pričekam prije nego što otvoreno kažem ono što mislim.*). No, pokazalo se da ova čestica dijeli vrlo malo zajedničke vrijance s ostalim česticama na cijeloj skali i pripadajućoj subskali (v. odjeljke o faktorskoj strukturi i pouzdanosti), te da bi se njezinim izbacivanjem povećala unutarnja konzi-

stencija (za ID subskalu: $s = .57$ na $.61$; za cijelu skalu: $s = .81$ na $.82$). Imajući u vidu mali broj čestica, posebice na ID subskali, za potrebe druge primjene čestica br. 5 je preformulirana tako da se zadrži smisao izvorne formulacije i da, pritom, bude u istom smjeru kao i ostale čestice: *Jezik mi je često brži od pameti*. Skala koja se nalazi na kraju ovog priloga uključuje ovu izmijenjenu formulaciju, odnosno odgovara inačici skale koja je primijenjena u drugoj primjeni (usp. Opis uzoraka). Skalu su za potrebe ovdje prikazanih istraživanja nezavisno prevele prve dvije autorice, a dodatno su jezičnu i semantičku ekvivalentnost prijevoda, za potrebe druge primjene, analizirale i usuglasile prva i treća autorica. Obje hrvatske inačice, kao i njihov povratni engleski prijevod, verificirali su autorice i profesor engleskog jezika.

Stupanj svojeg (ne)slaganja s pojedinim tvrdnjama ispitanik izražava na skali procjene od 7 stupnjeva ($1 = uopće se ne slažem$; $7 = potpuno se slažem$). Ukupni rezultat na skali i pojedinim subskalama određuje se kao prosječna vrijednost procjena na pripadajućim česticama, pa se teoretski raspon rezultata kreće između 1 i 7. Pritom veći rezultat upućuje na veću izraženost potrebe za dramom, odnosno njezinih komponentnih osobina koje su definirane pojedinim subskalama.

3. Opis uzoraka

Hrvatska inačica Skale potrebe za dramom prvi je put primijenjena u istraživanju u kojem je sudjelovalo 166 studenata (55 mladića i 111 djevojaka) s različitih odjela Sveučilišta u Zadru (Ninković i Ćubela Adorić, 2017). Na svim je odjelima primjena skale provedena u manjim grupama studenata, na početku nastave iz različitih kolegija (v. detaljnije kod Ninković, 2017). Dob sudionika u ovom uzorku varira u rasponu od 18 do 30 godina ($M = 20.76$, $SD = 2.04$). U drugoj primjeni, koja je provedena individualno, sudjelovalo je 320 odraslih (125 muškaraca i 195 žena) u dobi od 18 do 62 godine ($M = 36.52$, $SD = 12.96$) (Ćubela Adorić i Vulin, 2019). Sudionici su regrutirani iz različitih dijelova RH postupkom snježne grude (v. detaljnije kod Vulin, 2019).

4. Psihometrijska svojstva

4.1 Faktorska struktura

S ciljem analize latentne strukture ove skale, provedena je konfirmacijska faktorska analiza u programu AMOS. Prije ove analize, provjerena je pogodnost ulaznih matrica za faktorizaciju. Dobivene vrijednosti Bartlettova testa sfericiteta su u obama uzorcima značajne (*studenti*: $\chi^2(66) = 592.54$, $p < .001$; *odrasli*: $\chi^2(66) = 916.35$, $p < .001$). Vrijednosti Kaiser-Meyer-Olkinova indeksa također su zadovoljavajuće u uzorku studenata (.81) kao i u uzorku odraslih (.83).

U skladu s pretpostavkama u konstrukciji izvorne skale, kao i rezultatima provjere faktorske strukture njezine izvorne inačice (Frankowski i sur., 2016), u konfirmacijskoj analizi je testiran model s tri faktora prvog reda (IM, ID i IŽ), koji definiraju čestice s odgovarajućih subskala, i jednim faktorom višeg reda (SPD), koji definiraju tri faktora prvog reda. Na slikama 1 i 2 prikazan je testirani hijerarhijski model sa standardiziranim vrijednostima zasićenja koje su dobivene u uzorcima studenata i odraslih, a u Tablici 1 prikazane su dobivene vrijednosti sljedećih parametara za ocjenu pristajanja ovog modela podacima u pojedinim uzorcima: omjer χ^2 i stupnjeva slobode, CFI (engl. *Comparative Fit Index*), RMSEA (engl. *Root-Mean-Square Error of Approximation*), SRMR (engl. *Standardized Root-Mean-Square Residual*) i AIC (engl. *Akaike Information Criterion*). Kao što se može vidjeti, testirani model pokazuje zadovoljavajuće pristajanje modela podacima u obama uzorcima (usp. Hu i Bentler, 1999). Usporedbe radi, model s jednim faktorom prvog reda, koji pret-

postavlja samo unitarnost, ali ne i kompleksnost potrebe za dramom (onako kako se ispituje ovim nizom čestica), pokazuje lošije pristajanje podacima u obama uzorcima (*studenti*: $\chi^2/df = 3.99$, $p < .001$, CFI = .70, RMSEA [90 % CI] = .13 [.12, .15], SRMR = .11, AIC = 263.60; *odrasli*: $\chi^2/df = 4.85$, $p < .001$, CFI = .76, RMSEA [90 % CI] = .11 [.10, .12], SRMR = .09, AIC = 309.90).

Tablica 1

Vrijednosti indeksa pristajanja hijerahijskog modela s tri pretpostavljena faktora prvog reda i jednim faktorom višeg reda podacima u uzorcima studenata (N = 166) i odraslih (N = 320)

Uzorak	χ^2/df	p	CFI	RMSEA [90 % CI]	PCLOSE	SRMR	AIC
Studenti	1.51	.01	.95	.056 [.027, .080]	.34	.065	131.09
Odrasli	1.86	.00	.95	.052 [.035, .068]	.40	.046	148.75

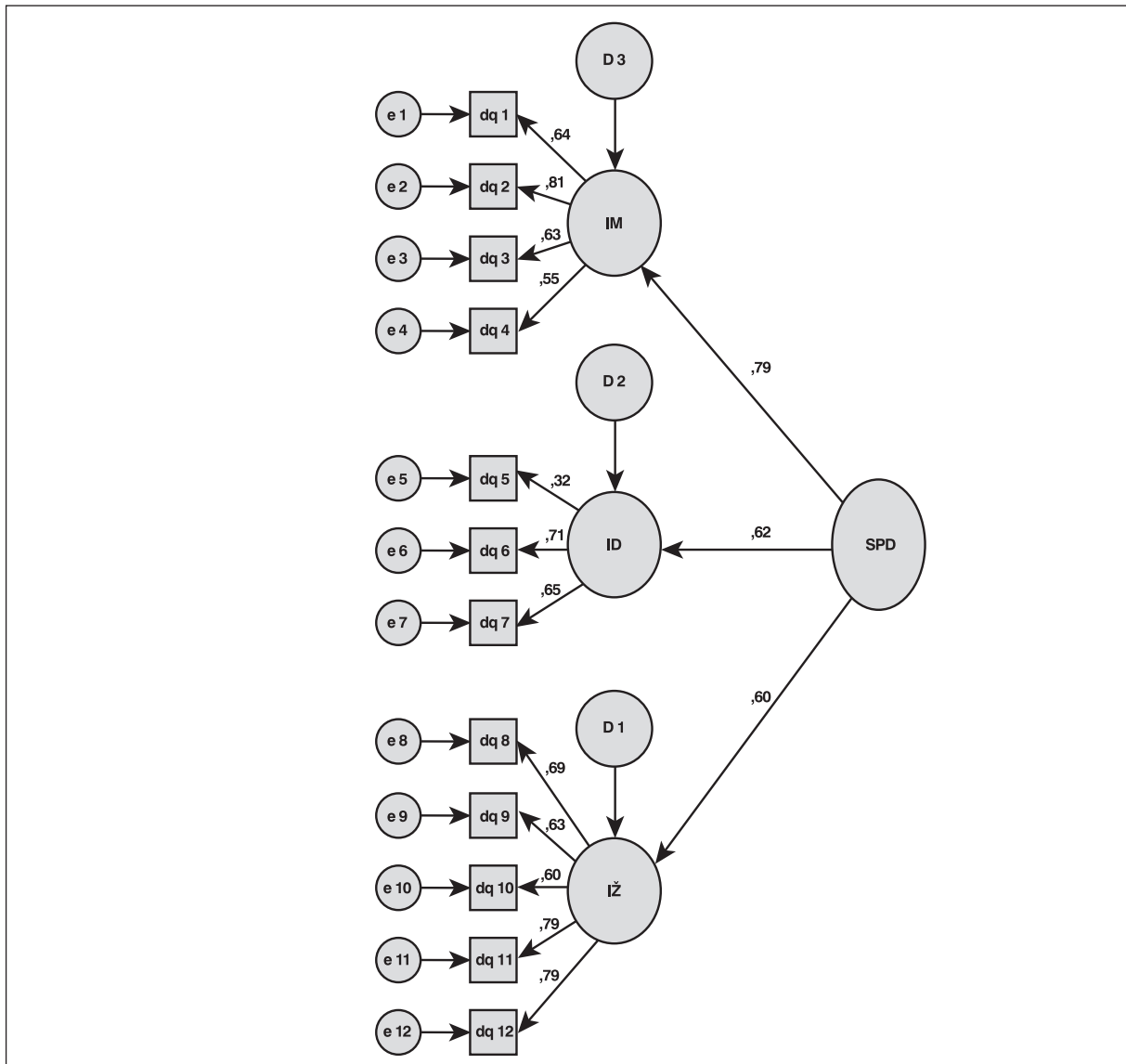
Premda su rezultati ovih analiza u skladu sa zaključkom autora izvorne verzije da se sklonost dramatiziranju, kako je mjeri ovaj instrument, može koncipirati kao kompleksna ali unitarna osobina (Frankowski i sur., 2016), uvid u obrasce dobivenih vrijednosti zasićenja u objema primjenama sugerira da faktorska valjanost ove skale i njezinih subskala ipak nije toliko zadovoljavajuća i da su, u tom pogledu, potrebna određena daljnja poboljšanja.

Kao što se može vidjeti na Slici 1, u prvoj su primjeni zasićenja čestica faktorima prvog reda zadovoljavajuće visoka (.55–.81), osim čestice br. 5 (.32). Imajući u vidu mali broj čestica koje pripadaju istoj subskali (ID), valjanost ove čestice u drugoj primjeni pokušala se poboljšati njezinom reformulacijom (usp. odjeljak Opis skale), što je doista rezultiralo većim zasićenjem u drugoj primjeni (.62). S druge strane, u drugoj primjeni čestica br. 4 (*Ponekad okrenem ljude jedne protiv drugih kako bih dobio ono što želim.*) imala je relativno niže zasićenje (.44) nego u prvoj primjeni (.55). Treba uočiti i da faktor IM, koji definira i čestica br. 4, u prvoj primjeni ima razmjerno najviše a u drugoj primjeni razmjerno najniže zasićenje na faktoru višeg reda. Imajući u vidu sadržaj ove i ostalih čestica koje definiraju IM, odnosno moguću osjetljivost ispitanika na socijalne reperkusije odgovora koji se odnose na sklonost interpersonalnoj manipulaciji, opisane razlike između rezultata dviju primjena mogu reflektirati razlike u postupku primjene (grupno u prvoj, individualno u drugoj primjeni). Premda su sudionici u obama uzorcima skalu popunjavali anonimno, osjećaj anonimnosti ipak je manji pri individualnoj primjeni instrumenta, što može pridonositi socijalno poželjnom odgovaranju. Ovu pretpostavku trebala bi dokumentirati istraživanja sa sudionicima iz iste populacije, u čiji bi nacrt poželjno bilo uključiti i neku mjeru socijalno poželjnog odgovaranja.

Nadalje, premda u obama uzorcima faktori prvog reda imaju uglavnom zadovoljavajuće visoka zasićenja na generalnom faktoru, taj se obrazac, kao što je već istaknuto, razlikuje: dok u uzorku odraslih najveće zasićenje ima faktor izigravanja žrtve, a najmanje zasićenje faktor interpersonalne manipulativnosti, u uzorku studenata je upravo obrnuto. Razlike u obrascima korelacija među odgovarajućim subskalama (Tablica 2) također upućuju na razliku u strukturi potrebe za pripadanjem u dvama uzorcima, koja može biti naprosto posljedica prije opisanih razlika u formulaciji čestica u dvjema primjenama, kao i razlike u postupku primjene. No, nije isključena mogućnost i stvarnih razlika među komponentnim osobinama i njihova različitog doprinosa potrebi za dramatiziranjem u različitim razvojnim razdobljima ili kod različitim skupina prema nekom drugom obilježju (usp. navod u vezi sa spolnim razlikama u odjeljku o deskriptivnim parametrima). Ovo pitanje invarijantnosti latentne strukture mogu razmotriti neka buduća istraživanja s nacrtom koji uključuje korištenje istog postupka primjene identične inačice ovog instrumenta.

Slika 1

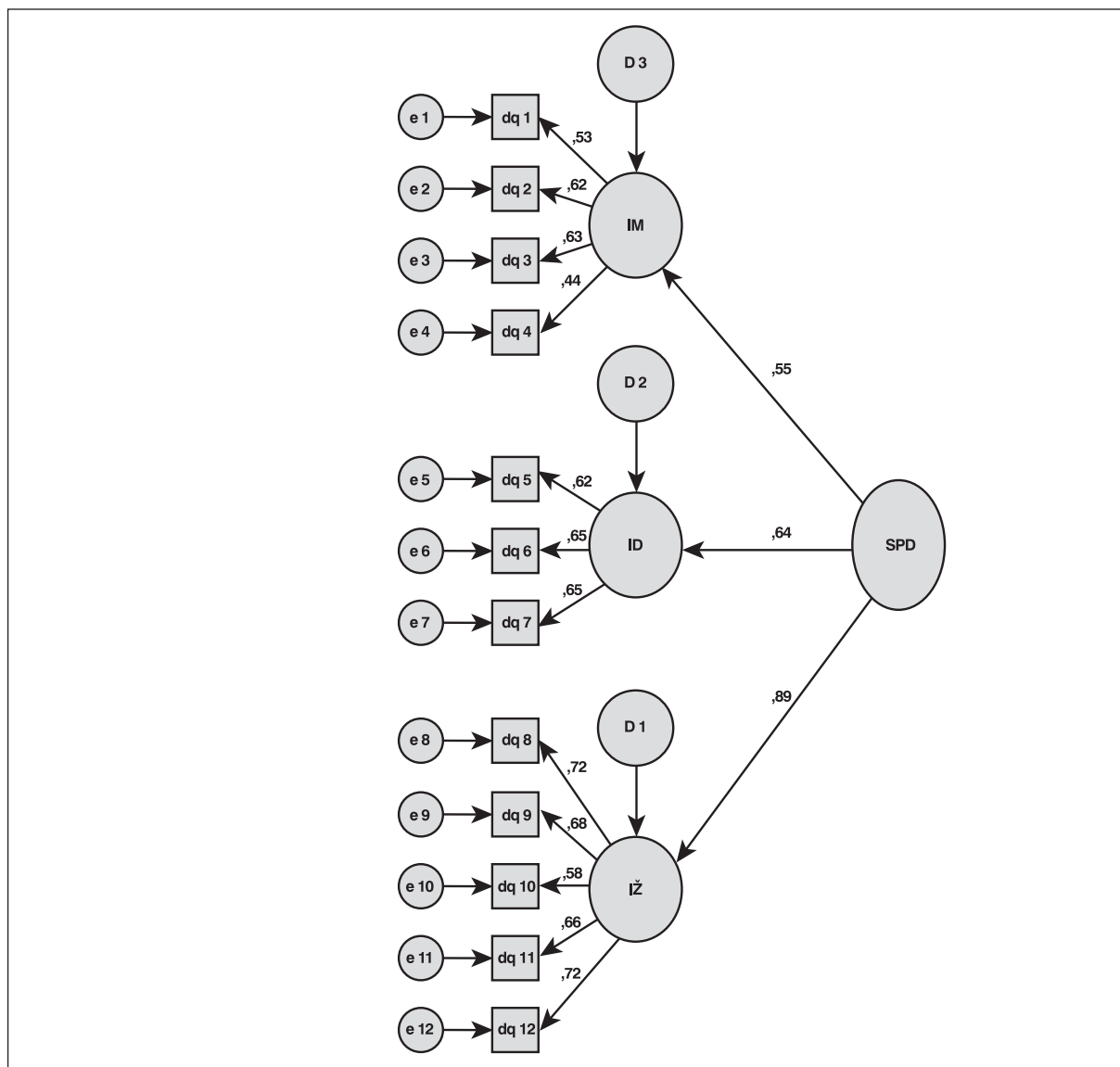
Rezultati konfirmacijske faktorske analize Skale potrebe za dramom u uzorku studenata (N = 166): standardizirana faktorska zasićenja čestica i faktora prvog reda u hijerarhijskom modelu s tri faktora prvog reda i jednim generalnim faktorom



Napomena. dq1–dq12 = čestice Skale potrebe za dramom, koje su numerirane slijedom kojim su poredane u Skali; IM = interpersonalna manipulativnost; ID = impulzivna direktnost; IŽ = izigravanje žrtve; SPD = potreba za dramom. Sve vrijednosti zasićenja čestica i faktora prvog reda značajne su uz $p < .001$, osim čestice dq5, čije je zasićenje značajno uz $p < .01$.

Slika 2

Rezultati konfirmacijske faktorske analize Skale potrebe za dramom u uzorku odraslih (N = 320): standardizirana faktorska zasićenja čestica i faktora prvog reda u hijerarhijskom modelu s tri faktora prvog reda i jednim generalnim faktorom



Napomena. dq1–dq12 = čestice Skale potrebe za dramom, koje su numerirane slijedom kojim su poredane u Skali; IM = interpersonalna manipulativnost; ID = impulzivna direktnost; IŽ = izigravanje žrtve; SPD = potreba za dramom. Sve vrijednosti zasićenja čestica i faktora prvog reda značajne su uz $p < .001$.

Tablica 2

Korelacije među subskalama Skale potrebe za dramom u uzorcima studenata (iznad dijagonale; N = 166) i odraslih (ispod dijagonale; N = 320)

Subskala	1.	2.	3.
1. interpersonalna manipulativnost	—	.33***	.39***
2. impulzivna direktnost	.24***	—	.23**
3. izigravanje žrtve	.35***	.43***	—

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

4.2 Pouzdanost skale i subskala

U Tablici 3 prikazane su dobivene vrijednosti Cronbachova alfa koeficijenta, prosječnih korelacija među česticama, kao i nespurioznih korelacija pojedinih čestica s ukupnim rezultatom na cijeloj skali i trima subskalama u prvoj i drugoj primjeni. Kao što se može vidjeti, subskala IŽ u objema je primjenama pokazala zadovoljavajuću unutarnju konzistenciju. Kod preostalih dviju subskala niže vrijednosti Cronbachova alfa koeficijenta nisu rezultat samo manjeg broja čestica, već i niskih povezanosti pojedinih čestica, što se posebice odnosi na česticu br. 5 na subskali ID u prvoj primjeni i česticu br. 4 na subskali IM u drugoj primjeni. Kao što je pokazala i analiza latentne strukture, čestica br. 5 u izravnom prijevodu s izvornika ima vrlo malo zajedničke varijance s ostalim česticama na istoj subskali, odnosno na cijeloj skali. Premda je pouzdanost cijele skale u toj primjeni na prvi pogled zadovoljavajuće visoka ($\alpha = .81$), odlučili smo u drugoj primjeni njezinom reformulacijom pokušati povećati homogenost cijele skale, kao i subskale ID kojoj ta čestica pripada. To je rezultiralo primjetnim povećanjem homogenosti ove subskale (s .57 na .68), ali se homogenost cijele skale nije povećala. Uvid u obrazac nespurioznih korelacija svih čestica u drugoj primjeni sugerira da su tomu uzrok slabije povezanosti čestica sa subskale IM, posebice čestice br. 5. Kao što je istaknuto u prethodnom odjeljku, čini se da je odgovaranje na čestice na subskali IM osjetljivo na način primjene, odnosno na sklonost davanju socijalno poželjnih odgovora pri individualnoj primjeni ovog instrumenta. O tome bi u eventualnim budućim primjenama trebalo povesti računa. Također bi se moglo razmotriti dodavanje novih čestica kako bi se poboljšala unutarnja konzistencija ove subskale, kao i subskale ID.

Tablica 3

Rezultati analize pouzdanosti tipa unutarnje konzistencije cijele skale i triju subskala u uzorcima studenata (N = 166) i odraslih (N = 320): nespuriozne korelacije čestica s ukupnim rezultatom, prosječne korelacije među česticama i vrijednosti Cronbachova alfa koeficijenta

Redni broj čestice	Studenti				Odrasli			
	SPD	IM	ID	IŽ	SPD	IM	ID	IŽ
1.	.48	.55			.30	.43		
2.	.54	.65			.42	.43		
3.	.46	.53			.39	.48		
4.	.40	.43			.26	.35		
5.	.06		.28		.43		.48	
6.	.39		.51		.44		.47	
7.	.46		.38		.39		.52	
8.	.55			.61	.54			.62
9.	.51			.57	.55			.59
10.	.47			.54	.50			.50
11.	.55			.70	.52			.58
12.	.56			.70	.56			.63
Prosječna korelacija među česticama	.26	.42	.32	.49	.25	.31	.41	.45
Cronbach α	.81	.74	.57	.82	.80	.64	.68	.80

4.3 Deskriptivni parametri i osjetljivost

U Tablici 4 prikazani su osnovni deskriptivni parametri Skale potrebe za dramom u dvama uzorcima. Kao što se može vidjeti, dobiveni rasponi rezultata na cijeloj skali i subskalama uglavnom korespondiraju s teoretskim (1.00–7.00). Rezultati Kolmogorov-Smirnovljeva testa (d) i Shapiro-Wilkova testa (W) pokazuju da distribucije rezultata na cijeloj skali ne odstupaju od normalne. No, distribucije rezultata na subskalama pokazuju određena odstupanja, posebice u uzorku odraslih, u kojem je primjena bila individualna. Na subskali IM distribucije su pozitivno asimetrične (što je, barem u slučaju spomenute subskale, u skladu s prije iznesenom interpretacijom o njezinoj osjetljivosti na socijalno poželjno odgovaranje). Sličan, ali slabije izražen pomak evidentiran je u drugoj primjeni na subskali IŽ; no u objema primjenama distribucija na ovoj subskali pokazala se platikurtičnom. Na subskali ID distribucija je u drugoj primjeni blago negativno asimetrična i platikurtična, dok u prvoj primjeni ne pokazuje značajnija odstupanja ni u jednom smjeru.

U skladu s navedenim, prosječne vrijednosti na IM subskali u obama su uzorcima niže u odnosu na ostale subskale. Na ovoj subskali muški sudionici u uzorku odraslih imaju, u prosjeku, značajno veći rezultat od sudionica (2.94 vs. 2.32, $t(318) = 4.70$, $p < .001$), što je zapravo jedina značajna spolna razlika u objema primjenama. Na cijeloj skali, kao i na ostalim subskalama, muškarci i žene se, u prosjeku, ne razlikuju značajno (svi $p > .05$). Ovakav obrazac spolnih razlika u skladu je s rezultatima koje su u američkom uzorku dobili Frankowski i suradnici (2016). U istom je istraživanju utvrđeno da nema razlika u obrascima faktorskih zasićenja između podskupina muških i ženskih sudionika, na temelju čega su autori zaključili da ova skala nije spolno pristrana mjera potrebe za dramom. No, u toj analizi nije potvrđena invarijantnost intercepta, koji su na svim česticama koje pripadaju subskali IM bili veći u podskupini muških sudionika. Drugim riječima, ova je skala osjetljiva na spolne razlike u sklonosti dramatiziranju, koje se, međutim, ne odnose na strukturu ove kompleksne osobine već na razliku u izraženosti jedne njezine sastavnice (konkretno: tendencije interpersonalne manipulacije, koja je, u prosjeku, izraženija kod muškaraca nego kod žena).

Tablica 4

Osnovni deskriptivni pokazatelji Skale potrebe za dramom u uzorcima studenata ($N = 166$) i odraslih ($N = 320$)

(sub)skala	M	min	max	SD	IA	IS	K-S d	W
<i>Uzorak: studenti</i>					($SE = .19$)	($SE = .37$)		
1. cijela skala	3.47	1.08	6.17	0.99	0.13	-0.01	.05	.99
2. subskala IM	2.97	1.00	7.00	1.32	0.60	-0.08	.11*	.96***
3. subskala ID	4.02	1.00	7.00	1.24	0.04	-0.06	.08	.98*
4. subskala IŽ	3.55	1.00	7.00	1.38	0.08	-0.79	.07	.98*
<i>Uzorak: odrasli</i>					($SE = .14$)	($SE = .27$)		
1. cijela skala	3.44	1.00	6.59	1.00	0.08	-0.22	.03	.99
2. subskala IM	2.56	1.00	6.75	1.20	0.71	0.19	.11**	.94***
3. subskala ID	4.45	1.00	7.00	1.44	-0.26	-0.60	.09*	.98***
4. subskala IŽ	3.32	1.00	7.00	1.37	0.45	-0.38	.08*	.97***

Napomena. IA = indeks asimetričnosti; IS = indeks spljoštenosti; K-S d = Kolmogorov-Smirnovljev d indeks; W = Shapiro-Wilkov W indeks.

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

Frankowski i suradnici (2016) također su utvrdili da u uzorcima odraslih rezultati na cijeloj skali i, posebice, na subskali IM pokazuju tendenciju blagog opadanja u funkciji dobi sudionika (cijela skala: između $-.15$ i $-.23$, $p < .05$; subskala IM: između $-.22$ i $-.33$, $p < .001$), dok u uzorku studenata, u kojem je dobní raspon i dosta ograničen, nije bilo značajne povezanosti. Slična tendencija utvrđena je i u primjeni hrvatske inačice: u uzorku studenata nijedna korelacija s dobi nije se pokazala značajnom (svi $p > .05$), a u uzorku odraslih utvrđena je niska negativna povezanost dobi samo s rezultatima na subskali IM ($r = -.11$, $p = .04$). Analize prema spolu pokazale su da takva tendencija postoji prije svega u podskupini muških sudionika (muškarci: $r = -.16$, $p = .07$; žene: $r = -.05$, $p = .48$).

4.4 Konvergentna i divergentna valjanost

Imajući u vidu konceptna preklapanja između potrebe za dramom, odnosno njezinih komponentnih osobina i crta mračne trijade, u obama su uzorcima ispitane povezanosti rezultata na ovoj skali s rezultatima na Kratkoj skali mračne trijade (Jones i Paulhus, 2014), odnosno njezinim subskalama psihopatije, makijavelizma i narcizma. U skladu s obrascem rezultata koji su u uzorku američkih ispitanika dobili Frankowski i suradnici (2016), ukupni rezultat na ovoj skali u obama uzorcima pozitivno i umjereno visoko korelira prije svega s rezultatima na subskalama makijavelizma i psihopatije (između $.51$ i $.58$), dok su korelacije sa subskalom narcizma značajne ali niže (između $.25$ i $.39$, svi $p < .001$). Crte mračne trijade mogu zajedno objasniti oko 41 % varijance rezultata na SPD u uzorku studenata i oko 37 % varijance rezultata na SPD u uzorku odraslih, pri čemu su, u obama uzorcima značajni prediktori samo makijavelizam i psihopatija, s kojima potreba za dramom dijeli sklonost manipulaciji i impulzivnost. Analize na razini subskala pokazale su da, u obama uzorcima, sve subskale SPD koreliraju pozitivno sa subskalama na mjeri mračne trijade, ali pritom mogu objasniti razmjerno veći dio varijance makijavelizma (28–34 %) i psihopatije (30–36 %) nego narcizma (12–16 %). Pritom se subskala interpersonalne manipulacije pokazala dosljedno značajnim prediktorom crta mračne trijade, skala izigravanja žrtve također je nezavisni prediktor makijavelizma i psihopatije, dok je impulzivna direktnost, kako je mjeri SPD, imala nezavisan doprinos samo u objašnjavanju varijance psihopatije.

U uzorku studenata ispitana je i povezanost s rezultatima na Rosenbergovoj skali samopoštovanja, koja se pokazala značajnom za ukupni rezultat na Skali potrebe za dramom ($r = -.32$, $p < .001$) te za rezultat na subskali izigravanja žrtve ($r = -.44$, $p < .001$) (Ninković, 2017; Ninković i Ćubela Adorić, 2017). Dobiveni obrazac u skladu je s rezultatima koje su u američkom uzorku dobili Frankowski i suradnici (2016), te daljnji prilog pretpostavci o maladaptivnosti potrebe za dramom. U našem istraživanju se pokazalo da, i kad se uključí u skup prediktora zajedno s crtama mračne trijade, potreba za dramom ostaje značajan negativni prediktor samopoštovanja (Ninković i Ćubela Adorić, 2017).

U prilog pretpostavljenoj maladaptivnosti potrebe za dramom, kako je ispituje ova skala, govori i obrazac povezanosti sa strategijama samoregulacije negativnih emocija, mjerenih Upitnikom kognitivne emocionalne regulacije (Soldo i Vulić-Prtorić, 2018), koje su ispitane u uzorku odraslih. Ukratko, ukupni rezultat na Skali potrebe za dramom korelira pozitivno prije svega s korištenjem maladaptivnih strategija (poput samookrivljavanja, okrivljavanja drugih, ruminiranja i katastrofiziranja), pri čemu je izigravanje žrtve dosljedno značajan pozitivni prediktor korištenja ovih strategija, a interpersonalna manipulativnost dodatno pridonosi objašnjenju varijance okrivljavanja drugih (Ćubela Adorić i Vulin, 2019). Subskala interpersonalne manipulacije pokazala se i negativnim prediktorom korištenja strategije prihvatanja. Povezanosti s drugim strategijama regulacije, poput refokusiranja na planiranje ili reprocjene, nisu bile značajne. Konačno, u istom su istraživanju ispitane povezanosti sa strategijama reguliranja negativnih emocija drugih ljudi (mjerenih Skalom interpersonalnog upravljanja emocijama, Little i suradnika, 2011, koju su adaptirale Ivaković i Ćubela Adorić, 2016). Općenito, potreba za dramom (posebice njezina komponenta izigravanja

žrtve) pokazala se povezanom prije svega s tendencijom supresije negativnih emocionalnih reakcija drugih. S drugim strategijama, koje se odnose na moduliranje antecedenata negativnih emocija drugih, potreba za dramom nije se pokazala povezanom. Premda na prvi pogled možda neočekivan, izostanak povezanosti s komponentom interpersonalne manipulacije zapravo je u skladu s pretpostavkom da je kod potrebe za dramom fokus pojedinca ponajviše na njemu samome, a ne toliko na drugima. U skladu s tim su i razmjerno slabije povezanosti ove skale i njezinih subskala s mjerama strategija interpersonalne regulacije (npr. značajne povezanosti sa strategijom supresije emocionalnih reakcija variraju između .12 i .20) u odnosu na povezanosti s mjerama strategija samoregulacije (za prije spomenute maladaptivne strategije te povezanosti su u rasponu .15–.39) (Čubela Adorić i Vulin, 2019).

Ukratko, obrasci povezanosti rezultata na Skali potrebe za dramom i njezinim subskalama s relevantnim mjerama u personalnoj i interpersonalnoj domeni upućuju na zadovoljavajuću konvergentnu i divergentnu valjanost.

Zaključno, hrvatska inačica Skale potrebe za dramom pokazala je razmjerno zadovoljavajuće metrijske karakteristike i može se preporučiti za daljnje korištenje prije svega u istraživačke svrhe. Rezultati dosadašnjih primjena sugeriraju da, barem u individualnoj primjeni ovog instrumenta, odgovori ispitanika mogu biti podložni tendenciji socijalno poželjnog odgovaranja (što bi u budućim primjenama bilo poželjno i provjeriti uključivanjem u nacrt istraživanja i neke mjere ove tendencije). Također, može se razmotriti dodavanje novih čestica subskalama interpersonalne manipulacije i impulzivne direktnosti, kako bi se povećala njihova unutarnja konzistencija, kao i konzistencija cijele skale. Unatoč postojećim manjkavostima, trenutna inačica instrumenta, koja je prikazana u ovom prilogu, pokazala je zadovoljavajuću valjanost i osjetljivost u ispitivanju jedne složene i potencijalno maladaptivne osobine u personalnom kao i interpersonalnom kontekstu.

Literatura

- Blagov, P. S., Flower, K. A. i Lilienfeld, S. O. (2007). Histrionic personality disorder. U: W. O'Donohue, K. A. Fowler i S. O. Lilienfeld (Ur.), *Personality disorders: Toward the DSM-V* (str. 203–232). SAGE Publications.
- Ćubela Adorić, V. i Vulin, A. (2019, rujan). *Need for drama and strategies of self- and interpersonal negative emotions regulation*. Priopćenje na skupu 8. međunarodni kongres psihologov Slovenije, Zreče, Slovenija.
- Davison, G. C. i Neale, J. M. (1999). *Psihologija abnormalnog doživljavanja i ponašanja*. Naklada Slap.
- Frankowski, S., Lupo, A. K., Smith, B. A., Dane`El, M., Ramos, C. i Morera, O. F. (2016). Developing and testing a scale to measure need for drama. *Personality and Individual Differences*, 89, 192–201.
- Hu, L. i Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternations. *Structural Equation Modeling*, 6, 1–55.
- Ivaković, F. i Ćubela Adorić, V. (2016, travanj). *Faktorska struktura i pouzdanost hrvatske inačice Skale upravljanja emocijama drugih*. Priopćenje na skupu 23. Dani Ramira i Zorana Bujasa, Zagreb, Hrvatska.
- Jones, D. N. i Paulhus, D. L. (2014). Introducing the Short Dark Triad (SD3): a brief measure of dark personality traits. *Assessment*, 21(1), 28–41.
- Little, L. M., Kluemper, D., Nelson, D. L. i Gooty, J. (2011). Development and validation of the Interpersonal Emotion Management Scale. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 85, 407–402.
- Ninković, T. (2017). *Povezanost sklonosti dramatiziranju sa samopoštovanjem i crtama ličnosti mračne trijade* [Završni rad]. Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru.
- Ninković, T. i Ćubela Adorić, V. (2017, studeni). *Povezanost sklonosti dramatiziranju sa samopoštovanjem i crtama ličnosti mračne trijade: Rezultati preliminarnog istraživanja na uzorku studenata*. Priopćenje na skupu 25. Godišnja konferencija hrvatskih psihologa, Zadar, Hrvatska.
- Soldo, L. i Vulić-Prtorić, A. (2018). Upitnik kognitivne emocionalne regulacije (CERQ). U: A. Slišković, I. Burić, V. Ćubela Adorić, M. Nikolić i I. Tucak Junaković (Ur.), *Zbirka psihologijskih skala i upitnika: Svezak IX*. (str. 47–58). Zadar: Sveučilište u Zadru.
- Vulin, A. (2019). *Povezanost crta mračne trijade i sklonosti dramatiziranju sa samoregulacijom i interpersonalnom regulacijom emocija* [Diplomski rad]. Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru.

SKALA POTREBE ZA DRAMOM

Koliko se slažete sa sljedećim tvrdnjama? Pročitajte ih pažljivo i uz svaku od njih zaokružite odgovarajući broj na skali procjene od 1 do 7. Značenje pojedinih procjena na toj skali je sljedeće:

1	2	3	4	5	6	7
uopće se ne slažem	uglavnom se ne slažem	donekle se ne slažem	niti se slažem, niti se ne slažem	donekle se slažem	uglavnom se slažem	u potpunosti se slažem

1. Ponekad je zabavno unijeti malo nemira među ljude.	1	2	3	4	5	6	7
2. Ponekad kažem nešto loše o nekome u nadi da će ta osoba doznati što sam rekao.	1	2	3	4	5	6	7
3. Neke stvari kažem ili napravim samo da vidim kako će drugi reagirati.	1	2	3	4	5	6	7
4. Ponekad okrenem ljude jedne protiv drugih kako bih dobio ono što želim.	1	2	3	4	5	6	7
5. Jezik mi je često brži od pameti.	1	2	3	4	5	6	7
6. Uvijek otvoreno kažem ono što mislim ili osjećam, a posljedice snosim poslije.	1	2	3	4	5	6	7
7. Često mi je teško svoje komentare zadržati za sebe.	1	2	3	4	5	6	7
8. Ljudi koji se ponašaju kao da su mi prijatelji zapravo su mi zabili nož u leđa.	1	2	3	4	5	6	7
9. Ljudi o meni često govore iza mojih leđa.	1	2	3	4	5	6	7
10. Često se pitam zašto se meni događaju tako glupe stvari.	1	2	3	4	5	6	7
11. Za neke mi se ljude čini da su u mojem životu samo zato da mi napakoste.	1	2	3	4	5	6	7
12. Puno je ljudi koji su prema meni pogriješili.	1	2	3	4	5	6	7

Napomena: Postupak izračunavanja ukupnog rezultata na skali i subsklama prikazan je u *Opisu skale*. Čestice br. 1–4 pripadaju subskali interpersonalne manipulativnosti, čestice br. 5–7 pripadaju subskali impulzivne direktnosti, a čestice br. 8–12 pripadaju subskali izigravanja žrtve.

Skala stava o egalitarnosti rodni uloga (u braku) i njezine ostvarenosti¹

Konstruirala i priredila: Ana Šimunić

1. Teorijska osnova

Stav o rodnoj ulozi ili rodna ideologija odnosi se na stavove i vjerovanja pojedinca o ulogama koji su svojstveni muškarcu i ženi. Drugim riječima, odnosi se na to koja ponašanja i karakteristike muškaraca i žena neka osoba prosuđuje kao primjerenima u vlastitom društvu. Upravo zbog važnosti stavova u oblikovanju ponašanja i identiteta pojedinaca, ti aspekti utjecaja mogu biti važniji od toga je li netko muško ili žensko. Pokazalo se da i muškarci i žene imaju tendenciju bazirati svoje odluke u vezi s poslom i obitelji (npr. hoće li raditi puno radno vrijeme ili skraćeno radno vrijeme) na temelju vlastitih stavova o rodni ulogama (Voydanoff, 2002). U istraživanjima odnosa radne i obiteljske uloge i stresa važno je zato uzeti u obzir stav o rodni ulogama nekog pojedinca.

Ovaj stav se tipično razlikuje među pojedincima preko kontinuuma od tradicionalnih do umjerenih pa sve do egalitarnih na drugom kraju kontinuuma. Tradicionalni stavovi potiču postojanje razlika u ulogama muškaraca i žena, u smislu da bi žene trebale pridavati veću važnost i više se posvetiti obiteljskim obvezama, a muškarci radnim obvezama, dok egalitarni ne podržavaju segregaciju po spolu, te potiču jednaka očekivanja od muškaraca i žena unutar radne i obiteljske uloge. Rodna ideologija se usvaja iskustvom, kroz procese socijalizacije, stjecanjem oblika ponašanja, stavova i doživljavanja koji se očekuju i smatraju prikladnim za neku ulogu (Lachman, 1991). Jedan od načina na koji ovi stavovi mogu utjecati na odnos rada i obitelji je uključivanje u tradicionalan ili netradicionalan sustav podjele rada. Dakle, kao i što se prema hipotezi rodni uloga pretpostavlja, moglo bi se očekivati da, među ženama koje provode dosta svojeg vremena u plaćenom radu, žene s tradicionalnom rodnom ideologijom doživljavaju veću razinu ometajućeg utjecaja obitelji zbog radni obveza od žena s egalitarnom rodnom ideologijom. Muškarcima s tradicionalnim stavovima ti stavovi diktiraju da moraju provoditi više vremena skrbeći se za obitelj kroz plaćeni rad. Važno je istaknuti da biti egalitaran ne znači da parovi sve poslove moraju obavljati zajedno ili u isto vrijeme, niti da svatko od njih mora obavljati sve poslove. Egalitarizam je filozofija prema kojoj podjela rada mora biti neovisna o rodu pojedinca. I muškarci i žene mogu biti i tradicionalni i egalitarni u svojoj ideologiji rodni uloga (Korabik i sur., 2008).

Somech i Drach-Zahavy (2007) istražili su različite strategije nošenja s radni i obiteljski obvezama s obzirom na rodnu ideologiju. Tradicionalne žene, kojima je prioritet ispunjavati uloge majke, supruge i kućanice, spremne su dijeliti radne obveze s drugim kolegama ili izvršavati samo prioritetne radne zadatke, tek da zadovolje normativna očekivanja. Tradicionalan muškarac smatra da je za optimalno funkcioniranje obitelji potrebno da je ekonomski osigura. Stoga, za uspješno nošenje s radni i obiteljski obvezama, ulaže resurse u posao, te preferira raspoređivanje obiteljskih dužnosti drugim članovima obitelji, osobito supruzi. Nadalje, egalitarne žene su, za razliku od tradicionalni, spremne smanjiti razinu izvršavanja obiteljskih dužnosti, te često dijele ili prepuštaju njihovo obavljanje drugim članovima, obično suprug. S druge strane, egalitarni muškarci imaju aktivnu ulogu i na poslu i u obitelji, te su spremniji smanjiti ulaganje u

1 Skala stava o egalitarnosti rodni uloga (u braku) i njezine ostvarenosti dostupna je za slobodno korištenje u istraživačke i nastavne svrhe. Autorica moli daljnje korisnike skale da obavijeste o eventualni publikacijama proizišli iz istraživanja u kojima je primijenjena (asimunic@unizd.hr).

radnu ulogu, kako bi ispunili obiteljsku ulogu. Generalno uzevši, tradicionalne žene i egalitarni muškarci, te egalitarne žene i tradicionalni muškarci dijele sličnosti u prioritetima ulaganja vremena i energije. Ovdje je prije svega naglasak na spremnost pojedinca i mogućnost dijeljenja radnih i obiteljskih dužnosti s drugima. Dijeljenje dužnosti u obitelji, odnosno spremnost pojedinca da ih podijeli s bračnim drugom, ovisi i o razini tradicionalnosti supružnika, odnosno o spremnosti partnera/ice da prihvati podjelu.

U cilju ispitivanja uloge tradicionalnosti nasuprot egalitarnosti stava o rodnim ulogama i samih rodnih uloga u predviđanju sukoba radne i obiteljske uloge kod zaposlenih bračnih parova (heteroseksualni partneri) s djecom (Šimunić, 2015), konstruirana je nova skala kojom bi se ispitao stav o egalitarnosti rodnih uloga (u braku) te korespondirajuća skala kojom bi se ispitala ostvarenost navedenog stava. Postojeće skale u području ispitivanja stava o rodnim ulogama i ostvarenih rodnih uloga nisu preuzete zbog zastarjelog i/ili preopćenitog sadržaja čestica, odnosno sadržaja koji nije povezan samo s poslovnom i obiteljskom ulogom. S druge strane, postoje i skale koje su sadržajno odgovarajuće prema obuhvaćenosti roditeljske i partnerske uloge (npr. Bartolac i sur., 2011; Jugović, 2004), ali se novokonstruiranom skalom nastojala opsežnije obuhvatiti i radna uloga.

2. Opis skale

Skala stava o egalitarnosti rodnih uloga (u braku) sadrži 14 čestica nastalih kombinacijom odabranih i modificiranih čestica iz nekih dosadašnjih skala: Skala bračnih uloga (Jacobson, 1952); Idealna partnerska uloga i Idealna roditeljska uloga (Jugović, 2004). Sadržaj čestica obuhvaća stav o karakteristikama i ponašanjima žena i muškaraca u braku, odnosno tko koje odgovornosti i uolikoj mjeri može i mora preuzimati, tko o čemu i u kojoj mjeri može odlučivati, te koliko bi trebali biti posvećeni obitelji, a koliko poslu. Skala ostvarenosti (stava o) egalitarnosti rodnih uloga (u braku) sadrži istih 14 čestica kao u prethodno opisanoj skali, ali je sadržaj čestica prilagođen tomu da odgovori upućuju na stvarno stanje, te postoji posebna verzija za muške i ženske sudionike. Sudionici u obama slučajevima izražavaju stupanj slaganja s pojedinom česticom na skali od 6 stupnjeva (1 = *uopće se ne slažem*; 2 = *ne slažem se*; 3 = *donekle se ne slažem*; 4 = *donekle se slažem*; 5 = *slažem se*; 6 = *u potpunosti se slažem*). Veći rezultati na skalama odražavaju veću razinu egalitarnosti stava o rodnim ulogama bračnih partnera i ostvarene egalitarnosti tih uloga, dok manji odražava manji stupanj egalitarnosti odnosno veću razinu tradicionalnosti stava i stvarnih uloga u braku.

Skale su konstruirane i korištene do sada u cilju ispitivanja uloge tradicionalnosti nasuprot egalitarnosti stava o rodnim ulogama, ostvarenosti tih stavova, razine podudarnosti stava i stvarnog stanja i podudarnosti stavova bračnih partnera u predviđanju sukoba radne i obiteljske uloge kod zaposlenih bračnih parova s djecom (Šimunić, 2015). Stoga kod primjene skala treba uzeti u obzir da su prilagođene provedbi na zaposlenim roditeljima u heteroseksualnoj bračnoj vezi.

3. Opis uzorka

Validacija Skale stava o egalitarnosti rodnih uloga (u braku) i njezine ostvarenosti provedena je na uzorku od 320 bračnih partnera (320 muškaraca i 320 žena, ukupno 640 pojedinaca), s najmanje 6 mjeseci radnog staža na istom radnom mjestu s punim radnim vremenom. Sudionici su bili iz različitih dijelova Hrvatske, a većina je bila iz Zadarske županije. Imali su od 24 do 63 godine ($M = 41.03$, $SD = 8.01$) i imali su najmanje jedno dijete koje živi s njima. Većina kućanstava imala je prosječno 4 člana (2 djece). Prosječna dob najmlađeg djeteta bila je 8 godina, a najstarijeg 12 godina. Ukupni mjesečni dohodak bio je od 8001 do 10 000 kuna. Sudionici su bili vrlo raznoliki prema svojim radnim mjestima, uključujući frizere, strojare, automehaničare, vozače, ugostitelje, odgajatelje, policajce, inženjere elektrotehnike,

ekonomiste, liječnike, psihologe, pravnike itd. Većina sudionika bila je srednjoškolskog i visokoškolskog obrazovanja.

4. Psihometrijska svojstva skale

4.1. Faktorska struktura

Uzimajući u obzir da su skale namijenjene ispitivanju različitih konstrukata (stav vs. ostvarenost) i da su novokonstruirane, provedene su eksploracijske faktorske analize (metoda ekstrakcije: model zajedničkih faktora s procjenom komunaliteta kao R^2 uz Kaiser-Guttmanov kriterij ekstrakcije faktora) u programu STATISTICA 13 zasebno za svaku skalu. Preliminarna verzija skale uključivala je 15 čestica. Također, s obzirom na to da je bilo bitno da se skale primjenjuju u jednakom obliku kod muškaraca i žena, faktorska struktura je, uz provjeru na cjelokupnom uzorku, provjerena i posebno na muškarcima i ženama. U svim primjenama navedene metode faktorske analize utvrđene su jednofaktorske strukture skala uz izbacivanje čestice *Žena je jednako sposobna kao i muškarac napraviti manje popravke u kućanstvu* kod skale kojom se ispituje stav, te korespondirajuće čestice *Moja je supruga sposobna jednako kao i ja napraviti manje popravke u kućanstvu* (verzija za muškarce) / *Jednako sam sposobna napraviti manje popravke u kućanstvu kao i moj suprug* (verzija za žene) zbog nedovoljne zasićenosti faktorom ($< .30$). Faktor utvrđen kod skale kojom se ispituje stav o rodnim ulogama u braku objašnjava 29.9 % na cijelom uzorku sudionika, te 32.1 % kod muškaraca, a 23.4 % kod žena. Faktor utvrđen kod skale kojom se ispituje ostvarenost stava o rodnim ulogama u braku objašnjava 24.1 % na cijelom uzorku sudionika, te 25.7 % kod muškaraca, a 23.6 % kod žena. Primjeri čestica koje imaju najveća faktorska zasićenja su *Suprug bi trebao odlučiti o tome kako potrošiti dodatni novac* i *Očevi i majke trebaju imati jednaku odgovornost igrati se s djecom u svoje slobodno vrijeme* te *(Važno je da) ja, jednako koliko i moja supruga, vodim računa o školskim obvezama djece* i *Ja i moja supruga imamo jednaku odgovornost igrati se s djecom u naše slobodno vrijeme* (čestice verzije skale za muškarce). Provjera faktorske strukture skala rezultirale su skalama od ukupno 14 čestica. Konačna faktorska struktura skala prikazana je u Tablicama 1 i 2. Veći rezultat na skalama odražava pozitivniji stav o egalitarnosti rodni uloga u braku i veću razinu egalitarnosti (manju razinu tradicionalnosti) stvarnih uloga u braku.

Tablica 1
Faktorska struktura skale Stava o egalitarnosti rodni uloga u braku

	Čestica	r_{IF} (svi)	r_{IF} (m)	r_{IF} (ž)
1.	Supruga ima jednako pravo kao i njezin suprug...	-.58	-.59	-.44
2.	Suprug bi trebao odlučiti o tome kako potrošiti...	-.67	-.70	-.54
3.	Supruga bi se trebala više brinuti oko obveza...	-.60	-.63	-.57
4.	Supruga treba svoje potrebe prilagođavati...	-.59	-.60	-.53
5.	Supružnici bi trebali imati podjednaku...	-.49	-.50	-.47
6.	Ako se dijete razboli i ne može ići u školu...	-.49	-.57	-.49
7.	Osobni dohodak žena bi trebao biti jednako...	-.31	-.31	-.32
8.	Supruga ne bi trebala otići na poslovni put...	-.51	-.48	-.50
9.	Ako žena i majka smatra da ne ispunjava svoje...	-.40	-.31	-.48

	Čestica	r_{iF} (svi)	r_{iF} (m)	r_{iF} (ž)
10.	Muškarac bi trebao biti glava obitelji.	-.57	-.52	-.59
11.	Karijera supruge trebala bi biti jednako važna...	-.53	-.54	-.50
12.	Važno je da očevi jednako koliko i majke...	-.63	-.69	-.48
13.	Očevi i majke trebaju imati jednaku...	-.64	-.70	-.41
14.	Briga o dječjim izvanškolskim aktivnostima...	-.53	-.61	-.39
	Vrijednost karakterističnog korijena	4.19	4.49	3.28
	Postotak objašnjene varijance	29.9	32.1	23.4

Tablica 2
*Faktorska struktura Skale ostvarenog stava o egalitarnosti rodni uloga u braku
(s primjerima čestica iz verzije za muškarce)*

	Čestica	r_{iF} (svi)	r_{iF} (m)	r_{iF} (ž)
1.	Moja supruga ima jednako pravo kao i ja...	-.42	-.47	-.37
2.	Ja donosim odluke o tome kako potrošiti dodatni...	-.55	-.58	-.52
3.	Moja supruga se više brine oko obveza u vezi s...	-.40	-.31	-.52
4.	Moja supruga svoje potrebe prilagođava mojima.	-.47	-.35	-.60
5.	Ja i moja supruga imamo podjednaku...	-.41	-.41	-.44
6.	Ako se dijete razboli i ne može ići u školu...	-.42	-.53	-.34
7.	Osobni dohodak moje žene mi je jednako bitan...	-.48	-.48	-.48
8.	Supruga ne odlazi na poslovni put (seminar,...	-.42	-.38	-.46
9.	Ako moja supruga smatra da ne ispunjava...	-.40	-.39	-.41
10.	Ja sam glava svoje obitelji.	-.50	-.46	-.53
11.	Karijera moje supruge je jednako važna kao...	-.55	-.58	.54
12.	(Važno je da) ja, jednako koliko i moja supruga...	-.64	-.73	-.53
13.	Ja i moja supruga imamo jednaku odgovornost...	-.61	-.69	-.50
14.	Briga o dječjim izvanškolskim aktivnostima...	-.52	-.56	-.500
	Vrijednost karakterističnog korijena	3.37	3.60	3.30
	Postotak objašnjene varijance	24.1	25.7	23.6

4.2. Osjetljivost

U Tablici 3 prikazani su osnovni deskriptivni parametri i određeni indeksi osjetljivosti Skale stava o egalitarnosti rodni uloga (u braku) i ostvarene egalitarnosti rodni uloga (u braku) razmatrajući cijeli uzorak i uzorke muškaraca i žena. Treba napomenuti da nisu svi sudionici ispunili skale cjelovito, što objašnjava nejednak broj sudionika kod izračuna prikazanih parametara. Utvrđeni osnovni deskriptivni parametri upućuju na normalnu distribuiranost i prihvatljivost primjene parametrijskih analiza na

rezultatima na skalama. Mjere raspršenja upućuju na zadovoljavajuću osjetljivost ovih subskala s tim da je ipak nešto manja diskriminativnost nižih procjena na skalama (veće razine tradicionalnosti). Drugim riječima, vidljiva je tendencija grupiranja rezultata oko viših vrijednosti (veće razine egalitarnosti). Međutim, navedeno se može pripisati i samoj prirodi obuhvaćenog uzorka ispitanika (posebice kad je riječ o ženama) i mjerenih varijabli.

Tablica 3

Prikaz deskriptivnih parametara Skale stava o egalitarnosti rodni uloga (u braku) i ostvarene egalitarnosti rodni uloga (u braku) na cjelokupnom uzorku te uzorku muškaraca i žena

Skala	N	M	C	SD	R	RR(%)	KV	IA	IS	K-S d
Stav (svi)	617	4.01	4.00	0.60	1.93–5.64	74.2	14.9	-0.32	0.25	.04
Stav (muškarci)	305	3.88	3.93	0.61	1.93–5.64	74.2	15.7	-0.37	0.63	.07
Stav (žene)	312	4.15	4.14	0.55	2.50–5.21	54.2	13.4	-0.17	-0.56	.06
Ostvarenost (svi)	538	4.38	4.36	0.70	1.93–6.00	81.4	16.1	-0.12	-0.02	.04
Ostvarenost (muškarci)	268	4.35	4.36	0.72	1.93–6.00	81.4	16.5	-0.11	0.02	.04
Ostvarenost (žene)	270	4.41	4.43	0.69	2.07–6.00	78.6	15.7	-0.12	-0.05	.04

Napomena. R = raspon; RR = relativni raspon; KV = koeficijent varijabilnosti; IA = indeks asimetričnosti; IS = indeks spljoštenosti; K-S d = Kolmogorov-Smirnovljev d indeks ($p > .05$).

4.3. Pouzdanost

Može se zaključiti da su pouzdanosti tipa unutarnje konzistencije (Cronbach alfa) Skale stava o egalitarnosti rodni uloga (u braku) i ostvarene egalitarnosti rodni uloga (u braku) na cjelokupnom uzorku i razmatrajući posebno muškarce i žene zadovoljavajuće, kao i prosječne korelacije među česticama (Tablica 4). Izbacivanje čestica umanjilo bi vrijednost Cronbach alfa koeficijenata.

Tablica 4

Koeficijenti unutarnje konzistencije i prosječne korelacije među česticama Skale stava o egalitarnosti rodni uloga (u braku) i Ostvarene egalitarnosti rodni uloga (u braku) na cijelom uzorku i posebno za muškarce i žene

	Stav (svi)	Stav (muškarci)	Stav (žene)	Ostvarenost (svi)	Ostvarenost (muškarci)	Ostvarenost (žene)
Cronbach α	.84	.85	.79	.79	.80	.79
Prosječna korelacija među česticama	.29	.31	.23	.23	.24	.23

4.4. Valjanost

U svrhu utvrđivanja valjanosti upitnika provjerene su korelacije između procjena bračnih partnera na Skali stava o egalitarnosti rodni uloga (u braku) i ostvarene egalitarnosti rodni uloga (u braku), te između istih procjena i drugih procjena obiteljskog života te dobi partnera. Izračunati Pearsonovi koeficijenti korelacije prikazani su u Tablici 5. Korelacije između procjena bračnih partnera na Skali stava o egalitarnosti rodni uloga (u braku) i ostvarene egalitarnosti rodni uloga (u braku) jesu značajne, umjerene do

umjereno visoke. S obzirom na procese međuzavisnosti članova dijade (Kenny, 1996), odnosno supružnika, pojedinačne procjene bračnih partnera trebale bi biti u međusobno značajnoj pozitivnoj korelaciji, što je i utvrđeno u ovom istraživanju. Korelacije su ipak više kad je riječ o vlastitom stavu i procjenama ostvarenosti stava, što je također bilo za očekivati, s obzirom na pretpostavku usklađenosti stava i ponašanja, a i korespondentnosti čestica skala i osobe koja ih je ispunjavala. S obzirom na prirodu tradicionalnih rodnih uloga, manji rezultati na skali egalitarnosti rodnih uloga u braku, a i stava o tim ulogama, ali u manjoj mjeri trebali bi biti povezani s procjenom veće relativne odgovornosti supruge za kućanske poslove i brigu o djeci, a i s procjenama veće razine socijalne podrške koju ona pruža suprug. Također se može očekivati negativna korelacija između rezultata na ovdje validiranim skalama i dobi, s tim da bi korelacije trebale biti veće kad je riječ o stavu. Sve su pretpostavljene korelacije utvrđene (Tablica 5). Navedeni rezultati upućuju i na *konvergentnu* i *divergentnu valjanost* skala.

U daljnjoj analizi, t-testovima je provjerena i razlika između procjena muškaraca i žena na Skali stava o egalitarnosti rodnih uloga u braku i percipirane ostvarenosti tog stava. Pokazalo se da su rezultati na skali kojoj je namjena bila ispitivanje stava o rodnim ulogama (u braku) veći kod žena (supruge) u odnosu na muškarce (supruga) ($M_m = 3.87$, $M_{\bar{z}} = 4.14$, $t = 7.40$, $df = 304$, $p < .001$). Nije utvrđena razlika u procjenama supružnika na skali ostvarene egalitarnosti rodnih uloga (u braku) ($M_m = 4.33$, $M_{\bar{z}} = 4.38$, $t = 1.32$, $df = 247$, $p = .19$). Veća razina egalitarnosti stava o rodnim ulogama kod žena te veća usklađenost ostvarenih rodnih uloga sa stavom muškaraca je utvrđena i u dosadašnjim istraživanjima na supružnicima u Hrvatskoj (Bartolac i sur., 2011; Jugović, 2004). Također, s obzirom na to da su supružnici ipak procjenjivali zajedničku obiteljsku domenu, ako su iskreni, ne bi se ni trebala očekivati razlika u procjenama ostvarenih rodnih uloga. Ovi pak rezultati mogu upućivati na *konkurentnu valjanost* skala.

Tablica 5

Pearsonovi koeficijenti korelacije između procjena bračnih partnera na Skali stava o egalitarnosti rodnih uloga (u braku) i ostvarene egalitarnosti rodnih uloga (u braku), te između istih procjena i drugih procjena obiteljskog života te dobi partnera (N = 239)

	Stav (Muškarci)	Stav (Žene)	Ostvarenost (Muškarci)	Ostvarenost (Žene)
Dob (Muškarci)	-.13*	-.18**	-.21**	-.16*
Dob (Žene)	-.13*	-.13	-.17*	-.11
Relativna odgovornost supružnika za djecu (veći rezultat – veća odgovornost žene)	-.29**	-.17**	-.41**	-.36**
Relativna odgovornost supružnika za kućanstvo (veći rezultat – veća odgovornost žene)	-.34**	-.12	-.35**	-.31**
Socijalna podrška supruge (muž procjenjuje podršku koju dobiva od žene)	.36**	.15*	.31**	.28**
Stav o egalitarnosti rodnih uloga u braku (Muškarci)	—	.40**	.75**	.48**
Stav o egalitarnosti rodnih uloga u braku (Žene)	.40**	—	.43**	.69**
Ostvarenost egalitarnosti rodnih uloga u braku (Muškarci)	.75**	.43**	—	.58**
Ostvarenost egalitarnosti rodnih uloga u braku (Žene)	.48**	.69**	.58**	—

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

Zaključno se može reći da su Skala stava o egalitarnosti rodnih uloga (u braku) i Skala ostvarenosti egalitarnosti tih uloga pokazale relativno dobre metrijske karakteristike. Međutim, pri njihovoj primjeni treba voditi računa o populaciji koju se želi ispitati i o željenim segmentima stava o rodnim ulogama koje se žele ispitati. Ovim skalama su relativno dobro obuhvaćeni segmenti relativne odgovornosti muškaraca i žena (supružnika) za brigu o djeci i kućanskim poslovima, za mogućnosti odlučivanja i za davanje prednosti poslu/obitelji s obzirom na spol supružnika. Stoga su skale korisne kad su navedeni konkretni segmenti uloga supružnika predmet istraživanja. Posebice su korisne kad se želi ispitati usklađenost stava i stvarnih rodnih uloga i kad se žele obuhvatiti oba supružnika.

Literatura

- Bartolac, A., Kamenov, Ž. i Petrak, O. (2011). Rodne razlike u obiteljskim ulogama, zadovoljstvu i doživljaju pravednosti s obzirom na tradicionalnost stava. *Revija za socijalnu politiku*, 18(2), 175–194.
- Jacobson, A. H. (1952). Conflict of attitudes toward the roles of the husband and wife in marriage. *Marriage and Family Living*, 17(2), 146–150.
- Jugović, I. (2004). *Zadovoljstvo rodnim ulogama* [Diplomski rad]. Filozofski fakultet Sveučilišta u Zagrebu.
- Kenny, D. A. (1996). Models of nonindependence in dyadic research. *Journal of Social and Personal Relationships*, 13, 279–294.
- Korabik, K., McElwain, A. i Chappel, D. B. (2008). Integrating gender-related issues into research on work and family. U: K. Korabik, D. S. Lero i D. L. Whitehead (Ur.), *Handbook of work-family integration: Research, theory, and best practices* (str. 215–232). Academic Press.
- Lachman, R. (1991). *The encyclopedic dictionary of sociology* (4. izdanje). Guilford: Dushkin.
- Somech, A. i Drach-Zahavy, A. (2007). Coping with work-family conflict: The distinctive effect of gender-role ideology. *Journal of Occupational Health Psychology*, 12(1), 1–19.
- Šimunić, A. (2015). *Osobne značajke zaposlenih supružnika i konflikt radne i obiteljske uloge* [Doktorska disertacija]. Filozofski fakultet Sveučilišta u Zagrebu.
- Voydanoff, P. (2002). Linkages between the work-family interference and work, family, and individual outcomes: An integrative model. *Journal of Family Issues*, 23, 138–164.

Pred Vama se nalazi niz skala na kojima trebate procijeniti u kojoj mjeri se slažete s pojedinim navedenim tvrdnjama. Molimo Vas da na skalama koje se nalaze uz svaku tvrdnju zaokruživanjem određenog broja izrazite stupanj slaganja s predloženim tvrdnjama.

Brojevi na skali znače sljedeće:

1. uopće se NE slažem
2. NE slažem se
3. donekle se NE slažem
4. donekle se slažem
5. slažem se
6. u potpunosti se slažem

SRUB

1.	Supruga ima jednako pravo kao i njezin suprug odlučivati o tome gdje će obitelj živjeti.	1	2	3	4	5	6
2.	Suprug bi trebao odlučiti o tome kako potrošiti dodatni novac.*	1	2	3	4	5	6
3.	Supruga bi se trebala više brinuti oko obveza u vezi s odgojem djece i vođenjem kućanstva, nego oko težnje za uspješnom karijerom.*	1	2	3	4	5	6
4.	Supruga treba svoje potrebe prilagođavati suprugovima.*	1	2	3	4	5	6
5.	Supružnici bi trebali imati podjednaku odgovornost za kućanske poslove kao što su brisanje prašine i pranje rublja.	1	2	3	4	5	6
6.	Ako se dijete razboli i ne može ići u školu, supruga bi trebala ostati kod kuće paziti na dijete radije nego suprug.*	1	2	3	4	5	6
7.	Osobni dohodak žena bi trebao biti jednako bitan za dobrobit obitelji kao i dohodak muškarca.	1	2	3	4	5	6
8.	Supruga ne bi trebala otići na poslovni put (seminar, konferencija) ako se suprug s tim ne bi slagao.*	1	2	3	4	5	6
9.	Ako žena i majka smatra da ne ispunjava svoje kućanske obveze zbog svojeg posla, trebala bi smanjiti zahtjeve posla.*	1	2	3	4	5	6
10.	Muškarac bi trebao biti glava obitelji.*	1	2	3	4	5	6
11.	Karijera supruge trebala bi biti jednako važna kao i karijera njezina supruga.	1	2	3	4	5	6
12.	Važno je da očevi, jednako koliko i majke, vode računa o školskim obvezama djece.	1	2	3	4	5	6
13.	Očevi i majke trebaju imati jednaku odgovornost igrati se s djecom u svoje slobodno vrijeme.	1	2	3	4	5	6
14.	Briga o dječjim izvanškolskim aktivnostima uglavnom bi trebala biti majčina, a ne očeva.*	1	2	3	4	5	6

Napomena. SRUB = (egalitarnost) stav(a) o rodni ulogama u braku; Čestice označene zvjezdicom obrnuto se boduju.

OSRUB – Verzija za muškarce

1.	Moja supruga ima jednako pravo kao i ja odlučivati o tome gdje će živjeti obitelj.	1	2	3	4	5	6
2.	Ja donosim odluke o tome kako potrošiti dodatni novac.*	1	2	3	4	5	6
3.	Moja supruga se više brine oko obveza u vezi s odgojem djece i vođenjem kućanstva nego oko težnje za uspješnom karijerom.*	1	2	3	4	5	6
4.	Moja supruga svoje potrebe prilagođava mojima.*	1	2	3	4	5	6
5.	Ja i moja supruga imamo podjednaku odgovornost za kućanske poslove kao što su brisanje prašine i pranje rublja.	1	2	3	4	5	6
6.	Ako se dijete razboli i ne može ići u školu, moja supruga ostaje kod kuće paziti na dijete radije nego ja.*	1	2	3	4	5	6
7.	Osobni dohodak moje žene je jednako bitan za dobrobit obitelji kao i moj dohodak.	1	2	3	4	5	6
8.	Supruga ne odlazi na poslovni put (seminar, konferencija) ako se ja s tim ne bih slagao.*	1	2	3	4	5	6
9.	Ako moja supruga smatra da ne ispunjava svoje kućanske obveze zbog svojeg posla, ona smanjuje zahtjeve posla.*	1	2	3	4	5	6
10.	Ja sam glava svoje obitelji.*	1	2	3	4	5	6
11.	Karijera moje supruge je jednako važna kao i moja karijera.	1	2	3	4	5	6
12.	(Važno je da) ja, jednako koliko i moja supruga, vodim računa o školskim obvezama djece.	1	2	3	4	5	6
13.	Ja i moja supruga imamo jednaku odgovornost igrati se s djecom u svoje slobodno vrijeme.	1	2	3	4	5	6
14.	Briga o dječjim izvanškolskim aktivnostima uglavnom je briga moje supruge, a ne moja.*	1	2	3	4	5	6

Napomena. OSRUB = ostvarena egalitarnost rodni uloga u braku; Čestice označene zvjezdicom obrnuto se bođuju.

OSRUB – Verzija za žene

1.	Moj suprug ima jednako pravo kao i ja odlučivati o tome gdje će živjeti obitelj.	1	2	3	4	5	6
2.	Moj suprug donosi odluke o tome kako potrošiti dodatni novac.*	1	2	3	4	5	6
3.	Ja se više brinem oko obveza u vezi s odgojem djece i vođenjem kućanstva nego oko težnje za uspješnom karijerom.*	1	2	3	4	5	6
4.	Svoje potrebe prilagođavam potrebama svojeg supruga.*	1	2	3	4	5	6
5.	Ja i moj suprug imamo podjednaku odgovornost za kućanske poslove kao što su brisanje prašine i pranje rublja.	1	2	3	4	5	6
6.	Ako se dijete razboli i ne može ići u školu, ja ostajem kod kuće paziti na dijete radije nego suprug.*	1	2	3	4	5	6
7.	Moj osobni dohodak je jednako bitan za dobrobit obitelji kao i dohodak mojeg supruga.	1	2	3	4	5	6
8.	Ne odlazim na poslovni put (seminar, konferencija) ako se s tim ne bi slagao moj suprug.*	1	2	3	4	5	6
9.	Ako smatram da ne ispunjavam svoje kućanske obveze zbog svojeg posla, smanjujem zahtjeve posla.*	1	2	3	4	5	6
10.	Moj je suprug glava naše obitelji.*	1	2	3	4	5	6
11.	Moja je karijera jednako važna kao i karijera mojeg supruga.	1	2	3	4	5	6
12.	(Važno je da) moj suprug, jednako koliko i ja, vodi računa o školskim obvezama djece.	1	2	3	4	5	6
13.	Ja i moj suprug imamo jednaku odgovornost igrati se s djecom u svoje slobodno vrijeme.	1	2	3	4	5	6
14.	Briga o dječjim izvanškolskim aktivnostima uglavnom je moja briga, a ne briga mojeg supruga.*	1	2	3	4	5	6

Napomena. OSRUB = ostvarena egalitarnost rodnih uloga u braku; Čestice označene zvjezdicom obrnuto se bođuju.

Skala za procjenu potencijalne darovitosti kod djece¹

Konstruirale: Mira Klarin, Slavica Šimić Šašić i Vera Šušić
Priredile: Slavica Šimić Šašić, Ana Proroković, Mira Klarin i Ana Šimunić

1. Teorijska osnova

Identifikacija darovite djece dinamičan je i kontinuiran proces. Kako se različite vrste darovitosti mogu pojaviti u različito vrijeme, nužna je kontinuiranost u procesu identifikacije, pa se tako govori o procesnoj dijagnostici (Koren, 1989). Kod nas se u praksi identifikacija darovitih učenika obično događa u 4. razredu osnovne škole. Međutim, mnogi autori smatraju da bi se s identifikacijom trebalo započeti još u predškolskom periodu, nastaviti tijekom nižih razreda osnovne škole i prije početka predmetne nastave (Koren, 1989) čime se zapravo naglašava važnost rane identifikacije. Cilj identifikacije darovitih učenika je pružanje odgovarajuće odgojno-obrazovne podrške u skladu s njihovim visokim potencijalima. Tradicionalni (psihometrijski) pristup identifikaciji darovitih uglavnom podrazumijeva testiranje kognitivnih sposobnosti, dok se u novije vrijeme javlja tzv. dinamički, procesno orijentirani, multidimenzijski pristup (Renzulli, 2004), a koji, pored sposobnosti i obilježja osobnosti, uključuje i druge različite kriterije te socio-kulturni kontekst. U procesu identifikacije darovitih važno je prikupiti informacije iz različitih izvora: od nastavnika, roditelja, vršnjaka, pa i učenika samih, te provoditi različite vrste procjena i testiranja. Kako postoje različite vrste i kategorije darovitosti, tako nema jedinstvenog načina identifikacije darovitih, već je potrebno postupke identifikacije primjenjivati u skladu s tipom darovitosti.

Teorijska podloga za konstrukciju Skale za procjenu potencijalne darovitosti kod djece bio je Renzullijev troprstenasti model darovitosti. Prema Renzulliju (2016) produktivnu darovitost uvjetuju: iznadprosječno razvijene opće ili specifične sposobnosti, osobine ličnosti, posebice specifična motivacija za rad (predanost zadatku) i kreativnost. Presjek triju prstenova, odnosno interakcija visokih sposobnosti, visoke usmjerenosti na zadatak i visoke razine kreativnosti rezultira darovitošću. Autor razlikuje školsku i kreativno produktivnu darovitost. Školska se odnosi na visoko postignuće u školskim predmetima, posebice jeziku i matematici. Najlakše ju je mjeriti testovima sposobnosti (IQ), te je najviše vrednovana u tradicionalnim školskim situacijama. Kreativno produktivna darovitost odnosi se na iznadprosječno postignuće u nekom području ljudske djelatnosti. Ovdje je važno naglasiti i razliku između potencijalne i ostvarene darovitosti. Potencijalna upućuje zapravo na potencijal koji omogućuje da se neke sposobnosti razviju do stupnja produktivne darovitosti. Naime, darovitost je psihološki i strukturno različita u različitim područjima. Zbog individualnih razlika među pojedincima darovitost se manifestira na različite načine. Različite kombinacije specifičnih sposobnosti, motivacije i kreativnosti rezultiraju nizom specifičnih sposobnosti, odnosno talenta. Talent se prema Renzulliju (2016) i Korenu (2013) definira kao manifestna darovitost u specifičnom području, dok Heller i Schofield (2008) darovitost i talent smatraju sinonimima.

Klasično psihometrijsko shvaćanje inteligencije kao opće mentalne sposobnosti koja je u podlozi svih oblika darovitosti i koja se može kvantificirati, zamijenjeno je suvremenim stajalištem prema kojem je darovitost očitovanje kognitivnih sposobnosti u specifičnim područjima (Vizek Vidović, 2008). U tom području najutjecajniji je Gardnerov model višestrukih inteligencija (Davis i sur., 2011; Gardner, 2003; Gardner i Hatch, 1989). Prema ovom modelu postoji više vrsta inteligencije: lingvistička, logičko-matematička, spaci-

1 Autorice Skale za procjenu potencijalne darovitosti kod djece suglasne su da se instrument može slobodno rabiti u istraživačke svrhe i u svrhu identifikacije potencijalno darovite djece. Skale su nastale u sklopu projekta „ZadarZaDar“ Doživljajna pedagogija u prirodoslovnim predmetima za razvoj darovitih učenika UP.03.2.2.02.0102.

jalna, glazbena, tjelesno-kinestetička, intrapersonalna, interpersonalna, a poslije je Gardner dodao naturalističku, spiritualnu i egzistencijalističku inteligenciju. Model pretpostavlja da svaka osoba ima kombinaciju različitih sposobnosti, te da neka sposobnost može biti jako razvijena, a ostale prosječne. Stoga je podloga za konstrukciju skala koje mjere sposobnosti u okviru Renzullijeva modela bio Gardnerov model sposobnosti.

Drugi klaster u Renzullijevu modelu važan za definiranje darovitosti odnosi se na specifičnu formu motivacije, tj. predanost zadatku. Predanost zadatku je energija koja se unosi u određeni problem (zadatak) ili određeno područje izvedbe. Najčešće se opisuje pomoću sljedećih termina: upornost, izdržljivost, naporan rad, posvećena praksa, samopouzdanje, vjerovanje u vlastite sposobnosti potrebne za obavljanje određenog zadatka i slično. Na kraju, treći klaster osobina darovitih osoba odnosi se na kreativnost. Prema većini autora kreativnost se definira kao proces proizvodnje nečega što je originalno i vrijedno (Sternberg, 1996). Osim novosti, karakteristike kreativnosti su prikladnost, kvaliteta, važnost i procedura nastanka produkta (Arar i Rački, 2003). Slično kao i kod definiranja darovitosti, Arar i Rački (2003) ističu da se kreativnost određuje kombinacijom različitih obilježja: kognitivnih (inteligencija, znanje, specifični način mišljenja), motivacijskih i obilježja osobnosti (kapacitet i upornost u radu i opsesivni interes za ideje). Također je važno naglasiti da ne postoje univerzalni kriteriji za procjenu kreativnosti. Mjere kreativnosti najčešće su testovi (kognitivnih sposobnosti, divergentnog mišljenja), procjene usmjerene na osobu (osobine ličnosti, biografije) i procjene produkata.

Kao što je već spomenuto, učiteljske nominacije i procjene igraju važnu ulogu u procesu identifikacije darovitih učenika, te je stoga i konstruirana Skala za procjenu potencijalne darovitosti kod djece za učitelje. Kako bi se zadovoljila potreba za ranom identifikacijom, prilagođena je za procjenu djece mlađe dobi.

2. Opis skale

Prema Renzullijevu troprstenastom modelu darovitosti i Gardnerovu modelu sposobnosti autorice su producirale tvrdnje, koje opisuju različite sposobnosti, motivaciju i kreativnost kod djece. Skala ukupno ima 86 tvrdnji koje su raspoređene na 13 subskala. Jedanaest subskala se odnosi na sposobnosti: lingvističko, logičko-matematičko, spacijalno, glazbeno, tjelesno-kinestetičko, intrapersonalno, interpersonalno, likovno, tehnološko, dramsko područje i pozornost. Dodatne dvije subskale odnose se na motivaciju i kreativnost. Zadatak učitelja je da na ljestvici od 5 stupnjeva procijeni koliko se navedena tvrdnja odnosi na učenika (1 = *uopće se ne odnosi*, 5 = *u potpunosti se odnosi*). Također je ponuđena opcija *ne mogu procijeniti*. Ukupan rezultat po subskalama formira se kao zbroj odgovora na pojedinim tvrdnjama. Sve tvrdnje su formulirane u pozitivnom smjeru, tako da viši rezultat upućuje na veću razvijenost pojedinih sposobnosti, motivacije i kreativnosti.

Prijedlog autora je da se kao kriterij za identifikaciju potencijalne darovitosti uzmu vrijednosti iznad 3. kvartila na jednoj ili više skala sposobnosti te na skali motivacije i kreativnosti.

3. Opis uzorka

U istraživanju su od učitelja ($N = 76$) iz 32 osnovne škole na području cijele Republike Hrvatske, prikupljene procjene za 1419 učenika na početku 2. razreda osnovne škole. U uzorku je bilo 48.27 % učenika i 49.47 % učenika, a za 32 (2.26 %) učenika nisu označeni odgovori na pitanje o spolu. Najveći broj učenika je s područja primorske Hrvatske (64.13 %), zatim središnje Hrvatske (21.35 %), iz Slavonije (8.81 %) i s područja Like (5.71 %). Većina učenika je iz gradskih sredina 77.38 %, dok je sa sela 22.62 % učenika. Od

ukupnog uzorka, za 487 učenika iz zadarskih osnovnih škola koje su sudjelovale u projektu (OŠ Š. K. Benje, OŠ B. Kašića, OŠ K. Krstića, OŠ Zadarski otoci i OŠ Sv. Filip i Jakov) prikupljeni su podatci o rezultatima na testu kognitivnih sposobnosti. Postotak djevojčica (51.59 %) i dječaka (48.15 %) na ovom poduzorku bio je podjednak kao i u cijelom uzorku.

4. Psihometrijska svojstva

4.1. Faktorska struktura

Budući da je riječ o novokonstruiranoj skali, u prvom koraku se eksploracijskom faktorskom analizom pokušao utvrditi broj potencijalno nezavisnih faktora u skladu s teorijskim polazištem. Pritom je korištena metoda analize na zajedničke faktore, kao procjena komunaliteta je odabran kriterij R^2 , a za postizanje jednostavnije strukture *Varimax* rotacija. Nadalje, korišteno je i više kriterija za zadržavanje značajnih faktora (Guttman-Kaiserov, Cattellov *scree plot*, interpretabilnost i paralelna analiza). Konačni odabir zadržanih značajnih faktora temeljio se prije svega na paralelnoj analizi (Vivek i sur., 2017) i interpretabilnosti faktora (Tablica 1). Na uzorku od 723 ispitanika, kao najplauzibilniji model, pokazala se struktura od 12 faktora (opaženi karakteristični korijen veći od slučajno generiranog, Tablica 2).

Tablica 1
Paralelna analiza (slučajno generirani i opaženi karakteristični korijeni)

Redni broj faktora	Slučajno generirani k.k.	95 % percentil k.k.	Dobiveni k.k.
1	0.874	0.923	38.718
2	0.823	0.867	4.664
3	0.782	0.821	2.835
4	0.747	0.776	2.559
5	0.717	0.742	1.958
6	0.691	0.719	1.439
7	0.664	0.691	1.408
8	0.639	0.665	1.111
9	0.615	0.642	0.928
10	0.592	0.619	0.813
11	0.570	0.590	0.692
12	0.550	0.573	0.614
13	0.530	0.548	0.529

Tablica 2
Faktorska struktura Skale (značajna faktorska zasićenja i komunaliteti)

varijabla	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9	F10	F11	F12	h^2
L1						.47				.43			.73
L2						.44				.43			.73
L3						.43				.42			.75
L4						.43				.36			.67
L5						.48				.36			.71
L6						.45				.38			.67
L7						.49				.36			.68
Lm1						.73							.72
Lm2						.74							.74
Lm3						.74							.74
Lm4						.70							.73
Lm5						.72							.75
Lm6						.75							.75
Lm7						.71							.74
Lm8						.72							.74
Lm9						.68							.76
S1						.37					.43		.62
S2						.42					.41		.66
S3						.52					.45		.69
S4						.49					.42		.67
Gl1		.70											.72
Gl2		.72											.72
Gl3		.71											.57
Gl4		.65											.61
Gl5		.72											.71
Gl6		.60											.61
Tk1					.71								.66
Tk2					.54								.66
Tk3					.66								.69
Tk4					.75								.66
Tk5					.73								.61

varijabla	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9	F10	F11	F12	h^2
Intra1	.38												.58
Intra2	.47												.58
Intra3									.62				.44
Intra4									.61				.46
Intra5									.34				.52
Inter1				.63									.64
Inter2				.34					.46				.69
Inter3				.35					.44				.70
Inter4				.34					.40				.67
Inter5				.69									.67
Inter6				.75									.71
Inter7				.69									.65
Inter8				.71									.67
Inter9				.63									.59
L1								.59					.60
L2								.69					.71
L3								.69					.72
L4								.58					.56
T1							.67						.73
T2							.74						.77
T3							.75						.76
T4							.72						.72
D1												.41	.62
D2												.47	.68
D3												.51	.71
D4												.49	.68
M1	.46												.67
M2	.57												.68
M3	.57												.70
M4	.53												.68
M5	.64												.67
M6	.70												.74

varijabla	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9	F10	F11	F12	h^2
M7	.65												.55
M8	.61												.63
M9	.69												.70
M10	.73												.72
M11	.74												.74
M12	.64												.68
M13	.63												.65
M14	.60												.67
P1	.51					.38							.61
P2	.41					.41							.63
P3	.37					.35							.66
P4	.43					.48							.67
P5	.59					.41							.68
K1			.57										.70
K2			.62										.67
K3			.66										.73
K4			.65										.61
K5			.64										.62
K6			.55										.59
K7			.62										.69
K8			.65										.71
K9			.50										.65
K10			.59										.72
K.korijen	11.1	5.6	7.4	5.6	3.8	11.2	3.3	2.8	2.1	1.5	1.2	1.7	1.7
Prop. o. v.	.13	.07	.09	.07	.04	.13	.04	.03	.02	.02	.01	.02	.02

Napomena. L = lingvističko područje; LM = logičko matematičko područje; S = spacijalno područje; Gl = glazbeno područje; Tk = tjelesno-kinestetičko područje; Intra = intrapersonalno područje, Inter = interpersonalno područje; L = likovno područje; T = tehnološko područje; D = dramsko područje; M = motivacija (predanost zadatku); P = pozornost; K = kreativnost; K. korijen = karakteristični korijen; Prop. o.v. = proporcija objašnjene varijance; h^2 = komunalitet.

Rezultati eksploracijske faktorske analize pokazali su dosta veliko podudaranje s teorijski definiranim faktorima uz neke iznimke. Naime, lingvističko područje, kao i spacijalno područje je bilo u značajnoj mjeri saturirano s faktorom logičko-matematičkog područja, a intrapersonalno područje (koje se djelomično podudara s interpersonalnim) i područje pozornosti je bilo značajno saturirano i faktorom motivacije. Drugim riječima, čini se da verbalno-lingvističke kompetencije, osim specifične varijance, dijele i dio varijance s logičko-matematičkim sposobnostima (podijeljena faktorska zasićenja podjednake veličine), koji

se može izdvojiti kao najdominantniji izlučeni faktor s najvećim brojem čestica i najvišim faktorskim zasićenjima. Slično se može primijetiti i kad su u pitanju prve dvije čestice intrapersonalnih kompetencija te sve čestice koje se odnose na procjenu različitih aspekata pozornosti, a koje dijele zajednički varijancu s područjem motivacije. Dobivena struktura se može smatrati očekivanom, osobito kad su u pitanju područja pozornosti i motivacije za koje se može i teorijski pretpostaviti postojanje značajnih pozitivnih povezanosti.

U Tablici 3 prikazani su Pearsonovi koeficijenti povezanosti rezultata na subskalama. Rezultati na pojedinim subskalama formirani su kao jednostavne aditivne linearne kombinacije procjena na pripadajućim česticama (zbroj procjena).

Tablica 3
Interkorelacije među zbirnim rezultatima na pojedinim faktorima

	L	Lm	S	Gl	Tk	Intra	Inter	L	T	D	P	M	K
L	—												
Lm	.78	—											
S	.68	.73	—										
Gl	.61	.45	.54	—									
Tk	.38	.38	.55	.58	—								
Intra	.59	.56	.53	.42	.37	—							
Inter	.66	.57	.60	.57	.59	.50	—						
L	.49	.39	.51	.61	.43	.38	.52	—					
T	.57	.62	.58	.45	.37	.47	.42	.43	—				
D	.64	.48	.57	.69	.54	.48	.68	.56	.43	—			
P	.83	.82	.71	.55	.43	.63	.68	.51	.57	.61	—		
M	.79	.77	.71	.56	.47	.56	.68	.53	.55	.60	.86	—	
K	.77	.73	.67	.55	.46	.64	.70	.54	.59	.69	.83	.73	—

Napomena. N = 723. Granične vrijednosti koeficijenta korelacije koji su statistički značajni su .07 ($p < .05$) i .10 ($p < .01$). L = lingvističko područje; LM = logičko matematičko područje; S = spacijalno područje; Gl = glazbeno područje; Tk = tjelesno-kinestetičko područje; Intra = intrapersonalno područje; Inter = interpersonalno područje; L = likovno područje; T = tehnološko područje; D = dramsko područje; M = motivacija (predanost zadatku); P = pozornost; K = kreativnost.

Svi koeficijenti su statistički značajni, umjereni do visoki što upućuje na postojanje faktora višeg reda. Kako bi se provjerila latentna struktura Skale za procjenu potencijalne darovitosti kod djece s pretpostavkom postojanja jednog faktora višeg reda u programu Mplus 6.12 (Muthén i Muthén, 2010), provedena je i konfirmacijska faktorska analiza. Za procjenu parametara korišten je algoritam maksimalne vjerojatnosti (engl. *maximum likelihood estimation method* – ML). Matrica korelacija između svih tvrdnji (indikatora) služila je kao ulazna matrica. Slaganje postavljenog modela s podacima utvrđeno je korištenjem apsolutnih i inkrementalnih indeksa pristajanja: test hi-kvadrat (χ^2), omjer hi-kvadrata i stupnjeva slobode (χ^2/df), SRMR (engl. *Standardized Root-Mean-Square Residual*), RMSEA (engl. *Root-Mean-Square Error of Approximation*), CFI (engl. *Comparative Fit Index*), TLI (engl. *Tucker-Lewis Index*). TLI i CFI s vrijednostima iznad .90 ili .95, SRMR jednak ili manji od .08, RMSEA jednak ili manji od .06 i relativni hi-kvadrat manji od 3 upućuju na prihvatljivo pristajanje modela podacima (Hu i Bentler, 1999). U provođenju konfirmacijske faktorske analize Skale za

procjenu potencijalne darovitosti kod djece 13 faktora predstavljalo je latentne varijable, a njima pripadajuće čestice ($n = 86$) njihove indikatore. Pretpostavljeno je i da je zajednička varijanca svih 13 faktora objašnjena jednim generalnim faktorom. Rezultati konfirmacijske faktorske analize opisanog modela upućuju na dobro pristajanje pretpostavljenog modela podacima ($\chi^2 = 11940.6$, $p < .01$, $df = 3511$, $\chi^2/df = 3.401$, CFI = .899, TLI = .895, RMSEA [CI] = .058 [.056, .059], SRMR = .08), koje se dodatno povećava kada se dodaju korelacije među pogreškama mjerenja indikatora, te potvrđuju da Skala za procjenu potencijalne darovitosti kod djece sadrži 86 čestica raspoređenih u 13 povezanih faktora, kojima je u podlozi jedan generalni faktor. Kod eksploracijske faktorske analize prikazani su rezultati na 12 zadržanih faktora prema kriteriju paralelne analize i interpretabilnosti (trinaesti faktor nije imao dovoljno specifične varijance za interpretaciju niti je relevantan za ekstrakciju prema kriteriju paralelne analize), a konfirmacijska analiza čiji su rezultati prikazani je logično krenula od 13 teorijski pretpostavljenih i djelomično nezavisnih faktora. Kako je za praksu važnije dobiti informacije o razvijenosti specifičnih sposobnosti, predlaže se radije izračun ukupnog rezultata po pojedinim subskalama.

4.2. Osjetljivost

U Tablici 4 prikazani su osnovni deskriptivni parametri subskala. Kolmogorov-Smirnovljev test upućuje na značajno odstupanje dobivenih distribucija od normalne distribucije na svim skalama. Dobiveni rezultati upućuju na vidljivu asimetriju, uz tendenciju grupiranja rezultata oko viših vrijednosti. Ipak, ostali deskriptivni pokazatelji upućuju na relativno dobru osjetljivost rezultata na svim subskalama.

Tablica 4
Osnovni deskriptivni parametri i parametri osjetljivosti pojedinih subskala

Subskala	<i>N</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	Raspon teoretski	IA	IS	K-S <i>d</i>
L	1412	23.15	7.23	7–35	-.25	-.63	.06**
Lm	1415	28.10	10.13	9–45	-.17	-.83	.07**
S	1191	14.62	3.68	4–20	-.56	.09	.11**
Gl	1313	20.70	5.89	6–30	-.29	-.49	.06**
Tk	1411	20.13	4.27	5–25	-.86	.38	.13**
Intra	1410	15.78	3.77	5–25	.07	.19	.08**
Inter	1414	31.72	7.61	9–45	-.35	-.24	.06**
L	1408	14.27	4.00	4–20	-.42	-.48	.10**
T	752	11.10	4.21	4–20	.06	-.57	.12**
D	1417	14.14	4.16	4–20	-.50	-.39	.10**
P	1404	12.96	4.22	5–25	-.18	-.76	.07**
M	1382	48.37	14.04	14–70	-.47	-.51	.07**
K	1408	32.23	10.01	10–50	-.16	-.61	.05**

Napomena. L = lingvističko područje; LM = logičko matematičko područje; S = spacijalno područje; Gl = glazbeno područje; Tk = tjelesno-kinestetičko područje; Intra = intrapersonalno područje, Inter = interpersonalno područje; L = likovno područje; T = tehnološko područje; D = dramsko područje; M = motivacija (predanost zadatku); P = pozornost; K = kreativnost; IA = indeks asimetričnosti; IS = indeks spljoštenosti; K-S *d* = Kolmogorov-Smirnovljev *d* indeks.

** $p < .01$.

4.3. Pouzdanost

Analiza pouzdanosti je pokazala vrlo dobru unutarnju konzistentnost pojedinih subskala, odnosno vrlo visoke Cronbach alfa koeficijente pouzdanosti (Tablica 5). Najniži koeficijent utvrđen je za subskalau koja mjeri intrapersonalno područje (.72), dok su svi ostali koeficijenti znatno viši (> .90).

Tablica 5
Unutarnja konzistencija i prosječne korelacije među česticama

	Cronbach α	r_{pros}
L	.96	.79
Lm	.98	.83
S	.93	.78
Gl	.93	.71
Tk	.92	.71
Intra	.72	.38
Inter	.93	.63
L	.91	.73
T	.96	.87
D	.94	.79
P	.93	.73
M	.97	.73
K	.96	.73

Napomena. L = lingvističko područje; LM = logičko matematičko područje; S = spacijalno područje; Gl = glazbeno područje; Tk = tjelesno-kinestetičko područje; Intra = intrapersonalno područje, Inter = interpersonalno područje; L = likovno područje; T = tehnološko područje; D = dramsko područje; M = motivacija (predanost zadatku); P = pozornost; K = kreativnost; r_{pros} = prosječna korelacija među česticama.

4.4. Kriterijska valjanost

U prilog kriterijskoj valjanosti Skale za procjenu potencijalne darovitosti kod djece govore dobiveni koeficijenti korelacija između ukupnih rezultata na pojedinim subskalama i rezultata učenika na Ravenovim progresivnim matricama u boji (CPM), skalama socijalnosti i akademskog *selfa*, te školskog uspjeha (Tablica 6). Pri primjeni Skala za procjenu potencijalne darovitosti kod djece, učitelji su procjenjivali socijalnost djece među vršnjacima (*Peer sociability* – Curby i sur., 2008), akademske kompetencije (*Multidimensional Self-Concept Scale* – Bracken, 1992, prema Goetz i sur., 2008) i školski uspjeh na kraju 1. razreda.

Svi koeficijenti korelacija su statistički značajni, pozitivni i kreću se od relativno niskih (npr. koeficijent između CPM i rezultata na subskali koja mjeri tjelesno-kinestetičko područje) umjerenih, do visokih (npr. koeficijent korelacije između akademskog *selfa* i lingvističkog i logičko-matematičkog područja). Učiteljske procjene razvijenosti sposobnosti, motivacije i kreativnosti kod učenika značajno su i pozitivno povezane s učeničkim rezultatom na testu kognitivnih sposobnosti (od $r = .16$ do $r = .46$). Utvrđena pove-

zanost je najveća za logičko-matematičko područje, pozornost, motivaciju i lingvističko područje, a najniža za tjelesno-kinestetičko, intrapersonalno i interpersonalno područje. Što učenici ostvaruju više rezultate na testu kognitivnih sposobnosti, to i učitelji višim procjenjuju njihove sposobnosti, motivaciju i kreativnost. Socijalnost i akademski *self* pokazuju snažniju povezanost s procjenama razvijenosti učeničkih sposobnosti, motivacije i kreativnosti, dijelom zbog činjenice da su i ova učenička obilježja procjenjivali učitelji. Socijalnost najjaču povezanost pokazuje s interpersonalnim područjem ($r = .77$), a najnižu s intrapersonalnim ($r = .27$) i tehnološkim područjem ($r = .28$). Akademski *self* najsnažniju povezanost pokazuje s lingvističkim i logičko-matematičkim područjem te pozornošću ($r = .76$), a najslabiju s tjelesno-kinestetičkim ($r = .34$) i likovnim područjem ($r = .39$). Općenito, učitelji procjenjuju da su učenici s višim sposobnostima, izraženijom motivacijom i kreativnošću socijalniji te da imaju pozitivniji akademski *self*. Na kraju, utvrđeni su niski do umjereni koeficijenti povezanosti između učiteljskih procjena učeničkih sposobnosti, motivacije i kreativnosti te školskog uspjeha učenika. Najsnažniji koeficijenti utvrđeni su za motivaciju ($r = .46$), lingvističko ($r = .42$) i logičko-matematičko područje ($r = .41$), a najslabiji za tjelesno-kinestetičko područje ($r = .18$). Učenici koji su pozitivnije procijenjeni na pojedinim subskalama Skale za procjenu potencijalne darovitosti djece imaju i bolji školski uspjeh.

Tablica 6
Povezanost rezultata na Skali za procjenu potencijalne darovitosti i kognitivnih sposobnosti, socijalnosti, akademskog selfa i školskog uspjeha

	CPM	Soc.	Ak. k.	Šk. u.
L	.41	.47	.76	.42
LM	.46	.42	.76	.41
S	.40	.48	.61	.37
GL	.31	.47	.45	.27
TK	.16	.53	.34	.18
INTRA	.21	.27	.42	.26
INTER	.22	.77	.57	.30
LU	.25	.41	.39	.23
TP	.23	.28	.46	.27
DU	.23	.56	.48	.30
PO	.43	.49	.76	.41
MOT	.42	.57	.53	.46
KRE	.36	.79	.62	.32

Napomena. $N = 487$. Granične vrijednosti koeficijenta korelacije koji su statistički značajni su .09 ($p < .05$) i .12 ($p < .01$). CPM = Ravenove progresivne matrice u boji; Soc. = socijalnost među vršnjacima; Ak. k. = akademska kompetentnost; Šk. u. = školski uspjeh.

Zaključno, provedene analize i utvrđena psihometrijska svojstva Skale za procjenu potencijalne darovitosti kod djece pokazuju da je riječ o valjanom, pouzdanom i osjetljivom mjernom instrumentu koji se opravdano može rabiti u istraživačke svrhe, ali i u svrhu identifikacije potencijalno darovite djece u ranoj školskoj dobi.

Literatura

- Arar, L.J. i Rački, Ž. (2003). Priroda kreativnosti. *Psihologijske teme*, 12(1), 3–22.
- Curby, T. W., Rudasill K. M., Rimm-Kaufman, S. E. i Konold, T. R. (2008). The role of social competence in predicting gifted enrollment. *Psychology in the Schools*, 45(8), 729–744.
- Davis, K., Christodoulou, J., Seider, S., i Gardner, H. (2011). The theory of multiple intelligences. U: R. J. Sternberg i S. B. Kaufman (Ur.), *Cambridge handbook of intelligence* (str. 485–503). Cambridge University Press.
- Goetz, T., Preckel, F., Zeidner, M. i Schleyer, E. (2008). Big fish in big ponds: A multilevel analysis of test anxiety and achievement in special gifted classes. *Anxiety, Stress, & Coping*, 21(2), 185–198.
- Heller, K. A. i Schofield, N. J. (2008). Identification and nurturing the gifted from an international perspective. U: S. I. Pfeiffer (Ur.), *Handbook of giftedness in children. Psychoeducational theory, research, and best practices* (str. 93–114). Springer.
- Hu, L. i Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1–55.
- Gardner, H. (2003, travanj). *Multiple intelligences after twenty years*. Priopćenje na skupu American Educational Research Association, Chicago, Illinois.
- Gardner, H. i Hatch, T. (1989). Multiple intelligences go to school: Educational implications of the theory of multiple intelligences. *Educational Researcher*, 18(8), 4–10.
- Koren, I. (1989). *Kako prepoznati i identificirati nadarenog učenika*. Školske novine.
- Koren, I. (2013). Povijesni osvrt na konceptualizaciju pojave nadarenosti. *Napredak*, 154(3), 339–361.
- Muthen, L. K. i Muthen, B. O. (2010). *MPlus user guide* (6. izdanje). Muthen & Muthen.
- Renzulli, J. S. (2004). Introduction to identification of students for gifted and talented programs. U: S. M. Reis (Ur. serije) i J. S. Renzulli (Ur. vol), *Essential readings in gifted education: Identification of students for gifted and talented programs* (str. 23–34). Corwin Press.
- Renzulli, J. S. (2016). The three-ring conception of giftedness: A developmental model for promoting creative productivity. U: S. M. Reis (Ur.), *Reflections on gifted education* (str. 55–86). Prufrock Press.
- Sternberg, R. J. (1996). *Cognitive psychology*. Harcourt Brace & Company.
- Vivek P. H., Singh, S. N., Mishra, S. i Donovan, D. T. (2017). Parallel analysis engine to aid in determining number of factors to retain using R [Computer software]. Dostupno na: <https://analytics.gonzaga.edu/parallelengine/>.
- Vizek Vidović, V. (2008). Osobine darovite djece. U: V. Vlahović-Štetić (Ur.), *Daroviti učenici: teorijski pristup i primjena u školi* (str. 25–44). Institut za društvena istraživanja u Zagrebu.

Dolje su navedene tvrdnje koje opisuju darovitost u različitim područjima, odnosno osobine potencijalno darovite djece. Molimo Vas da procijenite, za svakog učenika u Vašem razredu kojeg smatrate darovitim, koliko se svaka tvrdnja odnosi na njega. Pri procjeni koristite se sljedećom skalom:

- 1 uopće se ne odnosi 3 osrednje se odnosi 5 u potpunosti se odnosi
2 donekle se ne odnosi 4 prilično se odnosi X ne mogu procijeniti

TVRDNJE	PROCJENA					
Verbalno-lingvističko područje						
Ima bogat rječnik.	1	2	3	4	5	X
Jako se dobro služi riječima u usmenom i pismenom izražavanju.	1	2	3	4	5	X
Prepričava/priča bogatu i cjelovitu priču ili događaj, s brojnim iskustvenim detaljima.	1	2	3	4	5	X
Ima velik broj informacija o temama iz područja interesa.	1	2	3	4	5	X
Ima velik broj informacija o različitim temama.	1	2	3	4	5	X
Voli čitati.	1	2	3	4	5	X
Traži napredne materijale za čitanje.	1	2	3	4	5	X
Logičko-matematičko područje						
Iskazuje snažan osjećaj za brojeve (računa brzo i točno).	1	2	3	4	5	X
Često rješava matematičke zadatke na apstraktan način bez konkretnih materijala.	1	2	3	4	5	X
Pokazuje apstraktno mišljenje.	1	2	3	4	5	X
Uživa u izazovnim matematičkim slagalicama, igrama i logičkim zadacima.	1	2	3	4	5	X
Pokazuje veliku želju za izazovnim matematičkim zadacima.	1	2	3	4	5	X
Razumije nove matematičke koncepte i procese bolje nego drugi učenici.	1	2	3	4	5	X
Pokazuje sposobnost shvaćanja temeljnih načela i principa.	1	2	3	4	5	X
Shvaća uzročno-posljedične veze bolje nego druga djeca.	1	2	3	4	5	X
Pokazuje sposobnost prenošenja znanja iz jedne situacije u drugu.	1	2	3	4	5	X
Vizualno-spacijalno područje						
Dobro se snalazi u prostoru.	1	2	3	4	5	X
Pokazuje sposobnost stvaranja i transformiranja prostornih predodžaba.	1	2	3	4	5	X
Slaže slagalice brže i bolje od vršnjaka.	1	2	3	4	5	X
Kreira, gradi od kocaka i sličnog gradbenog materijala (ili na računalu).	1	2	3	4	5	X
Glazbeno područje						
Iskazuje interes i smisao za ritam i glazbu.	1	2	3	4	5	X
Uočava fine razlike u glazbenom tonu (visinu, jačinu, boju i trajanje).	1	2	3	4	5	X

TVRDNJE	PROCJENA					
Pjeva ili svira neki instrument (ili to jako želi).	1	2	3	4	5	X
Sam smišlja melodije.	1	2	3	4	5	X
Lako pamti melodije i može ih točno ponoviti.	1	2	3	4	5	X
Zapaža zvukove u okolini.	1	2	3	4	5	X
<i>Tjelesno-kinestetičko područje</i>						
Pokazuje okretnost i spretnost u pokretima ili manipulaciji raznim predmetima (npr. loptom).	1	2	3	4	5	X
Izražajno pokretom reagira na glazbene i verbalne poticaje.	1	2	3	4	5	X
Vješto izvodi i usklađuje pokrete tijela.	1	2	3	4	5	X
Rado sudjeluje u sportskim aktivnostima.	1	2	3	4	5	X
Voli igre na igralištu.	1	2	3	4	5	X
<i>Intrapersonalno područje</i>						
Dobro razumije sebe i svoje potrebe, sposobnosti, osobine, emocije...	1	2	3	4	5	X
Uporno je u onome čime se bavi.	1	2	3	4	5	X
Ljuti se kada ga se prekida u aktivnosti kojom se bavi.	1	2	3	4	5	X
Svoje glavo je i tvrdoglavo.	1	2	3	4	5	X
Ima razvijenu svijest o sebi. Svjestan je svojih dobrih i loših strana (vrlina i mana).	1	2	3	4	5	X
<i>Interpersonalno područje</i>						
Razumije druge i potrebe drugih.	1	2	3	4	5	X
Preuzima ulogu vođe u društvu vršnjaka.	1	2	3	4	5	X
Organizator je igre ili aktivnosti.	1	2	3	4	5	X
Pokazuje tendenciju usmjeravanja tijeka aktivnosti u radu s drugom djecom.	1	2	3	4	5	X
Osjetljivo je na potrebe i osjećaje drugih, lako se uživljava u osjećaje drugih.	1	2	3	4	5	X
Brine se za druge.	1	2	3	4	5	X
Pomaže u rješavanju sukoba.	1	2	3	4	5	X
Dobro se slaže s drugom djecom.	1	2	3	4	5	X
Omiljeno je.	1	2	3	4	5	X
<i>Područje likovne umjetnosti</i>						
Rado sudjeluje u likovnim aktivnostima.	1	2	3	4	5	X
Eksperimentira s različitim materijalima i tehnikama u likovnom izražavanju.	1	2	3	4	5	X
Postiže ravnotežu i red u likovnom izražavanju.	1	2	3	4	5	X
Razrađuje tuđe ideje, koristi se njima kao polazištem, ali ne kopira.	1	2	3	4	5	X

TVRDNJE	PROCJENA					
<i>Tehnološko područje</i>						
Pokazuje velik broj tehnoloških vještina.	1	2	3	4	5	X
Samostalno upotrebljava nove softvere bez formalnog poučavanja.	1	2	3	4	5	X
Provodi slobodno vrijeme u stjecanju novih tehnoloških vještina.	1	2	3	4	5	X
Koristi se tehnologijom u izradi novih i kreativnih produkata.	1	2	3	4	5	X
<i>Područje dramske umjetnosti</i>						
Rado se uključuje u razredne predstave.	1	2	3	4	5	X
Vješto je u igranju uloga, improvizaciji, glumi na licu mjesta.	1	2	3	4	5	X
Sposobno je izazvati emocionalne reakcije osoba kojima priča, nasmijati ih, izazvati napetost.	1	2	3	4	5	X
Može imitirati druge, oponašati njihov govor, hod, geste.	1	2	3	4	5	X
<i>Pozornost</i>						
Trajanje njegove pozornosti je iznad razine njegove dobi.	1	2	3	4	5	X
Ima istančanu moć zapažanja.	1	2	3	4	5	X
Stalno ga zanima zašto i kako.	1	2	3	4	5	X
Ima dobro pamćenje.	1	2	3	4	5	X
Ima dobru koncentraciju.	1	2	3	4	5	X
<i>Motivacija</i>						
Utvrđuje koje informacije ili resursi su potrebni za postizanje cilja.	1	2	3	4	5	X
Uzima dovoljno vremena za izvršavanje svih koraka unutar procesa.	1	2	3	4	5	X
Predviđa posljedice i učinke neke radnje.	1	2	3	4	5	X
Dobro je u strateškim igrama u kojima je potrebno predvidjeti nekoliko poteza unaprijed.	1	2	3	4	5	X
Završava zadatke na vrijeme.	1	2	3	4	5	X
Dobro je organizirano tijekom rješavanja zadataka.	1	2	3	4	5	X
Distraktori (okolni podražaji, nepovoljni uvjeti za rad, buka i sl.) ne ometaju ga pri rješavanju zadataka.	1	2	3	4	5	X
Pri rješavanju zadataka nije mu potrebna pomoć odraslih.	1	2	3	4	5	X
Sam započinje s radom.	1	2	3	4	5	X
Intenzivno je usmjereno na zadatak duže vrijeme.	1	2	3	4	5	X
Uporno je tijekom rješavanja zadatka bez obzira na okolne smetnje.	1	2	3	4	5	X
Predano je tijekom rješavanja zadatka koji je iz područja njegova interesa.	1	2	3	4	5	X
Nije mu potrebna vanjska motivacija kako bi dovršio posao koji mu se sviđa.	1	2	3	4	5	X
Sklono je situacijama u kojima može preuzeti vlastitu odgovornost za rezultate proizašle iz njegova truda.	1	2	3	4	5	X

TVRDNJE	PROCJENA					
<i>Kreativnost</i>						
Maštovito je i domišljato.	1	2	3	4	5	X
Pokazuje smisao za humor.	1	2	3	4	5	X
Ima sposobnost davanja velikog broja originalnih ideja.	1	2	3	4	5	X
Ima tendenciju vidjeti smiješno u situacijama koje se drugima ne moraju činiti smiješnima.	1	2	3	4	5	X
Pokazuje nekonformistički stav, ne boji se biti drukčijim.	1	2	3	4	5	X
Pokazuje znatiželju.	1	2	3	4	5	X
Daje originalne, jedinstvene i neobične odgovore. (Koristi se originalnim, jedinstvenim i neobičnim načinima rješavanja problema).	1	2	3	4	5	X
Postavlja neuobičajena i originalna pitanja.	1	2	3	4	5	X
Mudro je.	1	2	3	4	5	X
Pokazuje smisao za improvizaciju i originalna rješenja problema.	1	2	3	4	5	X

Napomena. Skala s detaljnijim uputama za praktičnu primjenu je dostupna na <http://zadar-za-dar.eu/skale-procjene-darovitosti-za-ucitelje/>

Test statističkog rasuđivanja¹

Konstruirali i priredili: Klara Rapan i Pavle Valerjev

1. Teorijska osnova

U literaturi se statističko rasuđivanje najčešće spominje u kontekstu ispitivanja znanja (npr. Ben-Zvi, 2003; delMas, 2003; Garfield, 2002; Konold i Pollatsek, 2003), dok se ponekad rabi i kao konstrukt u psihološkim istraživanjima (npr. Tversky i Kahneman, 1973). Prema Garfield (2002), statističko rasuđivanje odnosi se na razumijevanje statističkih ideja i informacija, razumijevanje vjerojatnosti i omjera te valjanu interpretaciju statističkih podataka.

U psihologiji se statističko rasuđivanje počelo intenzivno istraživati nakon što su Tversky i Kahneman 70-ih godina prošlog stoljeća uvidjeli kako ljudi često ne primjenjuju statističke principe u svakodnevnom životu (npr. Tversky i Kahneman, 1973, 1981, 1989). Spomenuta istraživanja, kao i mnoga nakon njih, doprinijela su razvoju teorije dvoprocesnog mišljenja, prema kojoj postoje dva procesa mišljenja koja se međusobno nadopunjuju: Tip 1 (T1) i Tip 2 (T2) procesi. T1 procesi najčešće su okarakterizirani kao brzi, intuitivni, temeljeni na heuristikama, skloni pogreškama, emocionalno nabijeni, a T2 procesi često su definirani kao spori, analitični, točniji, sudjeluju u promišljanju, odvijaju se na svjesnoj razini itd. (Bago i De Neys, 2019; Kahneman, 2011; Pennycook i sur., 2015; Thompson, 2009). U ovom tipu istraživanja, čiji su pioniri Tversky i Kahneman, često su se ispitivali različiti statistički principi, ali ne i općenita sposobnost statističkog rasuđivanja.

Tijekom vremena, razvili su se različiti modeli temeljeni na ideji dvojnog procesiranja, a u novije vrijeme sve je više autora priklonjenije hibridnom modelu dvojnog procesiranja prema kojem se i T1 procesi mišljenja mogu oslanjati i na logičke principe, što se u literaturi naziva logička intuicija (Pennycook i sur., 2015). Nadalje, Keith Stanovich (2018) logičku intuiciju povezuje s tzv. *mindwareom*. *Mindware* se odnosi na stupanj automatizacije određene sposobnosti (Stanovich i West, 2008) te je specifičan ovisno o zahtjevu zadatka koji se stavlja pred sudionika (Stanovich, 2018). Prema tome, *mindware* može biti bilo koja sposobnost ili znanje koje je u danom trenutku relevantno za uspjeh u zadatku. Često korišteni zadatci u istraživanjima hibridnog modela dvojnog procesiranja, ali i teorije dvoprocesnog mišljenja općenito, jesu tzv. zadatci temeljnog omjera (engl. *base rate neglect tasks*), koji se sastoje od dvaju znakova: 1) atributa osobe; 2) zastupljenosti dviju različitih skupina u uzorku. Od sudionika se traži da procijeni kojoj od dviju skupina navedena osoba vjerojatnije pripada (npr. *Osoba A je društvena. U uzorku je 997 znanstvenika i 3 konobara. Je li vjerojatnije da je osoba A znanstvenik ili konobar?*) (Pennycook i sur., 2015). Prema teoriji, vjerojatnost detekcije konflikta i odbacivanja netočnog odgovora snažno su pozitivno povezani sa stupnjem usvojenosti *mindwarea* kod sudionika. Sudionici će vjerojatnije detektirati konflikt između heurističkog i logičkog odgovora ako imaju visok stupanj usvojenosti *mindwarea*, što upućuje na njegovu automatiziranost. Nadalje, do pogrešnog odgovora može doći iz nekoliko razloga. Prvo, do pogrešnog odgovora će vjerojatnije doći ako ne postoji odgovarajući *mindware* za rješenje problema ili ako odgovarajući *mindware* nije u dovoljnom stupnju usvojen, odnosno ako nije automatiziran na dovoljnu razinu da može parirati inicijalnom netočnom odgovoru izvedenom iz heuristike. Do pogrešnog odgovora može doći također ako ne dođe do detekcije konflikta ili odupiranja netočnom odgovoru (Stanovich, 2018).

1 Test je slobodan za upotrebu u nekomercijalne svrhe, pod uvjetom da se uvijek rabi u originalnom obliku i da se pri tome navedu autori. Upotreba testa definirana je *Creative Commons* licencom (CC-BY-NC-ND). Za svaki drugi oblik upotrebe testa potrebno je kontaktirati s autorima na e-mail: rapanklara@gmail.com.

S obzirom na to da je *mindware* širok pojam koji je ovisan o specifičnom zadatku (Stanovich i West, 2008) i da se zadatci temeljnog omjera zasnivaju na sposobnosti odupiranja heurističkom odgovoru koji je potaknut specifičnim variranjem omjera skupina, može se očekivati da je sposobnost statističkog rasuđivanja relevantan *mindware* u ovom i sličnom tipu zadataka. Stoga se javila potreba za testom koji mjeri automatiziranost i uspješnost u nepomaganom statističkom rasuđivanju (bez kalkulatora, zapisivanja, računanja na papiru i slično). Ishod na testu je predviđen da bude univerzalna mjera stupnja automatiziranosti statističkog *mindwarea*. Zadatci temeljnog omjera tek su jedan primjer u široj skupini zadataka kod kojih se, da bi se umanjili efekti kognitivnih pristranosti u zaključivanju te povećala točnost, zahtijeva adekvatni statistički *mindware*. Pored stereotipnog mišljenja koje se manifestira kao pristranost u zadacima temeljnog omjera, neke od čestih pristranosti i pogrešaka koje bi mogle biti umanjene primjenom adekvatnog statističkog *mindwarea* su greška konjunkcije (engl. *conjunction fallacy*), pristranost uvjerenja (engl. *belief bias*), kockarska zablude (engl. *gambler fallacy*) te pristranost podudaranja (engl. *matching bias*) (Stanovich i sur., 2016).

Prethodna istraživanja statističkog rasuđivanja uglavnom su bila usmjerena na poboljšavanje nastavnog sadržaja i općenito razvijanje poticajnijeg edukativnog programa. Testovi dostupni u literaturi u većem se dijelu odnose na provjeru statističkog znanja, među kojima je najpoznatiji *Statistical Reasoning Assessment* (SRA; Garfield, 2003). Taj se test sastoji od 20 čestica. Sudionicima su ponuđeni odgovori, a njihov zadatak je da odaberu jedan od njih. Svaka čestica sadrži statistički problem ili problem vjerojatnosti. Ovaj instrument često se upotrebljava u nastavi, sa svrhom evaluacije učinkovitosti statističkih kolegija i trenutne razine znanja kod studenata (Garfield, 2003).

2. Opis testa

Test statističkog rasuđivanja namijenjen je mjerenju automatiziranosti i točnosti statističkog rasuđivanja. Čestice koje su uvrštene u Test statističkog rasuđivanja konstruirane su na osnovi postojećih statističkih zadataka u dostupnoj literaturi, a osmišljene su s ciljem pokrivanja svih područja koje statističko rasuđivanje potencijalno obuhvaća: razumijevanje statističkih ideja i informacija, razumijevanje vjerojatnosti i omjera te valjanu interpretaciju statističkih podataka (Garfield, 2002). Odabrani su deseci takvih čestica iz dostupne literature na engleskom jeziku te prilagođene i prevedene na hrvatski jezik. Na ovaj način formirana je početna verzija testa koja sadržava 26 čestica za koje je pretpostavljeno da mjere statističko rasuđivanje. Svakoj čestici slijedili su ponuđeni odgovori koji su slučajnim redoslijedom bili prikazani svim sudionicima, a zadatak sudionika je bio da odaberu jedan od ponuđenih odgovora. Svaki točan odgovor bodovan je s 1, netočan s 0, a ukupan rezultat formiran je kao suma točnih odgovora. U konačnoj verziji, radi potrebe za kraćim testom koji bi se rabio u istraživačke svrhe, zadržano je 11 čestica čije je vrijeme rješavanja ograničeno ovisno o prosjeku vremena rješavanja pojedine čestice u prvotnoj primjeni testa. Dakle, test je koncipiran kao test brzine, a vremensko ograničenje rješavanja svake čestice jednako je prosječnom vremenu rješavanja čestica koje je vidljivo u Tablici 3. Konačne čestice odabrane su na osnovi faktorskih zasićenja čestica, prosječne točnosti i vremena rješavanja zadatka i sadržaja čestica. Granična vrijednost faktorskog zasićenja čestica bila je .45, čestice s manjim faktorskim zasićenjem bile su odbačene. Iz preostalih čestica odabrane su one za koje se smatra da predstavljaju čitavi raspon težine zadataka (čitavi raspon prosječnog vremena rješavanja i točnosti), te one za koje se smatra da sadržajno obuhvaćaju čitavi obujam statističkog rasuđivanja. Sudionicima je u uputi bilo jasno naglašeno da je zabranjen bilo kakav oblik pomoći pri rješavanju testa, kao što je služenje internetom, olovkom i papirom, kalkulatorom, traženjem pomoći od drugih ljudi i slično. Sudionici su u uputi zamoljeni da pokušaju što brže odgovoriti na sva pitanja.

3. Opis uzorka

Sudionici su regrutirani *online*, putem društvenih mreža. Rješavanju testa ukupno je pristupilo 546 sudionika, a njih 220 je riješilo test do kraja. Konačni uzorak činila su 202 sudionika (91.08 % žena), nakon što su iz uzorka izbačeni oni sudionici (njih 18) koji su čitali uputu manje od 7 sekundi i oni koji su test rješavali ekstremno dugo (više od 2 sata) ili ekstremno kratko (manje od 5 minuta). Raspon dobi sudionika bio je od 19 do 58 godina ($M = 30.34$, $SD = 6.62$). Nešto više od polovice sudionika, njih 54.46 %, bilo je sa srednjom stručnom spremom, zatim 12.38 % s višom stručnom spremom, 19.8 % s visokom stručnom spremom te 11.88 % studenata i 1.49 % učenika.

4. Psihometrijska svojstva testa

4.1. Faktorska struktura

U svrhu provjeravanja latentne strukture testa, provedena je eksploracijska faktorska analiza s ograničenim brojem faktora u programu *Mplus* (Muthén i Muthén, 1998–2001). S obzirom na to da su čestice definirane kao kategorijalne (binarne: točan odgovor je 1, netočan 0), eksploracijska faktorska analiza provedena je na tetrahorničnim interkorelacijama. Testirana je jednofaktorska i dvofaktorska struktura testa (zbog premalog uzorka nije se testirala struktura s više faktora). Korišteni indikatori pristajanja modela podacima su χ^2 , CFI (engl. *Comparative Fit Index*), RMSEA (engl. *Root-Mean-Square Error of Approximation*) i SRMR (engl. *Standardized Root-Mean-Square Residual*). Kako bi se utvrdilo koji model bolje pristaje podacima, korišten je χ^2 test razlike prema kojem postoji razlika u pristajanju modela podacima ako je χ^2 značajan. U tom slučaju, odabire se model s manjom χ^2 vrijednošću. Utvrđena je značajna vrijednost $\Delta\chi^2$ ($\Delta\chi^2 = 18.40$, $df = 10$, $p < .05$, $p > .01$), model dvofaktorske strukture testa bolje pristaje podacima u odnosu na model jednofaktorske strukture testa. Međutim, s obzirom na to da je većina čestica više zasićena jednim faktorom, dok su drugim faktorom zasićene samo dvije čestice, a sve dobivene vrijednosti indikatora upućuju na dobro pristajanje jednofaktorskog modela podacima ($\chi^2 = 50.96$, $p > .05$; CFI = .98; RMSEA [CI] = .03 [.000, .057]; SRMR = .08), odlučeno je test tretirati kao jednodimenzionalan. Zasićenja pojedinih čestica faktorom prikazana su u Tablici 1.

Tablica 1
Rezultati eksploracijske faktorske analize Testa statističkog rasuđivanja (N = 202)

	Čestice	r_{if}
1.	U kutiji su 4 bijele, 6 plavih i 8 crnih kuglica. Iz kutije izvlačimo jednu kuglicu. Kolika je vjerojatnost da ćemo izvući plavu?	.58
2.	U posudi A omjer vode i zraka je 4 : 3. U posudi B omjer vode i zraka je 5 : 4. U kojoj posudi ima više vode, ako su posude A i B jednake veličine?	.63
3.	U bazenu se nalaze crvene i plave loptice u omjeru 4 : 12. Iz bazena izvlačimo jednu lopticu. Koja je vjerojatnost da ćemo izvući plavu lopticu?	.54
4.	Ako bacimo dva novčića u zrak, kolika je vjerojatnost da će oba pasti na „pismo“?	.63
5.	Od 210 darivatelja krvi, njih 50 ima krvnu grupu A, 30 krvnu grupu B, 5 krvnu grupu AB i 125 krvnu grupu 0. Kolika je vjerojatnost da nasumično odabran darivatelj krvi ima krvnu grupu 0?	.63
6.	12 olovki zajedno košta 48 kuna. Koliko košta 50 olovki?	.54
7.	Zaokružite najveći omjer: a) 1 : 4, b) 2 : 8, c) 3 : 12, d) svi su jednaki.	.59
8.	Ivan je igrao nagradnu igru. Sveukupno je 100 ljudi igralo nagradnu igru, zajedno s Ivanom. Svaka deseta osoba koja je igrala dobit će nagradu. Koja je vjerojatnost da će Ivan dobiti nagradu?	.51
9.	Koja je vjerojatnost da se pri bacanju igrace kocke pojavi broj 3?	.74
10.	Zamislite da 70 % Vaših prijatelja voli slušati rock glazbu, a 35 % Vaših prijatelja voli slušati i rock glazbu i klasičnu glazbu. Koji postotak Vaših prijatelja koji voli slušati rock glazbu, voli slušati i klasičnu glazbu?	.51
11.	U 1. razredu srednje škole učenici trebaju izabrati između 3. stranog jezika koji će učiti. Imaju dvije mogućnosti – francuski jezik i španjolski jezik. Ako je učenik izabrao učiti francuski jezik, koja je vjerojatnost da će izabrati španjolski jezik, ako je vjerojatnost izabiranja španjolskog jezika 0.42?	.49

4.2. Deskriptivni pokazatelji

U Tablici 2 prikazani su osnovni deskriptivni pokazatelji Testa statističkog rasuđivanja. Sudionici su ostvarili prosječan središnji rezultat. Vidljivo je kako se osjetljivost testa pokazala dobrom uzimajući u obzir dobiveni raspon koji je jednak teoretskom rasponu. Nadalje, mjere asimetričnosti i spljoštenosti upućuju na dobru diskriminativnost testa, dok Shapiro-Wilkov W i Kolmogorov-Smirnovljeva d upućuju na to da distribucija značajno odstupa od normalne. Cronbach alfa koeficijent upućuje na nižu razinu pouzdanosti testa. U Tablici 3 prikazana su prosječna vremena rješavanja i točnost čestica. Najduže se rješavala čestica: *Zamislite da 70 % Vaših prijatelja voli slušati rock glazbu, a 35 % Vaših prijatelja voli slušati i rock glazbu i klasičnu glazbu. Koji postotak Vaših prijatelja koji voli slušati rock glazbu, voli slušati i klasičnu glazbu?*, a najkraće: *Ako bacimo dva novčića u zrak, kolika je vjerojatnost da će oba pasti na „pismo“?*. Što se tiče točnosti rješavanja, najlakša čestica bila je: *Ivan je igrao nagradnu igru. Sveukupno je 100 ljudi igralo nagradnu igru, zajedno s Ivanom. Svaka deseta osoba koja je igrala će dobiti nagradu. Koja je vjerojatnost da će Ivan dobiti nagradu?* s visokih 81.19 % točnosti, a najteža: *U posudi A omjer vode i zraka je 4 : 3. U posudi B omjer vode i zraka je 5 : 4. U kojoj posudi ima više vode, ako su posude A i B jednake veličine?* s najmanjim udjelom točnosti od samo 25.74 %.

Tablica 2 Osnovni deskriptivni pokazatelji
Testa statističkog rasuđivanja (N = 202)

N_c	11
RT	0–11
RD	1–11
M	5.81
SD	2.69
C	5
CV	46.32
IA (SE)	0.23 (0.17)
IS (SE)	-0.94 (0.34)
W	0.95 ($p < .01$)
K-S d	0.12 ($p < .01$)
α	.73

Napomena. N_c = broj čestica; R_t = teorijski raspon; R_d = dobiveni raspon; CV = koeficijent varijabilnosti; IA = indeks asimetričnosti; IS = indeks spljoštenosti; W = Shapiro-Wilkov W indeks; K-S d = Kolmogorov-Smirnovljevi d indeks.

Kako bi se provjerilo postoji li razlika u uspjehu na *Testu statističkog rasuđivanja* ovisno o obrazovanju, provedena je jednosmjerna analiza varijance. Utvrđeno je da postoji statistički značajna razlika u uspjehu na TSR-u ovisno o stupnju obrazovanja ($F = 7.16$, $df = 4$, $p < .01$, $\eta^2 = .13$). Daljnjom post hoc Tukey HSD analizom utvrđeno je da su sudionici s visokom stručnom spremom postizali statistički značajno više rezultate od sudionika sa srednjom stručnom spremom i učenika, uz razinu rizika manju od 5 %. Također, utvrđeno je da studenti postižu statistički značajno više rezultate od sudionika sa srednjom stručnom spremom uz razinu rizika manju od 5 % (Tablica 4). Nema razlike u uspjehu na TSR-u između sudionika s visokom i višom stručnom spremom te visokom stručnom spremom i studenata, kao i studenata i učenika, vjerojatno jer je premalena stvarna distinkcija među ovim kategorijama. S obzirom na to da je statističko rasuđivanje sposobnost koja se uglavnom stječe učenjem (Garfield, 2002), ovakvi rezultati su očekivani.

Tablica 3
Prikaz prosječnog vremena rješavanja (s) i točnosti (%) čestica (N = 202)

Čestice		VR (s)	T (%)
		<i>M (SD)</i>	<i>M</i>
1.	U kutiji su 4 bijele, 6 plavih i 8 crnih kuglica. Iz kutije izvlačimo jednu kuglicu. Kolika je vjerojatnost da ćemo izvući plavu?	24.30 (18.91)	62.87
2.	U posudi A omjer vode i zraka je 4 : 3. U posudi B omjer vode i zraka je 5 : 4. U kojoj posudi ima više vode, ako su posude A i B jednake veličine?	24.13 (18.83)	25.74
3.	U bazenu se nalaze crvene i plave loptice u omjeru 4 : 12. Iz bazena izvlačimo jednu lopticu. Koja je vjerojatnost da ćemo izvući plavu lopticu?	38.94 (58.21)	52.48
4.	Ako bacimo dva novčića u zrak, kolika je vjerojatnost da će oba pasti na „pismo“?	12.68 (7.75)	38.12
5.	Od 210 darivatelja krvi, njih 50 ima krvnu grupu A, 30 krvnu grupu B, 5 krvnu grupu AB i 125 krvnu grupu 0. Kolika je vjerojatnost da nasumično odabran darivatelj krvi ima krvnu grupu 0?	15.48 (18.77)	54.95
6.	12 olovki zajedno košta 48 kuna. Koliko košta 50 olovki?	30.40 (25.87)	72.27
7.	Zaokružite najveći omjer: a) 1 : 4, b) 2 : 8, c) 3 : 12, d) svi su jednaki.	30.61 (26.80)	66.34
8.	Ivan je igrao nagradnu igru. Sveukupno je 100 ljudi igralo nagradnu igru, zajedno s Ivanom. Svaka deseta osoba koja je igrala će dobiti nagradu. Koja je vjerojatnost da će Ivan dobiti nagradu?	21.02 (18.43)	81.19
9.	Koja je vjerojatnost da se pri bacanju igraće kocke pojavi broj 3?	30.65 (20.13)	58.91
10.	Zamislite da 70 % Vaših prijatelja voli slušati rock glazbu, a 35 % Vaših prijatelja voli slušati i rock glazbu i klasičnu glazbu. Koji postotak Vaših prijatelja koji voli slušati rock glazbu, voli slušati i klasičnu glazbu?	44.80 (41.81)	35.15
11.	U 1. razredu srednje škole učenici trebaju izabrati između 3. stranog jezika koji će učiti. Imaju dvije mogućnosti – francuski jezik i španjolski jezik. Ako je učenik izabrao učiti francuski jezik, koja je vjerojatnost da će izabrati španjolski jezik, ako je vjerojatnost izabiranja španjolskog jezika 0.42?	17.28 (14.90)	32.67

Napomena. VR = Vrijeme rješavanja; T = Točnost.

Tablica 4
Aritmetičke sredine i standardne devijacije rezultata na Testu statističkog rasuđivanja s obzirom na stupanj obrazovanja (N = 202)

Obrazovanje												
SSS			VŠS		VSS		student		učenik		ukupno	
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
Uspjeh	5.15	2.38	5.72	2.32	7.25	2.98	6.92	2.95	3.00	1.00	5.81	2.69

Napomena. SSS = srednja stručna sprema; VŠS = Viša stručna sprema; VSS = Visoka stručna sprema.

4.3. Relacije s mjerama drugih konstrukata

Kao mjera kriterijske valjanosti Testa statističkog rasuđivanja korištena je alternativna verzija Testa kognitivne refleksije (engl. *Cognitive Reflection Test*, CRT) od 3 čestice, jer je klasična verzija od 3 čestice (Frederick, 2005) već široko poznata. Test kognitivne refleksije namijenjen je mjerenju sposobnosti odupiranja netočnom intuitivnom odgovoru i ustrajnosti u daljnjem razmišljanju o točnom odgovoru na problem (Toplak i sur., 2011). Također, korištena je Skala numeričnosti (engl. *Numeracy Scale*; Schwartz i sur., 1997) koja mjeri sposobnost razumijevanja i baratanja brojevima. U svrhu utvrđivanja kriterijske valjanosti testa, provjerene su interkorelacije rezultata na Testu statističkog rasuđivanja, Testu kognitivne refleksije i Skali numeričnosti na uzorku od 202 ispitanika.

Tablica 5
Prikaz interkorelacija rezultata na Testu statističkog rasuđivanja, Testu kognitivne refleksije i Skali numeričnosti (N = 202)

	TSR	CRT	NU
TSR	—		
CRT	.47**	—	
NU	.52**	.44**	—

Napomena. TSR = Test statističkog rasuđivanja; CRT = Test kognitivne refleksije; NU = Skala numeričnosti.

** $p < .01$.

Utvrđene su umjerene pozitivne povezanosti rezultata na TSR-u s rezultatima na CRT-u i Skali numeričnosti (Tablica 5). Viši rezultat na TSR-u upućuje na viši rezultat na CRT-u kao i na Skali numeričnosti, što skupa upućuje na dobru kriterijsku valjanost testa. Specifično, riječ je o konvergentnoj valjanosti testa, odnosno mjeri u kojoj rezultati TSR-a koreliraju s rezultatima na testovima međusobno povezanih konstrukata. Dakle, utvrđeno je da ovi testovi mjere teorijski povezane sposobnosti – statističko rasuđivanje (TSR), sposobnost odupiranja netočnom intuitivnom odgovoru te daljnjim razmišljanjem o točnom odgovoru na problem (CRT), te sposobnost razumijevanja i baratanjima brojeva (Skala numeričnosti). Također, pokazalo se da su i rezultati na CRT-u i Skali numeričnosti pozitivno povezane, što je u skladu s rezultatima prethodnih istraživanja (npr. Šrol i De Neys, 2019). Nadalje, pokazalo se da je rezultat na TSR-u značajan samostalan prediktor uspjeha u zadacima temeljnog omjera. Naime, u istraživanju u kojem je testiran samostalan prediktivan doprinos rezultata na TSR-u u objašnjenju čestine odgovora temeljnog omjera u zadacima temeljnog omjera, dobivena je značajna niska pozitivna povezanost rezultata na TSR-u s čestinom odgovora temeljnog omjera ($r = .24, p < .05$) (Rapan, 2019).

Preporučuje se ovaj instrument rabiti u istraživačke svrhe, iako test ima i moguću praktičnu primjenu koju treba dodatno ispitati. Također, iako je sudionicima prije primjene testa rečeno da varanje nije dopušteno (korištenje interneta, papira i olovke, pomoći drugih ljudi, kalkulatora i sl.), varanje nije bilo moguće kontrolirati osim relativno kratkim vremenom rješavanja. Test se može primijeniti u računalnom obliku u kojem postoji vremensko ograničenje rješavanja svakog pojedinog zadatka određeno prema izmjerenim prosječnim vremenima rješavanja (Tablica 3) ili u obliku papir-olovka u kojem je ukupno rješavanje testa ograničeno na pet minuta.

Literatura

- Bago, B. i De Neys, W. (2019). The smart System 1: Evidence for the intuitive nature of correct responding on the bat-and-ball problem. *Thinking & Reasoning*, 25(3), 257–299.
- Ben-Zvi, D. (2003). Reasoning about data analysis. U: D. Ben-Zvi i J. B. Garfield (Ur.), *The challenge of developing statistical literacy, reasoning and thinking* (str. 121–145). Kluwer Academic Publishers.
- delMas, R. (2003). A comparison of mathematical and statistical reasoning. U: D. Ben-Zvi i J. B. Garfield (Ur.), *The challenge of developing statistical literacy, reasoning and thinking* (str. 79–95). Kluwer Academic Publishers.
- Frederick, S. (2005). Cognitive reflection and decision making. *Journal of Economic Perspectives*, 19(4), 25–42.
- Garfield, J. B. (2002). The challenge of developing statistical reasoning. *Journal of Statistics Education*, 10(3). Preuzeto s <https://doi.org/10.1080/10691898.2002.11910676>.
- Garfield, J. B. (2003). Assessing statistical reasoning. *Statistics Education Research Journal*, 2(1), 22–38.
- Kahneman, D. (2011). *Misliti, brzo i sporo*. Mozaik knjiga.
- Konold, C. i Pollatsek, A. (2003). Conceptualizing an average as a stable feature of a noisy process. U: D. Ben-Zvi i J. B. Garfield (Ur.), *The challenge of developing statistical literacy, reasoning and thinking* (str. 169–199). Kluwer Academic Publishers.
- Muthén, L. K. i Muthén, B. O. (1998–2011). *Mplus user's guide* (6. izdanje). Muthén & Muthén.
- Pennycook, G., Fugelsang, J. A. i Koehler, D. J. (2015). What makes us think? A three-stage dual-process model of analytic engagement. *Cognitive Psychology*, 80, 34–72.
- Rapan, K. (2019). *Utjecaj razine statističkog rasuđivanja na uspjeh u zadacima temeljnoga omjera* [Diplomski rad]. Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru.
- Schwartz, L. M., Woloshin, S., Black, W. C. i Welch, H. G. (1997). The role of numeracy in understanding the benefit of screening mammography. *Annals of Internal Medicine*, 127(11), 966–972.
- Stanovich, K. E. (2018). Miserliness in human cognition: The interaction of detection, override and mindware. *Thinking & Reasoning*, 24(4), 423–444.
- Stanovich, K. E. i West, R. F. (2008). On the relative independence of thinking biases and cognitive ability. *Journal of Personality and Social Psychology*, 94(4), 672.
- Stanovich, K. E., West, R. F. i Toplak, M. E. (2016). *The rationality quotient*. The MIT Press.
- Šrol, J. i De Neys, W. (2019). Predicting individual differences in conflict detection and bias susceptibility during reasoning. Preuzeto s <https://doi.org/10.31234/osf.io/2uf6g>.
- Thompson, V. A. (2009). Dual process theories: A metacognitive perspective. *Ariel*, 137, 51–43.
- Toplak, M. E., West, R. F. i Stanovich, K. E. (2011). The Cognitive Reflection Test as a predictor of performance on heuristics-and-biases tasks. *Memory & Cognition*, 39(7), 1275.
- Tversky, A. i Kahneman, D. (1973). Availability: A heuristic for judging frequency and probability. *Cognitive Psychology*, 5(2), 207–232.
- Tversky, A. i Kahneman, D. (1981). The framing of decisions and the psychology of choice. *Science*, 211(4481), 453–458.
- Tversky, A. i Kahneman, D. (1989). Rational choice and the framing of decisions. U: S. Ziontis i B. Karpak (Ur.), *Multiple criteria decision making and risk analysis using microcomputers* (str. 81–126). Springer.

Ime/Šifra:

Datum:

Dob:

Spol:

TEST STATISTIČKOG RASUĐIVANJA (TSR)

Test koji slijedi ispituje opću sposobnost statističkog rasuđivanja. Vaš je zadatak da pročitate zadatak, razmislite te da odaberete jedan od ponuđenih odgovora za koji smatrate da je točan. Molimo rješavajte zadatke zadanim redom. Vrijeme rješavanja testa je ograničeno, stoga pokušajte biti što brži.

Molimo Vas da se strogo pridržavate sljedeće upute:

- Zabranjeno je korištenje kalkulatora, računanja pomoću olovke i papira, interneta, pomoći drugih ljudi i bilo kakav drugi oblik pomoći pri rješavanju zadataka.

1. Ivan je igrao nagradnu igru. Sveukupno je 100 ljudi igralo nagradnu igru zajedno s Ivanom. Svaka deseta osoba koja je igrala će dobiti nagradu. Koja je vjerojatnost da će Ivan dobiti nagradu?

- a) 5 % b) 10 % c) 15 % d) 20 %

2. Dvanaest olovki zajedno košta 48 kuna. Koliko košta 50 olovki?

- a) 146 kn b) 176 kn c) 200 kn d) 212 kn

3. Zaokružite najveći omjer:

- a) 1 : 4 b) 2 : 8 c) 3 : 12 d) svi su jednaki

4. U kutiji su 4 bijele, 6 plavih i 8 crnih kuglica. Iz kutije izvlačimo jednu kuglicu. Kolika je vjerojatnost da ćemo izvući plavu?

- a) 25 % b) 33,3 % c) 50 % d) 66,6 %

5. Koja je vjerojatnost da se pri bacanju igraće kocke pojavi broj 3?

- a) 16,6 % b) 33,3 % c) 47,3 % d) 66,6 %

6. Od 210 darivatelja krvi, njih 50 ima krvnu grupu A, 30 krvnu grupu B, 5 krvnu grupu AB i 125 krvnu grupu 0. Kolika je vjerojatnost da nasumično odabran darivatelj krvi ima krvnu grupu 0?

- a) 62,5 % b) 78 % c) 86 % d) 99 %

7. U bazenu se nalaze crvene i plave loptice u omjeru 4 : 12. Iz bazena izvlačimo jednu lopticu. Koja je vjerojatnost da ćemo izvući plavu lopticu?

- a) 45 % b) 55 % c) 65 % d) 75 %

8. Ako bacimo dva novčića u zrak, kolika je vjerojatnost da će oba pasti na „pismo“?

- a) 25 % b) 33,3 % c) 50 % d) 66,6 %

9. Zamislite da 70 % Vaših prijatelja voli slušati rock glazbu, a 35 % Vaših prijatelja voli slušati i rock glazbu i klasičnu glazbu. Koji postotak Vaših prijatelja koji voli slušati rock glazbu, voli slušati i klasičnu glazbu?

- a) 20 % b) 50 % c) 70 % d) 90 %

10. U 1. razredu srednje škole učenici trebaju izabrati između 3. stranog jezika koji će učiti. Imaju dvije mogućnosti – francuski jezik i španjolski jezik. Ako je učenik izabrao učiti francuski jezik, koja je vjerojatnost da će izabrati španjolski jezik, ako je vjerojatnost izabiranja španjolskog jezika 0.42?

- a) 0 % b) 42 % c) 27 % d) 18 %

11. U posudi A omjer vode i zraka je 4 : 3. U posudi B omjer vode i zraka je 5 : 4. U kojoj posudi ima više vode, ako su posude A i B jednake veličine?

- a) u posudi A b) u posudi B c) u obje posude je jednaka količina vode

Ovo je kraj testa. Ako ste gotovi, možete se vratiti na neke od zadataka do isteka vremena ili odložiti olovku i pričekati da istraživač pokupi testove.

Hvala na sudjelovanju.

Napomene za istraživača:

Test je koncipiran kao test brzine, stoga je vrijeme rješavanja ograničeno. U računalnom obliku se preporučuje vremensko ograničenje rješavanja pojedinih čestica (jednako prosječnom vremenu rješavanja u Tablici 3). U slučaju primjene testa u obliku papir-olovka, preporučeno vrijeme rješavanja čitavog testa je 5 minuta (zbroy prosječnih vremena rješavanja svih čestica je 4 minute i 50 sekundi). Točan odgovor se bojuje s 1, netočan s 0, a ukupan rezultat na testu formira se kao suma svih točnih odgovora. Za ključ za točne odgovore potrebno je kontaktirati s autorima.

Upitnik percipirane roditeljske akademske uključenosti¹

Izvorni instrument: *Perceived Parental Educational Involvement* (PPEI; Carranza, You, Chhuon i Hudley, 2009)

Adaptirale i priredile: Josipa Piuk i Ivana Macuka

1. Teorijska osnova

Roditeljska akademska uključenost se najčešće opisuje kao ulaganje roditelja ili skrbnika u obrazovanje svoje djece (Larocque i sur., 2011). Može se manifestirati u obliku angažmana u školi (razgovoru s nastavnicima), kod kuće (npr. pomaganju oko zadaće) te u obliku komunikacije s djetetom o školskim aktivnostima i obvezama. Kod definiranja ovog konstrukta važno je obuhvatiti trokomponentnu strukturu uključenosti, odnosno njezin *bihevioralni* aspekt koji se očituje u izravnoj pomoći u vidu uključivanja u školske aktivnosti, pomoći sa zadaćom i sl., *kognitivni* aspekt koji se manifestira u poticanju aktivnosti npr. učenja te *osobnu uključenost*, koja je često zanemarena, a odražava stavove i očekivanja roditelja o školi (Hill i Tyson, 2009). Iako se podatci o akademskoj uključenosti roditelja mogu dobiti od djeteta, roditelja i učitelja, u dosadašnjim istraživanjima najčešće je ispitivana perspektiva roditelja, što nije sasvim opravdano, pogotovo kada je riječ o adolescentima. Naime, istraživanja u kojima se rabe procjene iz različitih izvora općenito pokazuju nisku podudarnost u procjeni između djece i roditelja. Prednost *Modela percipirane roditeljske akademske uključenosti* (PPEI; Carranza i sur., 2009) jest što zahvaća nezavisno percepciju roditelja i percepciju djeteta. Općenito, istraživanja usmjerena na odnos roditeljske akademske uključenosti i vjerovanja (očekivanja i aspiracija) i školskog uspjeha djeteta upućuju na pozitivan doprinos roditeljskih ponašanja (kao što je uključenost roditelja u obrazovanje djeteta, omogućavanje pohađanja instrukcija i sl.), aspiracija, ciljeva i vrijednosti u objašnjenju obrazovnih postignuća učenika (Spera i sur., 2009). S obzirom na znatne razlike u individualnim razinama uključenosti roditelja, moguće je utvrditi neka obilježja koja karakteriziraju uključenije, odnosno manje uključene roditelje. Istraživanja u Hrvatskoj pokazuju kako majke češće sudjeluju u svakodnevnim školskim aktivnostima djeteta od pomaganja oko zadaće i pripreme za školske obveze, razgovora o školi do redovitog kontaktiranja s razrednikom i odlaska na roditeljske sastanke (Erceg, 2014). Općenito, adolescenti kojima roditelji pružaju pomoć kod kuće i koji dobro surađuju sa školom ostvaruju bolji školski uspjeh (Jeynes, 2012; Xu i sur., 2010) kao i adolescenti kojima roditelji pružaju odgovarajuće okruženje i materijale za rad (Rogers i sur., 2009). Razgovor roditelja o školskom gradivu i događajima također je važan korelat školskog uspjeha. Štoviše, adolescenti s kojima roditelji više razgovaraju o sadržajima u vezi sa školom postižu bolji školski uspjeh. Međutim, potrebno je istaknuti da roditeljska pomoć oko zadaće percipirana kao potpora se pozitivno odražava na školski uspjeh, dok se pomoć percipirana od adolescenta kao nametanje i kontrola negativno odražava na njihov školski uspjeh (Moroni i sur., 2015).

1 Upitnik percipirane roditeljske akademske uključenosti dostupan je za slobodno korištenje u istraživačke svrhe. Za prijevod i korištenje upitnika dobivena je i suglasnost autora upitnika. Hrvatska adaptirana verzija se slobodno može rabiti u istraživačke svrhe.

2. Opis upitnika

Upitnik percipirane roditeljske akademske uključenosti namijenjen je ispitivanju dječje percepcije akademske uključenosti njihovih roditelja. Upitnik su za potrebe ovog istraživanja prevela s engleskoga na hrvatski jezik tri nezavisna prevoditelja te je konsenzusom dogovoren konačan prijevod čestica. Upitnik se sastoji od 16 tvrdnji koje su raspodijeljene u 4 skale: 1) *nadziranje školskog rada i uspjeha* (6 tvrdnji) koja se odnosi na poticanje i ohrabrivanje djeteta u obavljanju školskih obveza i poduzimanja aktivnosti za lakše svladavanje gradiva (*Moji roditelji me potiču da dobro naučim prije polaska u školu.*); 2) *pomoć oko zadaće* (3 tvrdnje) koja se odnosi na direktnu pomoć roditelja u rješavanju i nadgledanju zadataka, te osiguravanju uvjeta za rad i učenje (*Moji roditelji provjeravaju moju domaću zadaću.*); 3) *komuniciranje s djetetom o školi* (3 tvrdnje) koja obuhvaća razgovor o školskom gradivu, događajima u školi i akademskim planovima (*Moji roditelji razgovaraju sa mnom o onome što sam učio u školi.*); 4) *roditeljska akademska očekivanja* (4 tvrdnje) koja se odnosi na očekivanja i aspiracije roditelja o proksimalnim ciljevima kao što je redovito učenje i distalnim ciljevima kao što je ostvarivanje fakultetskog obrazovanja (*Moji roditelji očekuju da ću završiti fakultet.*). Odgovori se daju na skali od 1 (*nikada*) do 5 (*često*), a ukupni rezultat formira se kao prosjek procjena pripadajućih tvrdnji pojedinoj skali, pri čemu viši rezultat označava višu razinu akademske uključenosti roditelja.

Tablica 1
Redni broj tvrdnji i njihova pripadnost pojedinoj skali

	Ukupni broj tvrdnji (16)	Pripadajuće tvrdnje
Nadziranje školskog rada i uspjeha	6	1, 2, 3, 4, 5, 6
Pomoć oko zadaće	3	7, 8, 9
Komuniciranje s djetetom o školi	3	10, 11, 12
Roditeljska akademska očekivanja	4	13, 14, 15, 16

3. Opis uzorka

Validacija hrvatske verzije Upitnika percipirane roditeljske akademske uključenosti provedena je na prigodnom uzorku od 273 učenika predmetne nastave iz Splita. Prosječna dob sudionika ovog uzorka bila je 12 godina ($M = 12.7$; $SD = .18$) uz raspon dobi od 11 do 15 godina. Ukupno su sudjelovale 132 učenice (48.4 %) i 141 učenik (51.6 %), a od toga 73 učenika petih razreda (26.7 %), 59 učenika šestih razreda (21.6 %), 69 učenika sedmih razreda (25.3 %), te 72 učenika osmih razreda (26.4 %).

4. Psihometrijska svojstva

4.1. Faktorska struktura

Latentna struktura Upitnika percipirane roditeljske akademske uključenosti provjerena je konfirmacijskom faktorskom analizom u programu Mplus 6 (Muthén i Muthén, 1998–2010) i s pomoću metode maksimalne vjerojatnosti (ML) za procjenu parametara. Matrica sa sirovim podacima služila je kao ulazna matrica. Stupanj slaganja modela s podacima procijenjen je sljedećim parametrima: test hi-kvadrat, omjer hi-kvadrata i broja stupnjeva slobode, CFI (engl. *Comparative Fit Index*), TLI (engl. *Tucker-Lewis Index*), RMSEA (engl. *Root-*

Mean-Square Error of Approximation) i SRMR (engl. *Standardized Root-Mean-Square Residual*). Vrijednosti CFI i TLI jednake ili veće od .90 (Marsh i sur., 1988), SRMR i RMSEA vrijednosti koje se kreću u rasponu od .05 do .10 (Brown i Cudeck, 1993), te omjer hi-kvadrata (χ^2) i broja stupnjeva slobode (relativni hi-kvadrat indeks) čija je vrijednost u rasponu od 1 do 5 upućuju na prihvatljivo pristajanje modela podacima (Brown, 2006; Hu i Bentler, 1999). Provjeren je model s četiri korelirana faktora, a rezultati konfirmacijske faktorske analize modela upućuju na djelomično slaganje pretpostavljenog modela s podacima. Indeksi slaganja modela s podacima i rezultati konfirmacijske faktorske analize jednofaktorskog modela prikazani su u Tablici 2 i Tablici 3.

Tablica 2
Indeksi slaganja modela s podacima (N = 273)

Indeksi slaganja	χ^2	df	χ^2/df	CFI	TLI	RMSEA	[90 % CI]	SRMR
	212.03**	98	2.16	.87	.84	.065	[.053, .077]	.062

** $p < .01$.

Tablica 3
Rezultati konfirmacijske faktorske analize Upitnika percipirane roditeljske akademske uključenosti (N = 273)

Čestice	Standardizirana faktorska zasićenja
Faktor 1. Nadziranje školskog rada i uspjeha	
Moji roditelji obavijeste razrednika/školu kada znaju da ću biti odsutan.	.40**
Moji roditelji me potiču da dobro naučim prije polaska u školu.	.64**
Moji roditelji me potiču da razgovaram s nastavnicima.	.62**
Moji roditelji me potiču da izvršim sve svoje zadatke na vrijeme.	.49**
Moji roditelji me potiču da se koristim dodatnim instrukcijama.	.34**
Moji roditelji mi ne dopuštaju da se bavim slobodnim aktivnostima prije nego što završim zadaću.	.16*
Faktor 2. Pomoć oko zadaće	
Moji roditelji provjeravaju moju domaću zadaću.	.63**
Moji roditelji mi pomažu sa školskim zadacima.	.80**
Moji roditelji mi omogućavaju prostor za rad i učenje.	.29**
Faktor 3. Komuniciranje s djetetom	
Moji roditelji razgovaraju sa mnom o školskim događajima.	.64**
Moji roditelji razgovaraju sa mnom o onome što sam učio u školi.	.77**
Moji roditelji razgovaraju sa mnom o planiranju mog daljnjeg školovanja.	.47**
Faktor 4. Roditeljska akademska očekivanja	
Moji roditelji očekuju da ću završiti fakultet.	.60**
Moji roditelji očekuju da imam dobre ocjene.	.80**
Moji roditelji očekuju da puno učim.	.64**
Moji roditelji očekuju da dovršim svoju domaću zadaću.	.57**

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

Omjer hi-kvadrata i broja stupnjeva slobode manji je od 3, dok se vrijednosti RMSEA i SRMR kreću između .05 i .10 što upućuje na dobro slaganje modela s podacima. S obzirom na to da na vrijednosti indeksa slaganja utječu različiti čimbenici kao što su: veličina uzorka, kompleksnost modela, metoda procjene parametra, normalitet distribucija i slično (Brown, 2006) te da su indeksi slaganja samo jedan aspekt evaluacije modela, potrebno je u obzir uzeti i veličinu uzorka i statističku značajnost drugih procijenjenih parametara koji su u skladu s očekivanjima. Faktorska zasićenja pojedinih indikatora s pripadajućim latentnim konstruktima su statistički značajna, te su većinom zadovoljavajuće veličine (oko .50 i veće) izuzevši zasićenja triju čestica koja su značajnije ispod .50 (.34, .16, .29), što bi impliciralo njihovo izbacivanje. Budući da je riječ o prvoj primjeni upitnika na hrvatskom uzorku adolescenata, te da je uzorak prigodan i malen, kao i malom povećanju pouzdanosti pojedinih skala izbacivanjem navedenih čestica, odlučeno je zadržati ih. Sugerirane su modifikacije u vidu izmjene pripadnosti određenih čestica pojedinim faktorima, međutim ti su prijedlozi odbačeni zbog niskih vrijednosti modifikacijskih indeksa. Uvid u zasićenja pojedinih indikatora latentnim konstruktom moguće je iščitati u Tablici 3.

S ciljem provjeravanja strukture skale provjerene su međusobne korelacije latentnih faktora. Dobivene vrijednosti prikazane su u Tablici 4.

Tablica 4
Prikaz interkorelacija latentnih faktora (N = 273)

Faktor	1.	2.	3.	4.
1. Nadziranje školskog rada i uspjeha	—			
2. Pomoć oko zadaće	.50**	—		
3. Komuniciranje s djetetom o školi	.69**	.68**	—	
4. Roditeljska akademska očekivanja	.44**	.23*	.35*	—

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

Kao što je vidljivo u Tablici 4, pojedini faktori su statistički značajno pozitivno povezani. Dobivene korelacije pokazuju da adolescenti koji percipiraju više nadzora školskog rada od roditelja ujedno procjenjuju da im roditelji više pomažu oko zadaće, komuniciraju s njima te da imaju viša obrazovna očekivanja od njih. Dobiveni obrasci korelacija (prikazani u Tablici 4) jesu značajni, niski i umjereni, te se kreću u rasponu od .23 do .69.

4.2. Osjetljivost

Normalnost distribucije provjerena je Kolmogorov-Smirnovljevim testom te dobivene vrijednosti pokazuju kako distribucije dobivenih rezultata na skalama odstupaju od normalne krivulje (prema višim ili nižim vrijednostima). Rezultati na skali nadziranja školskog rada i uspjeha i komuniciranja s djetetom o školi grupiraju se oko viših vrijednosti (negativno asimetrično), dok rezultati na skali pomoć oko zadaće i roditeljska akademska očekivanja pokazuju tendenciju grupiranja oko nižih rezultata (pozitivno asimetrično). Međutim, daljnjim uvidom u zakrivljenosti i asimetričnosti distribucija rezultata utvrđeno je kako nema trenda ekstremnih odstupanja navedenih parametara. Odnosno, provjereni zasebni indeksi asimetričnosti i indeksi spljoštenosti nisu veliki i u okvirima su prihvatljivih za provedbu parametrijskih analiza (asimetričnost < 1 , spljoštenost < 3). U Tablici 5 prikazani su deskriptivni parametri pojedinih skala Upitnika percipirane roditeljske akademske uključenosti.

Tablica 5*Deskriptivni parametri skala Upitnika percipirane roditeljske akademske uključenosti (N = 273)*

Skale	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	Raspon	K-S <i>d</i>	IA (<i>SE</i>)	IS (<i>SE</i>)	α
Nadziranje školskog rada i uspjeha	6	3.70	.67	2–5	.11**	-.65 (.15)	.44 (.30)	.52
Pomoć oko zadaće	3	3.41	.87	1.33–5	.10**	.10 (.15)	-.77 (.30)	.56
Komuniciranje s djetetom o školi	3	3.97	.88	2–5	.17**	-.97 (.15)	.48 (.30)	.65
Roditeljska akademska očekivanja	4	4.21	.80	2.25–5	.21**	-1.18 (.15)	.88 (.30)	.71

Napomena. *n* = broj čestica; K-S *d* = Kolmogorov-Smirnovljevi *d* indeksi; IA = indeks asimetričnosti; IS = indeks spljoštenosti.

***p* < .01.

4.3. Pouzdanost

Provedene analize pouzdanosti tipa unutarnje konzistencije upućuju na relativno niske razine pouzdanosti upitnika. Utvrđena pouzdanost izražena Cronbachovim alfa koeficijentom u ovom istraživanju iznosi prihvatljivih .71 za skalu roditeljska akademska očekivanja i .65 za skalu komuniciranje s djetetom o školi. Međutim, pouzdanost od .52 za skalu nadziranje školskog rada i uspjeha i .56 za skalu pomoć oko zadaće je ispod razine prihvatljivosti. Niske pouzdanosti pojedinih skala su vjerojatno odraz i sadržaja čestica, ali dobiveni rezultati pokazuju da bi se izbacivanjem čestica s niskim zasićenjima neznatno povećale pouzdanosti pojedinih skala. Potrebno je istaknuti kako je istraživanje provedeno na prigodno odabranom i selekcioniranom uzorku mlađih adolescenata (koji su relativno homogeni u analiziranim varijablama), te da je raspon variranja rezultata na pojedinim skalama upitnika ograničen i pomaknut prema višim vrijednostima. Navedeno je moglo doprinijeti lošijim metrijskim karakteristikama upitnika te upućuje na važnost daljnje provjere upitnika na većim uzorcima sudionika.

4.4. Kriterijska valjanost

U prilog valjanosti Upitnika percipirane roditeljske uključenosti govore dobiveni koeficijenti korelacije između pojedinih skala upitnika i školskog uspjeha adolescenata, adaptivnog i neadaptivnog perfekcionizma, ispitne anksioznosti i somatizacije (Tablica 6) utvrđenih u istraživanju Piuk (2018). Rezultati odnosa navedenih varijabli prikazani su u Tablici 6.

Adolescenti koji procjenjuju roditeljska akademska očekivanja višim ostvaruju bolji školski uspjeh. Nadalje, adolescenti izraženije crte adaptivnog perfekcionizma procjenjuju više razine nadzora školskog rada i uspjeha, pomoći oko zadaće, razgovara kao i veća akademska očekivanja od svojih roditelja, dok različite dimenzije roditeljske akademske uključenosti nisu povezane s neadaptivnim perfekcionizmom. Ispitnoj su anksioznosti skloniji adolescenti koji percipiraju višu razinu roditeljskog nadziranja školskog rada i uspjeha i komuniciranja, a somatizaciji adolescenti čiji roditelji više komuniciraju s njima o školskim sadržajima i aktivnostima. Ovi su rezultati vjerojatno odraz interkorelacije varijabli roditeljske akademske uključenosti i problema u prilagodbi. Dobivene korelacije to potvrđuju, odnosno viši nadzor je povezan s višom razinom ispitne anksioznosti, a viša razina komuniciranja o školi s višim razinama ispitne anksioznosti i somatizacije. Naime previsoka roditeljska akademska uključenost predviđa javljanje ispitne anksioznosti kada se percipira kao oblik kontrole, što u ovom slučaju nadzor i jest. Nadalje, u obzir treba uzeti da je riječ o korelacijskom nacrtu, što znači da navedena veza može ići i u obrnutom smjeru. Pozitivan je odnos u korelacijskoj matrici percipirane razine komunikacije između roditelja i adolescenata te ispitne anksi-

oznosti i somatizacije neočekivan rezultat jer se očekuje da roditeljska uključenost ima pozitivne ishode. Možda učestalo poticanje na komuniciranje o školskom gradivu može biti percipirano i kao pritisak ili oblik kontroliranja, a bilo koji oblik nametanja i kontrole u razdoblju adolescencije može negativno djelovati na odnos roditelja i djeteta te posljedično negativno i na prilagodbu djeteta. Naime, budući da je komuniciranje u korištenoj skali definirano kao razgovor o događajima u školi, nastavnom gradivu i planiranju budućeg školovanja, adolescenti navedena ponašanja mogu doživjeti kao pritisak. Važno je istaknuti da se upitnikom mjeri učestalost komuniciranja s djetetom, a ostaje otvoreno pitanje načina i kvalitete međusobnog komuniciranja roditelja i djece. Navedeno upućuje na ograničenja zaključaka i moguća poboljšanja upitnika u budućim istraživanjima.

Tablica 6

Korelacije skala Upitnika percipirane roditeljske uključenosti s vanjskim varijablama (N = 273)

	Školski uspjeh	Adaptivni perfekcionizam	Neadaptivni perfekcionizam	Ispitna anksioznost	Somatizacija
Nadziranje školskog rada i uspjeha	.10	.21*	.11	.25*	-.02
Pomoć oko zadaće	.03	.39**	.05	.11	-.08
Komuniciranje s djetetom o školi	.13	.32*	.03	.19*	.16*
Roditeljska akademska očekivanja	.42**	.27*	.12	.04	.03

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

Zaključno, validacija novog mjernog instrumenta Upitnika percipirane roditeljske akademske uključenosti na hrvatskom uzorku adolescenata metodološki je doprinos istraživanju dječje percepcije roditeljskih ponašanja i vjerovanja povezanih s njihovim obrazovanjem. Prikazana provjera svojstava upitnika provedena je na prigodno odabranom i selekcioniranom uzorku mlađih adolescenata koji su relativno homogeni u analiziranim varijablama (osobito školskom uspjehu jer 50.5 % adolescenata u uzorku ostvaruje odličan uspjeh u školi) te se svakako preporučuje daljnja provjera upitnika na heterogenim uzorcima adolescenata u Hrvatskoj. Dobiveni rezultati na temelju provedene konfirmacijske faktorske analize sugeriraju potrebne adaptacije u daljnjim istraživanjima. Faktorska struktura pristaje uz teorijski okvir i rezultate autora upitnika (Carranza i sur., 2009) i daje dobru osnovu za daljnja istraživanja percipirane roditeljske akademske uključenosti kod adolescenata. Na temelju provedene konfirmacijske faktorske analize može se utvrditi da upitnik sadrži 4 faktora (nadziranje školskog rada i uspjeha, pomoć oko zadaće, komuniciranje s djetetom o školi i roditeljska akademska očekivanja) koncipirana od 16 čestica. Ali utvrđeni indikatori pouzdanosti i valjanosti upućuju na nužnu provjeru metrijskih karakteristika upitnika u budućim istraživanjima te na moguće sadržajne adaptacije upitnika u novom obliku.

Literatura

- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Guilford Press.
- Brown, M. W. i Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. U: K. A. Bollen i J. S. Long (Ur.), *Testing structural equation models* (str. 36–62). SAGE.
- Carranza, F. D., You, S., Chhuon, V. i Hudley, C. (2009). Mexican American adolescent's academic achievement and aspirations: The role of perceived parental educational involvement, acculturation, and self-esteem. *Adolescence*, 44(174), 313–333.
- Erceg, M. (2014). *Uloga obrazovnih aspiracija i očekivanja te ponašanja roditelja u objašnjenju perfekcionizma njihove djece* [Diplomski rad]. Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru.
- Hill, N. E. i Tyson, D. F. (2009). Parental involvement in middle school: A meta-analytic assessment of the strategies that promote achievement. *Developmental Psychology*, 45(3), 740–763.
- Hu, L. T. i Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55.
- Jeynes, W. (2012). A meta-analysis of the efficacy of different types of parental involvement programs for urban students. *Urban Education*, 47(4), 706–742.
- LaRocque, M., Kleiman, I. i Darling, S. M. (2011). Parental involvement: The missing link in school achievement. *Preventing School Failure: Alternative Education for Children and Youth*, 55, 115–122.
- Marsh, H. W., Balla, J. R. i McDonald, R. P. (1988). Goodness-of-fit indexes in confirmatory factor analysis: The effect of sample size. *Psychological Bulletin*, 103(3), 391–410.
- Moroni, S., Dumont, H., Trautwein, U., Niggli, A. i Baeriswyl, F. (2015). The need to distinguish between quantity and quality in research on parental involvement: The example of parental help with homework. *The Journal of Educational Research*, 108, 417–431.
- Muthén, L. K. i Muthén, B. O. (1998–2010). *Mplus user's guide* (6. izdanje). Muthén & Muthén.
- Piuk, J. (2018). *Uloga roditeljske uključenosti u predviđanju školskog postignuća i prilagodbe adolescenata* [Diplomski rad]. Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru.
- Rogers, M. A., Theule, J., Ryan, B. A., Adams, G. R. i Keating, L. (2009). Parental involvement and children's school achievement: Evidence for mediating processes. *Canadian Journal of School Psychology*, 24, 34–57.
- Spera, C., Wentzel, K. R. i Matto, H. C. (2009). Parental aspirations for their children's educational attainment: Relations to ethnicity, parental education, children's academic performance, and parental perceptions of school climate. *Journal of Youth and Adolescence*, 38(8), 1140–1152.
- Xu, M., Benson, N. K., Mudrey-Camino, R. i Steiner, R. P. (2010). The relationship between parental involvement, self-regulated learning, and reading achievement of fifth graders: A path analysis using the ECLS-K database. *Social Psychology of Education: An International Journal*, 13, 237–269.

U upitniku se nalaze tvrdnje koje opisuju neke oblike **uključenosti tvojih roditelja u tvoje obrazovanje**. Molimo te da zaokružiš broj koji najbolje izražava tvoje doživljavanje roditelja na svakoj od navedenih tvrdnji. Koristi se skalom na kojoj brojevi znače sljedeće:

1	2	3	4	5
Nikad	Gotovo nikad	Rijetko	Ponekad	Često

Primjer

Roditelji obavijeste školu kada znaju da ću biti odsutan. 1 2 3 4 5

Ako tvoji roditelji nikada ne obavijeste školu (tvojeg razrednika/razrednicu) kada znaju da ćeš biti odsutan, zaokruži 1.

Ako tvoji roditelji gotovo nikada, ali se ipak događalo da obavijeste školu (razrednika/razrednicu) kada znaju da ćeš biti odsutan, zaokruži 2.

Ako tvoji roditelji obavijeste školu (razrednika/razrednicu) da ćeš biti odsutan, ali to rijetko rade, zaokruži 3.

Ako tvoji roditelji ponekad obavijeste školu (tvojeg učitelja/razrednika/razrednicu) kada znaju da ćeš biti odsutan, zaokruži 4.

Ako tvoji roditelji to često rade, zaokruži 5.

1.	Moji roditelji obavijeste razrednika/školu kada znaju da ću biti odsutan.	1	2	3	4	5
2.	Moji roditelji me potiču da dobro naučim prije polaska u školu.	1	2	3	4	5
3.	Moji roditelji me potiču da razgovaram s nastavnicima.	1	2	3	4	5
4.	Moji roditelji me potiču da izvršim sve svoje zadatke na vrijeme.	1	2	3	4	5
5.	Moji roditelji me potiču da se koristim dodatnim instrukcijama.	1	2	3	4	5
6.	Moji roditelji mi ne dopuštaju da se bavim slobodnim aktivnostima prije nego što završim zadaću.	1	2	3	4	5
7.	Moji roditelji provjeravaju moju domaću zadaću.	1	2	3	4	5
8.	Moji roditelji mi pomažu sa školskim zadacima.	1	2	3	4	5
9.	Moji roditelji mi omogućavaju prostor za rad i učenje.	1	2	3	4	5
10.	Moji roditelji razgovaraju sa mnom o školskim događajima.	1	2	3	4	5
11.	Moji roditelji razgovaraju sa mnom o onome što sam učio u školi.	1	2	3	4	5
12.	Moji roditelji razgovaraju sa mnom o planiranju mog daljnjeg školovanja.	1	2	3	4	5
13.	Moji roditelji očekuju da ću završiti fakultet.	1	2	3	4	5
14.	Moji roditelji očekuju da imam dobre ocjene.	1	2	3	4	5
15.	Moji roditelji očekuju da puno učim.	1	2	3	4	5
16.	Moji roditelji očekuju da dovršim svoju domaću zadaću.	1	2	3	4	5

Upitnik posttraumatskog rasta¹

Izvorni instrument: *Posttraumatic Growth Inventory* (PTGI; Tedeschi i Calhoun, 1996)

Adaptirale: Anamarija Malada i Ivana Macuka

Priredila: Ivana Macuka

1. Teorijska osnova

Posttraumatski rast je višedimenzijski konstrukt koji uključuje promjene u vjerovanjima i ciljevima, ponašanju i identitetu pojedinca nakon proživljene traume u životu (Tedeschi i Calhoun, 1996). Posttraumatski rast ne označava kraj simptomima traume, nego interpretiranje traume u novom obliku koji poboljšava psihološko funkcioniranje pojedinca u specifičnim životnim domenama (Lee i sur., 2015). Najčešće se ispituje kod terminalnih bolesnika s onkološkim oboljenjima, osobama koje su doživjele smrt bližnjih osoba ili su proživjele prirodne katastrofe, kod političkih zatvorenika i izbjeglica nakon rata, te kod roditelja djece oboljele od malignih bolesti (Shaw i sur., 2005). U novije vrijeme se istraživanja usmjeravaju i na osobe s ratnim iskustvom, naročito u SAD-u, Velikoj Britaniji te u istočnim azijskim zemljama (Hagenaars i van Minnen, 2010; Jin i sur., 2014; Lee i sur., 2015; Palmer i sur., 2016). Posttraumatski rast se može manifestirati u pozitivnim promjenama u samopercepciji, ali i odnosima s drugima i interpretiranju životnih događaja i promjena (Calhoun i Tedeschi, 2006). Među teoretskim pojašnjenjima potrebno je istaknuti *model posttraumatskog rasta* (Tedeschi i Calhoun, 1996) u okviru kojeg se rast definira kao iskustvo pozitivne promjene kojim se ne ugrožava osobni identitet uslijed suočavanja s vrlo stresnim iskustvima. Pri tome je istaknuto kako rast nije direktna posljedica traume, ni statičan proces, već rezultat unutarnje borbe i nastojanja osobe da uspješno prevlada traumatsko iskustvo. Autori modela smatraju da osobe imaju osobna vjerovanja u dobronamjernost drugih i smislenost svijeta, ali da ta vjerovanja bivaju poljuljana pri suočavanju s traumom. Kada su postojeća vjerovanja o drugima i svijetu narušena, dolazi do procesa kognitivnog restrukturiranja i prilagođavanja postojećih kognitivnih shema novom događaju. Posttraumatski rast se u navedenom modelu razmatra kao ishodišna varijabla, rast postaje izazov ciljevima višeg reda, vjerovanjima i sposobnosti upravljanja emocijama, pronalaženju novog značenja i ponovne procjene događaja. Postoje različiti oblici kognitivnog procesiranja traumatskog iskustva, ono koje služi pronalasku smisla, rješavanju problema, dosjećanju i predviđanju, odnosno razmatranju nečeg unaprijed. S druge strane, postoje i tzv. negativna ruminiranja o prošlim iskustvima koja su intenzivna i usmjerena na negativno te uključuju visoke razine tjeskobe i negativnih psihičkih posljedica (Calhoun i sur., 2000). Početna istraživanja u području posttraumatskog rasta usmjerila su se na razmatranja ovog konstrukta kao suprotnog kraja kontinuuma psihološke reakcije nakon traume u odnosu na posttraumatski stresni poremećaj (PTSP). Međutim, Zoellner i Maercker (2006) navode kako su posttraumatski rast i PTSP različiti, neovisni konstrukti koji predstavljaju odvojene dimenzije, te nisu dva kraja istog kontinuuma. Popović (2016) također navodi da posttraumatski rast i posttraumatski stresni poremećaj nisu dihotomne varijable nego dva aspekta funkcioniranja kao posljedica doživljenog stresa i traume. Kako bi se utjecaj traume pozitivno manifestirao u životu, ona mora biti znatna da bi potaknula rekonstrukciju osobnih vjerovanja i ciljeva (Tedeschi i Calhoun, 2004). Iako se kao posljedice ratnih iskustava češće ispituju negativni ishodi kao što su narušeno mentalno zdravlje i posttraumatski stresni poremećaj (koji uključuje nametljiva sjećanja, izbjegavanje podsjetnika na traumatu, društvenu izoliranost i pretjeranu reaktivnost), traumatsko iskustvo ne mora rezultirati samo negativnim ishodima. Posttraumatski rast uvodi se kao novi pogled na

1 Upitnik posttraumatskog rasta dostupan je za slobodno korištenje u istraživačke svrhe. Za prijevod i korištenje upitnika dobivena je i suglasnost autora upitnika. Hrvatska adaptirana verzija se slobodno može rabiti u istraživačke svrhe.

proživljenu traumu i njezine posljedice, a osoba koja iskusi posttraumatski rast rekonstruira svoja uvjerenja, prioritete i ciljeve te se prilagođava novim okolnostima. Primjerice, patnja i ratno iskustvo može dovesti do propitivanja značenja života i samog iskustva, otkrivanja novih prilika, porasta suosjećanja i razumijevanja za druge, povećanja osobne snage i obogaćivanja duhovnog života.

2. Opis upitnika

Upitnik posttraumatskog rasta namijenjen je ispitivanju procjene promjena u osobnoj snazi, socijalnim odnosima i životnoj filozofiji nakon doživljenog traumatskog iskustva. Ponajviše se rabi u procjeni reakcija na ratna iskustva branitelja, na doživljaj i iskustvo prirodnih katastrofa i kod osoba oboljelih od malignih bolesti. Upitnik su za potrebe ovog istraživanja prevela s engleskoga na hrvatski jezik tri nezavisna prevoditelja te je konsenzusom dogovoren konačan prijevod čestica.

Upitnik se sastoji od 21 tvrdnje kojima se ispituju promjene u pet područja koje se mogu javiti nakon proživljenog traumatskog (npr. ratnog) iskustva: Odnosi s drugima (7 tvrdnji, *Ulažem više truda u odnos s drugima.*), Nove mogućnosti (5 tvrdnji, *Uspostavio sam novi životni put.*), Osobna snaga (4 tvrdnje, *Znam da se mogu bolje nositi s poteškoćama.*), Duhovne promjene (2 tvrdnje, *Više sam religiozan.*) te Vrijednosti života (3 tvrdnje, *Više cijenim vlastiti život.*). Sudionici na skali od 6 stupnjeva procjenjuju stupanj u kojem su doživjeli promjene (od 0 = *nisam doživio promjenu* do 5 = *doživio sam promjenu u izrazito velikoj mjeri*). Ukupni rezultat određuje se kao zbroj svih procjena i kreće se u rasponu od 0 do 105, no mogu se izračunati i rabiti rezultati na pojedinim područjima rasta. Općenito, viši rezultat označava višu razinu posttraumatskog rasta ukupno ili u pojedinom području promjene.

Tablica 1
Redni broj tvrdnji i njihova pripadnost pojedinoj skali

	Ukupni broj tvrdnji ($n = 21$)	Pripadajuće tvrdnje
Odnosi s drugima	7	6, 8, 9, 15, 16, 20, 21
Nove mogućnosti	5	3, 7, 11, 14, 17
Osobna snaga	4	4, 10, 12, 19
Duhovne promjene	2	5, 18
Vrijednost života	3	1, 2, 13

3. Opis uzorka

Validacija hrvatske verzije Upitnika posttraumatskog rasta provedena je na prigodnom uzorku od 204 branitelja Domovinskog rata u Hrvatskoj. Prosječna dob branitelja je iznosila 53 godine ($M = 52.94$, $SD = 6.19$) uz raspon dobi od 45 do 77 godina. Sa sudionicima je kontaktirano preko udruga za branitelje nastalih nakon Domovinskog rata u Dalmaciji i Slavoniji. Najkraće vrijeme provedeno u ratu koje su sudionici naveli je 3 mjeseca, a najdulje 60 mjeseci ($M = 37.13$, $SD = 19.61$). Najviše sudionika je navelo da ima završenu srednju školu, u mirovini su, u braku, žive u manjem gradu i svoj financijski status procjenjuju prosječnim. Njih 72 (35.29 %) ima fizičko oštećenje nastalo u ratu, 70 (34.32 %) ih ima dijagnosticiran PTSP. Osim dijagnoze PTSP-a, 56 branitelja (28 %) navodi da imaju i druge psihičke i/ili fizičke dijagnoze.

4. Psihometrijska svojstva

4.1. Faktorska struktura

Latentna struktura Upitnika posttraumatskog rasta provjerena je konfirmacijskom faktorskom analizom u programu Mplus 6 (Muthén i Muthén, 2010) i s pomoću metode maksimalne vjerojatnosti (ML) za procjenu parametara. Matrica sa sirovim podacima služila je kao ulazna matrica. Stupanj slaganja modela s podacima procijenjen je sljedećim parametrima: test hi-kvadrat, omjer hi-kvadrata i broja stupnjeva slobode, CFI (engl. *Comparative Fit Index*), TLI (engl. *Tucker-Lewis Index*), RMSEA (engl. *Root-Mean-Square Error of Approximation*) i SRMR (engl. *Standardized Root-Mean-Square Residual*). Vrijednosti CFI i TLI jednake ili veće od .90 (Marsh i sur., 1988), SRMR i RMSEA vrijednosti koje se kreću u rasponu od .05 do .10 (Brown i Cudeck, 1993), te omjer hi-kvadrata (χ^2) i broja stupnjeva slobode (relativni hi kvadrat indeks) čija je vrijednost u rasponu od 1 do 5 upućuju na prihvatljivo pristajanje modela podacima (Brown, 2006; Hu i Bentler, 1999). Provjeren je model s 5 koreliranih faktora, a rezultati konfirmacijske faktorske analize prikazani u Tablici 2 upućuju na dobro pristajanje pretpostavljenog modela podacima. Faktorska zasićenja pojedinih indikatora latentnim konstruktima statistički su značajna ($p < .001$), a kreću se u rasponu od .52 do .91. Iako autori upitnika navode mogućnost izračuna rezultata na pojedinim skalama, ujedno predlažu i mogućnost izračunavanja ukupnog rezultata. U ovom istraživanju je potvrđeno kako zasebne dimenzije (pet područja: odnosi s drugima, nove mogućnosti, osobna snaga, duhovne promjene, vrijednosti života) imaju značajna standardizirana zasićenja na faktoru višeg reda (u rasponu od .81 do .93) za koji se može pretpostaviti da predstavlja posttraumatski rast. Indeksi slaganja modela s podacima i rezultati konfirmacijske faktorske analize prikazani su u Tablici 2 i Tablici 3.

Tablica 2
Indeksi slaganja modela s podacima (N = 273)

Indeksi slaganja	χ^2	df	χ^2/df	CFI	TLI	RMSEA	[90 % CI]	SRMR
	519.44**	179	2.902	.925	.923	.097	[.087, .110]	.034

** $p < .01$.

Omjer hi-kvadrata i broja stupnjeva slobode manji je od 3 što upućuje na dobro pristajanje modela s podacima. Također vrijednosti inkrementalnih indeksa slaganja (CFI i TLI) upućuju na dobro slaganje modela s podacima, kao i vrijednosti RMSEA i SRMR. Faktorska zasićenja indikatora odgovarajućim latentnim konstruktima statistički su značajna ($p < .01$) i veća od .50. Provedena konfirmacijska faktorska analiza upućuje na sljedećih pet faktora: *odnosi s drugima* ($n = 7$), *nove mogućnosti* ($n = 5$), *osobna snaga* ($n = 4$), *duhovne promjene* ($n = 2$) i *vrijednost života* ($n = 3$). U Tablici 3 prikazana je pripadnost tvrdnji Upitnika posttraumatskog rasta pojedinim skalama (odnosi s drugima, nove mogućnosti, osobna snaga, duhovne promjene, vrijednost života).

S ciljem provjeravanja strukture upitnika provjerene su međusobne korelacije latentnih faktora. Dobivene vrijednosti prikazane su u Tablici 4.

Tablica 3
Rezultati konfirmacijske faktorske analize Upitnika posttraumatskog rasta (N = 204)

Čestice	Standardizirana faktorska zasićenja
<i>Faktor 1. Odnosi s drugima</i>	
Jasnije mi je da mogu računati na druge ljude u teškim trenucima.	.76
Imam veći osjećaj bliskosti s drugim ljudima.	.84
Spremniji sam izraziti svoje emocije.	.77
Imam više suosjećanja za druge.	.90
Ulažem više truda u odnose s drugima.	.91
Naučio sam više o tome koliko ljudi mogu biti divni.	.81
Bolje prihvaćam potrebe drugih.	.90
<i>Faktor 2. Nove mogućnosti</i>	
Razvio sam nove interese.	.81
Uspostavio sam novi životni put.	.52
Sposoban sam učiniti bolje stvari u svojem životu.	.90
Otvoraju su mi nove mogućnosti koje prije nisam imao.	.76
Spremniji sam pokušati promijeniti stvari koje je potrebno mijenjati.	.89
<i>Faktor 3. Osobna snaga</i>	
Imam veći osjećaj samopouzdanja.	.84
Znam da se mogu bolje nositi s poteškoćama.	.88
Bolje mogu prihvatiti način na koji se stvari odvijaju.	.89
Otkrio sam da sam snažniji nego što sam mislio.	.86
<i>Faktor 4. Duhovne promjene</i>	
Bolje razumijem duhovna pitanja.	.90
Više sam religiozan.	.86
<i>Faktor 5. Vrijednost života</i>	
Promijenio sam prioritete o tome što je u životu važno.	.67
Više cijenim vlastiti život.	.86
Više cijenim svaki dan.	.91

Napomena. Sva faktorska zasićenja značajna su uz $p < .01$.

Tablica 4
Prikaz interkorelacija latentnih faktora (N = 204)

	1.	2.	3.	4.	5.
1. Odnosi s drugima	—				
2. Nove mogućnosti	.95**	—			
3. Osobna snaga	.89**	.97**	—		
4. Duhovne promjene	.91**	.83**	.77**	—	
5. Vrijednost života	.90**	.98**	.98**	.83**	—

** $p < .01$.

Kao što je vidljivo u Tablici 4, svi faktori su statistički značajno pozitivno povezani. Dobiveni obrasci korelacija su značajni, visoki i pozitivni, te se kreću u rasponu od .77 do .98. Visoke povezanosti upućuju na slabu diskriminativnu valjanost pet skala i opravdanu mogućnost formiranja ukupnog rezultata na temelju zbroja svih tvrdnji u upitniku. U istraživanjima se najčešće i rabi ukupni rezultat na upitniku. Testiran je hijerarhijski model s 5 faktora prvog reda i 1 faktora višeg reda (posttraumatski rast) kako bi se provjerila mogućnost formiranja ukupnog rezultata upitnika (Tablica 5).

Tablica 5
Latentna struktura Upitnika posttraumatskog rasta (N = 204)

Faktori nižeg reda	Faktor višeg reda
	Posttraumatski rast
Odnosi s drugima	.93
Nove mogućnosti	.92
Osobna snaga	.93
Duhovne promjene	.81
Vrijednost života	.89

Na temelju rezultata konfirmacijske faktorske analize Upitnika posttraumatskog rasta može se zaključiti kako upitnik sadrži 21 česticu raspoređenu u 5 faktora: *odnosi s drugima* ($n = 7$), *nove mogućnosti* ($n = 5$), *osobna snaga* ($n = 4$), *duhovne promjene* ($n = 2$) i *vrijednost života* ($n = 3$). S obzirom na visoke međusobne korelacije pojedinih faktora nižeg reda s faktorom višeg reda, može se zaključiti da je opravdanije koristiti se ukupnim rezultatom na upitniku kao pokazateljem posttraumatskog rasta.

4.2. Osjetljivost

Normalnost distribucije provjerena je Kolmogorov-Smirnovljevom testom te dobivene vrijednosti pokazuju kako distribucije rezultata većinom odstupaju od normalne krivulje. Oblik distribucije rezultata na pojedinim skalama pokazuje da distribucija rezultata statistički značajno odstupa na svim skalama osim na skali *Nove mogućnosti* ($p < .01$). Na skalama *Odnosi s drugima*, *Osobna snaga*, *Duhovne promjene* i *Vrijednost života* tendencija grupiranja rezultata je oko viših vrijednosti, odnosno dobiveni rezultati upućuju na negativne asimetrične distribucije. Oblik distribucije ukupnog rezultata upitnika također je provjeren Kolmogorov-Smirnovljevom testom. Utvrđeno je da distribucija rezultata statistički značajno

odstupa od normalne uz tendenciju grupiranja rezultata oko viših vrijednosti, odnosno upućuje na negativno asimetričnu distribuciju. Kao dodatni kriteriji, provjereni su indeksi asimetričnosti i spljoštenosti. Utvrđeno je kako nema trenda ekstremnih odstupanja navedenih parametara, provjereni zasebni indeksi asimetričnosti i indeksi spljoštenosti nisu veliki i u okvirima su prihvatljivih za provedbu parametrijskih analiza (asimetričnost < 1, spljoštenost < 3). U Tablici 6 prikazani su deskriptivni parametri Upitnika posttraumatskog rasta.

Tablica 6
Deskriptivni parametri subskala i ukupnog rezultata Upitnika posttraumatskog rasta (N = 204)

Skale	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	Raspon	K-S <i>d</i>	IA (<i>SE</i>)	IS (<i>SE</i>)	α
Posttraumatski rast (ukupni rezultat)	21	53.09	27.71	0–105	.09**	-.41 (.17)	-.73 (.34)	.96
Odnosi s drugima	7	17.61	9.44	0–35	.11**	-.38 (.17)	-.75 (.34)	.95
Nove mogućnosti	5	12.13	7.18	0–47	.07**	.33 (.17)	1.54 (.34)	.84
Osobna snaga	4	10.31	5.64	0–20	.11**	-.36 (.17)	-.81 (.34)	.92
Duhovne promjene	2	5.13	3.23	0–10	.14**	-.27 (.17)	-1.12 (.34)	.87
Vrijednost života	3	7.92	4.34	0–15	.10**	-.36 (.17)	-.78 (.34)	.85

Napomena. *n* = broj čestica; K-S *d* = Kolmogorov-Smirnovljev *d* indeks; IA = indeks asimetričnosti; IS = indeks spljoštenosti.

***p* < .01.

4.3. Pouzdanost

Provedene analize pouzdanosti tipa unutarnje konzistencije upućuju na visoke razine pouzdanosti upitnika (Tablica 6). Može se zaključiti kako Upitnik posttraumatskog rasta adaptiran na hrvatskom uzorku upućuje na zadovoljavajuću unutarnju konzistentnost i predstavlja pouzdan mjerni instrument.

4.4. Kriterijska valjanost

U prilog kriterijskoj valjanosti Upitnika posttraumatskog rasta navedeni su koeficijenti korelacija utvrđeni između ukupnog rezultata upitnika i posttraumatskog stresnog poremećaja, emocionalne kontrole i regulacije, religioznosti te percipirane socijalne podrške utvrđenih u istraživanju Malada (2018). Rezultati odnosa navedenih varijabli prikazani su u Tablici 7.

Tablica 7*Korelacije subskala Upitnika posttraumatskog rasta s vanjskim varijablama (N= 204)*

Subskala	1.	2.	3.	4.	5.
1. Posttraumatski rast	—				
2. Simptomi PTSP-a	.34*	—			
3. Emocionalna regulacija i kontrola	-.19*	-.57**	—		
4. Religioznost	.32*	.19*	-.18*	—	
5. Socijalna podrška	.28*	-.02	-.04	.44**	—

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

Dobivene korelacije pokazuju da je posttraumatski rast pozitivno povezan sa simptomima PTSP-a, religioznošću i percipiranom socijalnom podrškom, a negativno s razinom emocionalne regulacije i kontrole. Na temelju dobivenih korelacija može se zaključiti kako branitelji izraženijih simptoma PTSP-a, koji su religiozniji te koji procjenjuju socijalnu podršku bližnjih višom, ali lošije reguliraju vlastite negativne emocije iskazuju višu razinu posttraumatskog rasta. Suprotno očekivanjima, dobiven je negativan odnos posttraumatskog rasta i emocionalne regulacije i kontrole negativnih emocija. S obzirom na to da 34 % branitelja u ovom uzorku istraživanja navodi dijagnozu PTSP-a, te utvrđene značajne odnose PTSP-a i emocionalne regulacije i kontrole, te posttraumatskog rasta i emocionalne regulacije i kontrole, može se zaključiti da simptomi PTSP-a mogu doprinijeti i lošijoj regulaciji emocija, ali i da lošija regulacija emocija može povećati osobni rast. Očito je da je u pozadini stresa i rasta važna regulacija i kontrola negativnih emocija, ali navedeno treba provjeriti u daljnjim istraživanjima na većim uzorcima branitelja.

Zaključno, na temelju provedene konfirmacijske faktorske analize potvrđena je originalna struktura Upitnika posttraumatskog rasta (Tedeschi i Calhoun, 1996). Upitnik sadrži 21 česticu raspodijeljenu u 5 faktora: *odnosi s drugima, nove mogućnosti, osobna snaga, duhovne promjene i vrijednost života*. Utvrđeni indikatori pouzdanosti i valjanosti upućuju na dobre metrijske karakteristike i korisnost primjene ovog upitnika u budućim istraživanjima. Konstrukt posttraumatskog rasta kao mogući odgovor na proživljeno ratno iskustvo je općenito slabo istražen, osobito u Hrvatskoj. Validacija Upitnika posttraumatskog rasta (Tedeschi i Calhoun, 1996) na uzorku hrvatskih branitelja upućuje na korisnost primjene upitnika u budućim istraživanjima, osim u istraživačke svrhe i kao pomoć pri evaluaciji u savjetodavnom i terapijskom radu u procesu adaptacije i umanjivanju psiholoških poteškoća branitelja.

Literatura

- Brown, M. W. i Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. U: K. A. Bollen i J. S. Long (Ur.), *Testing structural equation models* (str. 36–62). SAGE.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Guilford Press.
- Calhoun, L. G., Cann, A., Tedeschi, R. G. i McMillan, J. (2000). A correlational test of the relationship between posttraumatic growth, religion, and cognitive processing. *Journal of Traumatic Stress, 13*(3), 521–527.
- Calhoun, L. G. i Tedeschi, R. G. (2006). *Handbook of posttraumatic growth: Research and practice*. Lawrence Erlbaum Associates.
- Hagenaars, M. A. i van Minnen, A. (2010). Posttraumatic growth in exposure therapy for PTSD. *Journal of Traumatic Stress, 23*(4), 504–508.
- Hu, L. T. i Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 6*(1), 1–55.
- Jin, Y., Xu, J. i Liu, D. (2014). The relationship between posttraumatic stress disorder and posttraumatic growth: gender differences in PTG and PTSD subgroups. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology, 49*, 1903–1910.
- Lee, H., Mason, D., Holden, B. E., Adams, P., Guardiola, L., Jr. i Buetikofer, E. (2015). Social support and post traumatic growth (PTG) among OEF-OIF and American Korean war veterans: A mixed research study. *International Journal of Humanities and Social Science, 5*(8), 154–165.
- Malada, A. (2018). *Osobne i okolinske determinante posttraumatskog rasta kod branitelja Domovinskog rata* [Diplomski rad]. Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru.
- Marsh, H. W., Balla, J. R. i McDonald, R. P. (1988). Goodness-of-fit indexes in confirmatory factor analysis: The effect of sample size. *Psychological Bulletin, 103*, 391–410.
- Muthén, L. K. i Muthén, B. O. (2010). *Mplus user's guide* (7. izdanje). Muthén i Muthén.
- Palmer, E., Murphy, D. i Spencer-Harper, L. (2016). Experience of post-traumatic growth in UK veterans with PTSD: a qualitative study. *Army Medical Corps, 1–6*.
- Popović, B. (2016). Od kulture otpornosti i zahvalnosti do društvenog priznanja. *Polemos, 19*, 33–50.
- Shaw, A., Joseph, S. i Linley, P. A. (2005). Religion, spirituality, and posttraumatic growth: A systematic review. *Mental Health, Religion and Culture, 8*(1), 1–11.
- Tedeschi, R. G. i Calhoun, L. G. (1996). The Posttraumatic Growth Inventory: Measuring the positive legacy of trauma. *Journal of Traumatic Stress, 9*(3), 455–471.
- Tedeschi, R. G. i Calhoun, L., G. (2004). Posttraumatic growth: Conceptual foundations and empirical evidence. *Psychological Inquiry, 15*(1), 1–18.
- Zoellner, T. i Maercker, I. (2006). Posttraumatic growth in clinical psychology – A critical review and introduction of a two component model. *Clinical Psychology Review, 26*, 626–653.

Sljedeće tvrdnje se odnose na **promjene u osobnoj snazi, socijalnim odnosima i životnoj filozofiji** koje se mogu javiti nakon doživljenog traumatskog iskustva. Molimo Vas da na priloženoj skali označite za svaku tvrdnju stupanj u kojem se navedena promjena odnosi na Vas.

Brojevi na skali imaju sljedeća značenja:

0= **Nisam doživio** promjenu kao posljedicu traume

1= Doživio sam promjenu **u izrazito maloj mjeri** kao posljedicu traume

2= Doživio sam promjenu **u maloj mjeri** kao posljedicu traume

3= Doživio sam **umjerenu** promjenu kao posljedicu traume

4= Doživio sam promjenu **u znatnoj mjeri** kao posljedicu traume

5= Doživio sam promjenu **u izrazito velikoj mjeri** kao posljedicu traume

Moguće područje rasta i promjene:		Procjena					
1.	Promijenio sam prioritete o tome što je u životu važno.	0	1	2	3	4	5
2.	Više cijenim vlastiti život.	0	1	2	3	4	5
3.	Razvio sam nove interese.	0	1	2	3	4	5
4.	Imam veći osjećaj samopouzdanja.	0	1	2	3	4	5
5.	Bolje razumijem duhovna pitanja.	0	1	2	3	4	5
6.	Jasnije mi je da mogu računati na druge ljude u teškim trenucima.	0	1	2	3	4	5
7.	Uspostavio sam novi životni put.	0	1	2	3	4	5
8.	Imam veći osjećaj bliskosti s drugim ljudima.	0	1	2	3	4	5
9.	Spremniji sam izraziti svoje emocije.	0	1	2	3	4	5
10.	Znam da se mogu bolje nositi s poteškoćama.	0	1	2	3	4	5
11.	Sposoban sam učiniti bolje stvari u svojem životu.	0	1	2	3	4	5
12.	Bolje mogu prihvatiti način na koji se stvari odvijaju.	0	1	2	3	4	5
13.	Više cijenim svaki dan.	0	1	2	3	4	5
14.	Otvoraju su mi nove mogućnosti koje prije nisam imao.	0	1	2	3	4	5
15.	Imam više suosjećanja za druge.	0	1	2	3	4	5
16.	Ulažem više truda u odnose s drugima.	0	1	2	3	4	5
17.	Spremniji sam pokušati promijeniti stvari koje je potrebno mijenjati.	0	1	2	3	4	5
18.	Više sam religiozan.	0	1	2	3	4	5
19.	Otkrio sam da sam snažniji nego što sam mislio.	0	1	2	3	4	5
20.	Naučio sam više o tome koliko ljudi mogu biti divni.	0	1	2	3	4	5
21.	Bolje prihvaćam potrebe drugih.	0	1	2	3	4	5

10 svezaka *Zbirke psihologijskih skala i upitnika*

Objavljivanje jubilarnog, 10. sveska *Zbirke psihologijskih skala i upitnika* prigoda je za osvrt na dosadašnja izdanja, kao i na gotovo dva desetljeća suradnje djelatnika Odjela za psihologiju Sveučilišta u Zadru u okviru jednog od njegovih zajedničkih projekata, u punom smislu te riječi. Ponosna sam ali, prije svega, zahvalna na prilici da taj osvrt mogu dati ne samo kao glavna urednica najnovijeg sveska, nego i kao – po uredničkom stažu, kao i po dobi – najstarija članica Uredništva i, zapravo, jedina iz njegova početnog sastava prije skoro dva desetljeća.

U 10 dosadašnjih svezaka *Zbirke* objavljeni su prilozi o 119 psihologijskih mjernih instrumenata, uključujući 34 instrumenta koje su, samostalno ili u suautorstvu, izvorno konstruirali istraživači s našeg odjela, te 85 instrumenata koji su adaptacije već postojećih instrumenata na drugim jezicima, za koje je dobivena suglasnost autora izvorne verzije. Popis svih instrumenata s imenima autora koji su priredili priloge o njima nalazi se na kraju ovoga teksta. Od ukupno 54 autora na tom popisu, njih 25 su sadašnji ili bivši djelatnici Odjela za psihologiju. Neki od njih svoje prve priloge priredili su još dok su bili studenti na našem odjelu i u suautorstvu sa svojim mentorima. Na popisu je još 20 naših sadašnjih ili bivših studenata, te devet kolegica i kolega s drugih institucija s kojima smo surađivali u konstrukciji ili adaptaciji pojedinih instrumenata.

Na popisu autora do sada objavljenih priloga su skoro sve kolegice i kolege koji su u proteklih par desetljeća bili zaposleni na našem odjelu. Kao autorica priloga i članica Uredništva svih dosadašnjih svezaka mogu posvjedočiti da se objavljivanje *Zbirke* i priloga u njoj nije na Odjelu postavljalo niti doživljavalo kao nekakav imperativ; štoviše, kako se zahtjevnost uredničkih kriterija, a time i pripreme priloga, iz sveska u svezak povećavala, ponekad je, možda, bilo više pritisa da se trud i vrijeme ulože u neku drugu aktivnost koja je, u konačnici, podjednako zahtjevna kao i prilog u *Zbirci* ali, možda, „isplativija“ odnosno bolje vrednovana pri, primjerice, izborima u zvanja i sl. No, priprema novog sveska, koja se redovito najavljivala na Stručnom vijeću i, potom, pozivom Uredništva svim istraživačima na Odjelu, nijednom se nije pokazala upitnom, kao ni odaziv na taj poziv, koji je uvijek osiguravao dovoljan broj priloga. Jednostavno rečeno, oko pripreme novog sveska nikad se nije „kalkuliralo“, kao ni oko njegova promoviranja na znanstveno-stručnom skupu *Dani psihologije u Zadru*, koji je, također, zajednički projekt po kojem je, kao i po *Zbirci*, naš odjel poznat i izvan granica Hrvatske.

Prvi svezak *Zbirke* objavljen je 2002. godine, ali je njegova priprema, naravno, počela ranije i, prije svega, zahvaljujući inicijativi koju je na sjednici Stručnog vijeća tadašnjeg Odsjeka za psihologiju Filozofskog fakulteta u Zadru pokrenula profesorica Katica Lacković-Grgin, koja je bila i glavna urednica tog sveska. Jedan od ciljeva pokretanja *Zbirke* bio je da se i putem ovakve, zajedničke publikacije predstave istraživačke aktivnosti djelatnika Odsjeka (kasnije: Odjela) za psihologiju. Mnoštvo instrumenata koji su konstruirani ili adaptirani za potrebe istraživanja na znanstvenim projektima i izvan njih prezentirano je u izlaganjima na znanstveno-stručnim skupovima, te u radovima u domaćim i međunarodnim časopisima i drugim publikacijama, ali obično u vrlo sažetom obliku, tako da smo, kao njihovi autori, često dobivali zahtjeve zainteresiranih kolegica i kolega za dodatnim informacijama o instrumentu. Događalo se i da instrumenti koje smo konstruirali ili adaptirali ostanu, iz različitih razloga, nezamijećeni ili nedostupni širem krugu potencijalnih korisnika, te da se iznova konstruiraju ili adaptiraju oni koje smo već konstruirali ili adaptirali. Ukratko, pokretanje *Zbirke* kao odjelnog izdanja bilo je i naš odgovor na očitu potrebu za izdanjem koje će osigurati dostupnost ne samo instrumenata nego i sustavno prikazanih informacija o njihovoj teorijskoj podlozi i rezultatima njihove validacije u uzorcima sudionika iz naše populacije. Validacija tih instrumenata u vrijeme njihova objavljivanja u *Zbirci*, u pravilu, nije bila potpuno dovršena, a razina do koje se došlo u tom postupku manje ili više varira od instrumenta do instrumenta. Kao autori i urednici dosljedno smo upozoravali na

odgovarajuća ograničenja u pogledu daljnje upotrebe instrumenata i interpretacije dobivenih rezultata, kao i na moguće smjerove daljnjih istraživanja relevantnih konstrukata u psihologiji i srodnim disciplinama. Prema informacijama iz osobnih kontakata i drugih dostupnih izvora, instrumenti koje smo objavili doista se primjenjuju u različitim istraživanjima, što pridonosi citiranosti pojedinih priloga i *Zbirke* kao cjeline u različitim publikacijama. Između ostalog, prema podacima na dan 31.8.2020. godine, *Zbirka* je citirana u 86 radova koji su indeksirani u bazi *Web of Science* i u 179 radova koji su indeksirani u bazi *Scopus*. Stvarna citiranost je vjerojatno puno veća jer sama *Zbirka* u ovim bazama nije indeksirana, kao ni sva znanstvena i stručna izdanja u kojima su citirani prilozi o pojedinim instrumentima.

Da se instrumenti iz *Zbirke* rabe prije svega u istraživačkom radu govore i podatci iz ankete koju smo u proljeće ove godine proveli među potencijalnim korisnicima u Hrvatskoj, kao i u susjednim zemljama iz kojih smo do sada također dobivali zahtjeve za suglasnost za korištenje instrumenata. Od ukupno 289 pristupa online upitniku, 108 kolegica i kolega koji su upitnik predali naveli su da su se u svom radu koristili barem jednim od objavljenih instrumenata. Broj referiranih upotreba varira između 1 i 24, ovisno o instrumentu, a te primjene se najčešće odnose na istraživanja u sklopu različitih projekata, te druga, izvanprojektna istraživanja, uključujući ona koja su provedena u sklopu izrade kvalifikacijskih radova studenata psihologije. Ovo je u skladu s podatkom da je većina sudionika koji su odgovorili na pitanje o tipu institucije u kojoj rade navela visokoškolske institucije s različitih hrvatskih sveučilišta (uključujući ona u Osijeku, Rijeci, Splitu, Zadru i Zagrebu), kao i s nekih inozemnih sveučilišta (poput onih u Banjaluci, Mostaru, Nišu, Sarajevu i Tuzli).

Osim u istraživanjima, kolege zaposlene na visokoškolskim institucijama u anketi često navode da se pojedinim priložima u *Zbirci* koriste i kao materijalom u nastavi iz različitih kolegija, prije svega u području psihometrije i metodologije, ali i psihologije ličnosti, te edukacijske, organizacijske, razvojne, socijalne, kliničke i zdravstvene psihologije. Široka lepeza konstrukata čijem su mjerenju namijenjeni instrumenti koji su objavljeni u *Zbirci*, iz praktično svih područja psihologijskih istraživanja, reflektira raznolikost nastavnih područja i istraživačkih interesa njihovih autora tijekom razdoblja koje je, zapravo, puno duže od „starosti“ ove publikacije. Osim praktično svih nastavnika na našem odjelu u proteklih par desetljeća, među autorima instrumenata i/ili priloga o njima također su kolegice i kolege koji su 1980-ih i 1990-ih radili na tadašnjem Odsjeku za psihologiju Filozofskog fakulteta u Zadru.

Ostali navodi o institucijama na kojima su zaposleni sudionici u našoj anketi uključuju odgojno-obrazovne ustanove, medicinske ustanove, zavod za zapošljavanje, zavod za javno zdravstvo, različite službe i udruge u području socijalne skrbi, odjele za ljudske resurse u nekim organizacijama itd. Premda je, iz već spomenutih razloga, upotreba instrumenata iz *Zbirke* u praksi vrlo ograničena, a ponekad zapravo i neopravdana, kolege koji rade u praksi u svojim komentarima također ocjenjuju *Zbirku* vrijednim i korisnim priručnikom, posebice u smislu dodatnog izvora informacija pri osmišljavanju nekih svojih aktivnosti, kao što su radionice za učenike, nastavnike, roditelje, umirovljenike itd. Sve u svemu, uz očekivani znanstveni odjek, veseli nas i to što se *Zbirka* pokazala korisnim priručnikom u nastavnim i drugim stručnim aktivnostima psihologa.

Određeni uvid u interes za *Zbirku* pružaju i podatci o preuzimanju online izdanja pojedinih svezaka tijekom proteklih godinu i pol (konkretno, od ožujka 2019. godine, od kada su ta izdanja dostupna putem mrežne izdavačke platforme Sveučilišta u Zadru „Morepress“). Kao što se može vidjeti iz Tablice 1, koja prikazuje broj preuzimanja pojedinih svezaka po mjesecima, ukupni broj preuzimanja u tom razdoblju je 12116. Najveći broj preuzimanja bio je u ožujku i travnju ove godine, kada je objavljeno i online izdanje Sveska 9. No, porast preuzimanja svih svezaka u navedenom razdoblju vjerojatno se može pripisati i činjenici da smo tada provodili spomenutu anketu o korištenju *Zbirke*, koja je sadržavala i poveznice na online izdanja pojedinih svezaka. To je i prema navodima nekih sudionika u anketi potaknulo veći broj preuzimanja ovih izdanja, a vjerojatno objašnjava barem dio velikog broja onih koji su online upitniku pristupili ali ga nisu i popunili. Na

taj je način anketa o *Zbirci*, čini se, pridonijela i njezinoj popularizaciji, premda nam to nije bila (primarna) intencija. Na isti zaključak upućuju i komentari naših kolegica i kolega na pitanja otvorenog tipa u samoj anketi, kao i na objavama na društvenim mrežama na kojima smo dijelili pozivnicu za sudjelovanje u anketi. Primjerice, komentari objave koju su, između ostalih, na svojim stranicama dijelile različite neformalne udruge psihologa, te Hrvatska psihološka komora i Hrvatsko psihološko društvo (na čijoj je stranici ta objava i jedna od najpregledavanijih: ukupno 1420 pregleda do kraja kolovoza 2020.) često se odnose na pitanje o mogućnosti preuzimanja online izdanja, te na pohvale za njihovu dostupnost. Dio sudionika u anketi eksplicitno je naveo da nisu znali za sve objavljene sveske i, posebice, za postojanje i dostupnost njihovih online izdanja. Sve u svemu, ove su reakcije i poruka Uredništvu da na informiranju o dostupnosti ovih izdanja i, općenito, promoviranju *Zbirke* treba još raditi, koristeći se pritom različitim danas dostupnim kanalima komunikacije.

Tablica 1

*Broj preuzimanja online izdanja Zbirke s platforme Morepress u razdoblju ožujak 2019. – kolovoz 2020.**

Godina	Mjesec	Sv. 1	Sv. 2	Sv. 3	Sv. 4	Sv. 5	Sv. 6	Sv. 7	Sv. 8	Sv. 9	Ukupno
2019.	ožujak	87	74	69	103	96	102	111	211		853
	travanj	73	54	57	63	57	77	64	73		518
	svibanj	54	26	26	19	26	42	32	50		275
	lipanj	25	22	17	18	18	24	15	23		162
	srpanj	32	26	19	16	20	18	30	35		196
	kolovoz	19	21	15	13	14	15	16	18		131
	rujan	64	61	35	37	48	54	45	49		393
	listopad	160	112	77	96	92	114	102	117		870
	studeni	136	105	59	74	66	76	71	84		671
	prosinac	112	70	38	44	62	75	65	69		535
2020.	siječanj	239	127	96	122	122	118	107	130		1061
	veljača	99	63	50	43	49	69	63	55		491
	ožujak	427	146	136	116	124	162	140	170		1421
	travanj	422	251	175	180	202	238	184	242	55	1949
	svibanj	178	116	64	64	78	92	65	87	88	832
	lipanj	140	81	61	74	68	78	64	73	68	707
	srpanj	100	76	66	55	64	81	69	73	82	666
	kolovoz	75	41	28	36	44	39	26	49	47	385
	Ukupno	2442	1472	1088	1173	1250	1474	1269	1608	340	12116

* Izvor: Sveučilišna knjižnica Sveučilišta u Zadru

Interes za našu zbirku i njezina široka upotreba odraz su činjenice da je ona još uvijek jedinstveni priručnik ove vrste u hrvatskoj psihologiji, ali, nadamo se, i kvalitete pojedinih izdanja. Nakon prvoga sveska, koji je sadržavao najveći broj priloga, ali razmjerno skromnog opsega, Uredništvo je kontinuirano radilo na podizanju kvalitete, pa time i opsega, pojedinih priloga, tako da po sadržaju i formatu prilozi u kasnijim

svescima sve više odgovaraju onome što su inače zahtjevi stručnog članka u časopisu, a u nekim slučajevima, možda, i prelaze tu razinu. Za unaprijeđivanje kvalitete naših izdanja zaslužni su, dakako, i kolegice i kolege koji su ih recenzirali, kojima smo zahvalni ne samo na pohvalama već i na korisnim sugestijama za dopune i promjene. Njihove ocjene i komentari poticali su nas da, iz sveska u svezak, revidiramo kriterije i podižemo razinu minimalnih zahtjeva za uvrštavanje priloga u *Zbirku*. Imena svih recenzenata također su navedena na popisu na kraju ovoga teksta, uz odgovarajući broj sveska.

Osim psihologa i studenata psihologije, među korisnicima *Zbirke* ponekad su i stručnjaci drugih profila koji su zainteresirani za određene psihologijske mjerne instrumente i/ili konstrukte čijem su mjerenju oni namijenjeni. No, jedna struka s kojom smo, kao i svaka publikacija, u stalnom doticaju iz drugih razloga su naši lektori i lektorice, koji su se pobrinuli da naša izdanja budu u skladu s jezičnim normama i standardima. Onda kad su te preporuke ulazile u prostor onoga što se smatra našom stručnom terminologijom, primoravale su nas da razmislimo o razlozima našeg ustrajanja u upotrebi nekih izraza ili oblika, pogotovo u slučajevima kad se to kosi s jezičnom normom, te da osvijestimo razloge otpora prema preporučenoj zamjeni takvih izraza i oblika, unatoč njihovoj svojevrsnoj „ovjerenosti“ u jezičnom korpusu naše struke. Tako nešto dogodilo se i u pripremi 10. sveska, nakon preporuke da termine „eksploratorna“ i „konfirmatorna“ (faktorska analiza) zamijenimo terminima „eksploracijska“ i „konfirmacijska“, u skladu s načelom da pri preuzimanju neke riječi iz drugog jezika ne treba preuzeti i riječ koje je iz nje izvedena, nego je treba izvoditi iz hrvatske posuđenice (u ovom slučaju: eksploracija, konfirmacija) i prema pravilima hrvatske tvorbe pridjeva (u ovom slučaju: tako da se osnovi dodaje nastavak –ska). Rasprave koje smo u Uredništvu, kao i s puno drugih kolega, posebice sa psihometričarima i metodolozima, vodili o ovoj preporuci uvjerile su nas da, osim „ustaljenosti“, zapravo nemamo (stručni) argument za daljnje ustrajanje na oblicima „eksploratorna“ i „konfirmatorna“, te smo zaključili da preporuku lektora treba usvojiti i primijeniti dosljedno u svim priložima u ovom svesku. Novi svezak *Zbirke* je, na taj način, postao jedna (ali ne i jedina) publikacija u našoj struci u kojoj se ovi preporučeni oblici koriste. Hoće li se ti oblici i drugdje koristiti i, možda, vremenom također ustaliti ovisit će ponajprije o odluci onoga tko ih koristi. Naša intencija, dakako, nije „nametanje“ nove norme, ali se nadamo da će nas ovaj primjer potaknuti da prema mišljenju i preporukama drugih struka budemo i dalje otvoreni ili, barem, u onoj mjeri u kojoj očekujemo od drugih da respektiraju, te razmotre i, eventualno, uvažavaju naša stručna mišljenja i preporuke.

Na kraju ovog osvrta i iz perspektive članice Uredništva u odlasku, želim zahvaliti svima s kojima sam bila u prilici surađivati u okviru ovog izdavačkog projekta, posebice bivšim i sadašnjim članovima uredničkog tima, većina kojih je, poput mene, u njemu imala priliku stjecati svoja prva urednička iskustva. Odlazak starih i dolazak novih članova uvijek donosi određene, veće ili manje promjene, ali u funkcioniranju ovog uredničkog tima one, po mojem mišljenju, nikada nisu bitno narušile atmosferu suradnje, uzajamne podrške i povjerenja, koja je obilježavala rad Uredništva *Zbirke* od prvog sveska. Kolicicama koje u njemu ostaju, kao i svima koji će tek postati njegovi članovi, želim da tako i ostane, te da uređivanje *Zbirke* i dalje bude onakav suradnički projekt kakav je bio sve do svoje „punoljetnosti“.

Vera Ćubela Adorić

Popis instrumenata objavljenih u 10 svezaka *Zbirke psihologijskih skala i upitnika*

Svezak I. (2002) Urednici: Katica Lacković-Grgin, Ana Proroković, Vera Ćubela i Zvezdan Penezić Recenzenti: Vesna Buško i Tomislav Grgin		
NAZIV INSTRUMENTA	KONSTRUIRALI / ADAPTIRALI	AUTORI PRILOGA O INSTRUMENTU
<i>Coopersmithov upitnik samopoštovanja</i>	Katica Lacković-Grgin i Petar Bezinović	Katica Lacković-Grgin
<i>Skala opće efikasnosti</i>	Lozena Ivanov i Zvezdan Penezić	Lozena Ivanov
<i>Skraćena verzija Skale za mjerenje osjećaja koherentnosti (SOC)</i>	Katica Lacković-Grgin i Željana Buntić-Pejaković	Katica Lacković-Grgin
<i>Skala vjerovanja u pravedan svijet</i>	Vera Ćubela	Vera Ćubela
<i>Skala optimizma – pesimizma (O-P skala)</i>	Zvezdan Penezić	Zvezdan Penezić
<i>Skala nade</i>	Katica Lacković-Grgin i Vera Ćubela	Katica Lacković-Grgin
<i>Skala zadovoljstva životom</i>	Zvezdan Penezić	Zvezdan Penezić
<i>Adaptirana skala preferirane samoće</i>	Katica Lacković-Grgin i Marina Nekić	Katica Lacković-Grgin
<i>Upitnici emocionalne inteligencije (kompetentnosti) – UEK</i>	Vladimir Takšić	Vladimir Takšić
<i>E-upitnik: skala emocionalne empatije i skala mašte</i>	Zora Raboteg-Šarić	Zora Raboteg-Šarić
<i>Skala za mjerenje trenutnog emocionalnog stanja</i>	Izabela Sorić	Izabela Sorić
<i>Thayerova skala za procjenu aktivacije AD-ACL</i>	Ilija Manenica	Ana Proroković
<i>Skala afilijativne motivacije (SAM)</i>	Katica Lacković-Grgin i Marija Čalušić	Katica Lacković-Grgin
<i>Skala motivacije za roditeljstvo (MZR)</i>	Katica Lacković-Grgin i Silvana Vitez	Katica Lacković-Grgin
<i>Skala interpersonalne orijentacije – IO</i>	Katica Lacković-Grgin i Petar Bezinović	Katica Lacković-Grgin
<i>Skala specifičnog interpersonalnog povjerenja</i>	Vera Ćubela	Vera Ćubela
<i>Kratka verzija UCLA skale usamljenosti</i>	Katica Lacković-Grgin, Zvezdan Penezić i Marina Nekić	Katica Lacković-Grgin
<i>Skala prisnosti u prijateljstvu</i>	Katica Lacković-Grgin i Danijela Valčić	Katica Lacković-Grgin
<i>Upitnik bračne usklađenosti</i>	Vera Ćubela i Andrea Rakić	Vera Ćubela
<i>Skala altruizma</i>	Zora Raboteg-Šarić	Zora Raboteg-Šarić

Skala stavova o ravnopravnosti spolova	Marica Ravlić i Zora Raboteg-Šarić	Zora Raboteg-Šarić
Skala stavova prema osobama s tjelesnim teškoćama (KKS i AKS)	Anita Pedisić i Anita Vulić-Prtorić	Anita Pedisić
Skala stavova nastavnika prema integraciji djece s teškoćama (TIAQ)	Marijan Mihić	Anita Vulić-Prtorić
Endlerove multidimenzionalne skale anksioznosti	Izabela Sorić	Izabela Sorić
Skala anksioznosti za djecu – AFS	Anita Vulić-Prtorić i Izabela Sorić	Anita Vulić-Prtorić
Skala stresnih životnih događaja za djecu (Stres-D)	Edina Košta i Anita Vulić-Prtorić	Anita Vulić-Prtorić
Skala atribucijskog stila za djecu – CASQ	Anita Vulić-Prtorić i Izabela Sorić	Anita Vulić-Prtorić
Upitnik suočavanja sa stresnim situacijama Endlera i Parkera (CISS)	Izabela Sorić	Izabela Sorić i Ana Proroković
Skale suočavanja s ispitnom situacijom	Izabela Sorić	Izabela Sorić

Svezak II. (2004)

Urednici: Ana Proroković, Katica Lacković-Grgin, Vera Ćubela Adorić i Zvezdan Penezić

Recenzenti: Igor Kardum i Alija Kulenović

NAZIV INSTRUMENTA	KONSTRUIRALI / ADAPTIRALI	AUTORI PRILOGA O INSTRUMENTU
Adaptirana Loyola skala generativnosti	Katica Lacković-Grgin i Ivana Tucak	Katica Lacković-Grgin
Breskinova skala rigidnosti	Ana Proroković	Ana Proroković
Burnsova skala perfekcionizma	Lozena Ivanov, Zvezdan Penezić i Ana Proroković	Lozena Ivanov i Zvezdan Penezić
Skala integriteta	Katica Lacković-Grgin, Vera Ćubela Adorić i Marina Nekić	Katica Lacković-Grgin, Vera Ćubela Adorić i Marina Nekić
Skala kvalitete obiteljskih interakcija	Anita Vulić-Prtorić	Anita Vulić-Prtorić
Skala percepcije obiteljskih odnosa	Ivana Macuka	Ivana Macuka
Skala samostišavanja	Marina Nekić, Katica Lacković-Grgin i Zvezdan Penezić	Marina Nekić
Skala sklonosti uspoređivanju s drugima	Vera Ćubela Adorić i Zvezdan Penezić	Vera Ćubela Adorić
Skala socijalne i emocionalne usamljenosti	Vera Ćubela Adorić i Marina Nekić	Vera Ćubela Adorić
Skala za mjerenje izvora nastavničkog stresa	Ivona Mikulandra i Izabela Sorić	Izabela Sorić
Skala zrelosti religioznosti	Vera Ćubela Adorić	Vera Ćubela Adorić
Upitnik automatskih misli	Ana Proroković i Sandra Zelić	Ana Proroković i Anita Vulić-Prtorić

Svezak III. (2006)

Urednici: Vera Ćubela Adorić, Ana Proroković, Zvezdan Penezić, Ivana Tucak

Recenzenti: Željka Kamenov i Vladimir Takšić

NAZIV INSTRUMENTA	KONSTRUIRALI / ADAPTIRALI	AUTORI PRILOGA O INSTRUMENTU
<i>Skala bračnog lokusa kontrole</i>	Ivana Macuka	Ivana Macuka
<i>Skala cinizma i povjerenja (CIP)</i>	Vera Ćubela Adorić i Ivana Tucak	Vera Ćubela Adorić i Ivana Tucak
<i>Skala generativnog djelovanja</i>	Ivana Tucak, Katica Lacković- Grgin i Vera Ćubela Adorić	Ivana Tucak
<i>Skala govorničkog samopouzdanja</i>	Ivana Korana Fiamengo i Ana Proroković	Ana Proroković
<i>Skala hiperaktivnosti-impulzivnosti-pažnje - HIP</i>	Anita Vulić-Prtorić	Anita Vulić-Prtorić
<i>Skala smisla života</i>	Anita Vulić-Prtorić i Josipa Bubalo	Anita Vulić-Prtorić
<i>Skala temporalnog zadovoljstva životom (TSWLS)</i>	Zvezdan Penezić	Zvezdan Penezić i Izabela Sorić
<i>Skala za mjerenje lokusa kontrole uzimanja alkohola</i>	Marina Gavrančić i Ana Proroković	Zvezdan Penezić i Ana Proroković
<i>Upitnik kvalitete odnosa s braćom i sestrama u odrasloj dobi (KOBS)</i>	Vera Ćubela Adorić i Marina Jurkin	Vera Ćubela Adorić i Marina Jurkin
<i>Upitnik samoefikasnosti za djecu</i>	Anita Vulić-Prtorić, Izabela Sorić, Valerija Kramar i Ivana Macuka	Anita Vulić-Prtorić i Izabela Sorić

Svezak IV. (2008)

Urednici: Zvezdan Penezić, Vera Ćubela Adorić, Ana Proroković i Ivana Tucak Junaković

Recenzenti: Damir Ljubotina i Pavle Valerjev

NAZIV INSTRUMENTA	KONSTRUIRALI / ADAPTIRALI	AUTORI PRILOGA O INSTRUMENTU
<i>Skala osjetljivosti na nepravdu (SON)</i>	Vera Ćubela Adorić i Marina Jurkin	Vera Ćubela Adorić i Marina Jurkin
<i>Skala percepcije roditeljskog ponašanja – SPRP</i>	Ivana Macuka	Ivana Macuka
<i>Skala socijalnih strategija</i>	Marina Nekić	Marina Nekić
<i>Skala socijalnih zaliha</i>	Marina Nekić	Marina Nekić
<i>Upitnik organizacijske klime za srednje škole</i>	Ana Proroković i Antonija Nogalo	Ana Proroković i Ana Slišković
<i>Skraćena verzija upitnika važnosti životnih ciljeva</i>	Katica Lacković-Grgin, Ivana Tucak Junaković, Zvezdan Penezić i Ivana Pokrovac	Ivana Tucak Junaković
<i>Skala agresivnosti za djecu i adolescente – SNOP</i>	Anita Vulić-Prtorić i Branka Bartolić	Anita Vulić-Prtorić
<i>Multidimenzionalna skala perfekcionizma (MPS-F)</i>	Robert Crnčić, Sandra Nakić i Ines Roso	Tajana Zubčić i Anita Vulić-Prtorić

Svezak V. (2010) Urednici: Ivana Tucak Junaković, Vera Ćubela Adorić, Zvezdan Penezić, Ana Proroković Recenzenti: Katica Lacković-Grgin i Zvonimir Galić		
NAZIV INSTRUMENTA	KONSTRUIRALI / ADAPTIRALI	AUTORI PRILOGA O INSTRUMENTU
<i>Adaptirana Lexington skala privrženosti kućnim ljubimcima</i>	Zvezdan Penezić i Jelena Levačić	Zvezdan Penezić i Jelena Levačić
<i>Skala bračne stabilnosti</i>	Vera Ćubela Adorić i Jelena Jurević	Vera Ćubela Adorić i Petromila Vugdelija
<i>Skala imanentne i ultimativne pravde</i>	Vera Ćubela Adorić i Marina Jurkin	Vera Ćubela Adorić i Marina Jurkin
<i>Skala kvalitete obiteljskoga funkcioniranja</i>	Ana Šimunić i Ljiljana Gregov	Ana Šimunić, Ljiljana Gregov i Andrea Pupiće-Bakrač
<i>Skala nade u budućnost čovječanstva</i>	Ivana Tucak Junaković	Ivana Tucak Junaković
<i>Skala percipirane akademske kontrole</i>	Izabela Sorić i Irena Burić	Izabela Sorić i Irena Burić
<i>Skala percipirane pravednosti u braku</i>	Vera Ćubela Adorić	Vera Ćubela Adorić i Lucija Mičić
<i>Skala sklonosti idealiziranju braka</i>	Vera Ćubela Adorić i Jelena Jurević	Vera Ćubela Adorić i Ivna Juranić
<i>Skala socijalne podrške</i>	Lozena Ivanov i Zvezdan Penezić	Lozena Ivanov
<i>Skala tendencije socijalno poželjnom odgovaranju (TESPO)</i>	Ana Proroković	Ana Proroković
<i>Skala uspješnosti rješavanja bračnih konflikata</i>	Vera Ćubela Adorić i Jelena Jurević	Vera Ćubela Adorić i Rafaela Kovač
Svezak VI. (2012) Urednici: Ana Proroković, Vera Ćubela Adorić, Zvezdan Penezić i Ivana Tucak Junaković Recenzenti: Anita Vulić-Prtorić i Dragutin Ivanec		
NAZIV INSTRUMENTA	KONSTRUIRALI / ADAPTIRALI	AUTORI PRILOGA O INSTRUMENTU
<i>Ček lista traumatskih simptoma</i>	Nataša Šimić, Kristina Sesar i Marijana Barišić	Nataša Šimić, Kristina Sesar i Marijana Barišić
<i>Skala depresivnosti, anksioznosti i stresa (DASS)</i>	Ina Reić Ercegovac	Ina Reić Ercegovac i Zvezdan Penezić
<i>Skala dječje percepcije sukoba među roditeljima</i>	Ivana Macuka	Ivana Macuka
<i>Skala generativne predanosti</i>	Ivana Tucak Junaković	Ivana Tucak Junaković
<i>Skala pobuđenosti</i>	Nataša Šimić, Kristina Sesar i Marijana Barišić	Nataša Šimić, Kristina Sesar i Marijana Barišić
<i>Skala psiholoških zahtjeva i kontrole posla</i>	Ljiljana Gregov i Ana Šimunić	Ljiljana Gregov, Ana Šimunić, Matilda Nikolić
<i>Skala stavova o seksualnosti</i>	Marijana Šunjić i Zvezdan Penezić	Marijana Šunjić i Zvezdan Penezić

Skala vjerovanja u nepravедnost svijeta (VUNS)	Vera Ćubela Adorić	Vera Ćubela Adorić
Upitnik ispitnih emocija	Irena Burić i Izabela Sorić	Irena Burić
Upitnik temperamenta u ranoj adolescenciji	Ivana Macuka	Ivana Macuka

Svezak VII. (2014)

Urednici: Vera Ćubela Adorić, Zvezdan Penezić, Ana Proroković, Ivana Tucak Junaković

Recenzenti: Vladimir Takšić i Mira Klarin

NAZIV INSTRUMENTA	KONSTRUIRALI / ADAPTIRALI	AUTORI PRILOGA O INSTRUMENTU
Skala dosade na nastavi	Ivana Trogrlić i Izabela Sorić	Ivana Trogrlić i Izabela Sorić
Skala konflikta radne i obiteljske uloge	Ana Šimunić i Ana Proroković	Ana Šimunić, Ana Proroković i Lozena Ivanov
Skala privrženosti kao stanja	Jelena Ombla i Marina Jurkin	Jelena Ombla i Marina Jurkin
Skala procjene kvalitete veze	Marijana Šunjić i Zvezdan Penezić	Marijana Šunjić i Zvezdan Penezić
Skala stavova učitelja prema anksioznim učenicima (SNA-U)	Ivana Lončarević i Anita Vulić-Prtorić	Ivana Lončarević i Anita Vulić-Prtorić
Skala težnje ka postignuću	Matilda Nikolić, Irena Pavela i Nataša Šimić	Matilda Nikolić, Irena Pavela i Nataša Šimić
Skala zadovoljstva brakom	Vera Ćubela Adorić i Jelena Jurević	Vera Ćubela Adorić, Lucija Mičić i Marina Nekić
Spectorova skala radnog lokusa kontrole	Ana Sliškoć	Ana Sliškoć, Ljiljana Gregov i Andrea Tokić
Upitnik faktora prilagodbe na umirovljenje (MIR)	Zvezdan Penezić, Katica Lacković-Grgin i Andrijana Lukačić	Zvezdan Penezić
Upitnik percipirane kohezivnosti sportske momčadi	Joško Sindik i Vera Ćubela Adorić	Joško Sindik i Vera Ćubela Adorić

Svezak VIII. (2016)

Urednici: Ivana Tucak Junaković, Irena Burić, Vera Ćubela Adorić, Ana Proroković i Ana Sliškoć

Recenzenti: Toni Babarović i Darko Lončarić

NAZIV INSTRUMENTA	KONSTRUIRALI / ADAPTIRALI	AUTORI PRILOGA O INSTRUMENTU
Dienerove skale subjektivne dobrobiti: Skala zadovoljstva životom, Skala prosperiteta i Skala pozitivnih i negativnih iskustava	Tatjana Komšo i Irena Burić	Tatjana Komšo i Irena Burić
Multidimenzionalna skala stilova vožnje (MSSV)	Diana Dragaš i Andrea Tokić	Diana Dragaš, Andrea Tokić i Ljiljana Gregov
Skala kvalitete bračne komunikacije	Vera Ćubela Adorić i Jelena Jurević	Vera Ćubela Adorić
Skala samoprocjene uspješnog starenja	Ivana Tucak Junaković	Ivana Tucak Junaković i Marina Nekić
Skala socijalne podrške na poslu i u obitelji	Ana Šimunić	Ana Šimunić, Ljiljana Gregov i Ana Proroković

Skala strategija emocionalnog napora	Irena Burić, Izabela Sorić, Zvezdan Penezić, Ana Slišković i Ivana Macuka	Irena Burić i Ana Slišković
Test moralnog rasuđivanja (TMR)	Ana Proroković	Ana Proroković
Upitnik karakteristika i funkcija privrženosti	Jelena Ombla, Zvezdan Penezić i Marina Jurkin	Jelena Ombla, Zvezdan Penezić i Marina Jurkin
Upitnik socioseksualne orijentacije	Matilda Nikolić, Nataša Šimić, Lucija Bubić i Irena Pavela	Matilda Nikolić, Nataša Šimić, Lucija Bubić i Irena Pavela
Upitnik strukture značenja uloge baka i djedova	Zvezdan Penezić, Jelena Ombla i Ines Roso Perić	Zvezdan Penezić, Jelena Ombla i Ines Roso Perić

Svezak IX. (2018)

Urednici: Ana Slišković, Irena Burić, Vera Ćubela Adorić, Matilda Nikolić i Ivana Tucak Junaković

Recenzenti: Barbara Kalebić Maglica i Damir Ljubotina

NAZIV INSTRUMENTA	KONSTRUIRALI / ADAPTIRALI	AUTORI PRILOGA O INSTRUMENTU
Kratka skala otpornosti	Ana Slišković i Irena Burić	Ana Slišković i Irena Burić
Oldenburški upitnik sagorijevanja	Irena Burić i Ana Slišković	Irena Burić i Ana Slišković
Skala ovisnosti o vježbanju	Ivana Garilović i Ivana Macuka	Ivana Garilović i Ivana Macuka
Test moralnog odlučivanja	Ljiljana Gregov i Andrea Tokić	Ljiljana Gregov, Ana Proroković i Andrea Tokić
Trofaktorski upitnik obrazaca hranjenja	Nikolina Moretić i Matilda Nikolić	Matilda Nikolić, Andrea Tokić i Nikolina Moretić
Upitnik kognitivne emocionalne regulacije	Lidija Soldo i Anita Vulić-Prtorić	Lidija Soldo i Anita Vulić-Prtorić
Upitnik navijačkoga identiteta	Petra Kasap i Marina Vidaković	Marina Vidaković, Petra Kasap i Jelena Ombla
Upitnik radnoga pamćenja	Arta Dodaj i Kristina Sesar	Arta Dodaj i Kristina Sesar
Upitnik samokritičnosti i samoohrabrivanja	Danijela Božić i Ivana Macuka	Danijela Božić i Ivana Macuka

Svezak X. (2020)

Urednici: Vera Ćubela Adorić, Irena Burić, Ivana Macuka, Matilda Nikolić Ivanišević i Ana Slišković

Recenzenti: Margareta Jelić i Tamara Mohorić

NAZIV INSTRUMENTA	KONSTRUIRALI / ADAPTIRALI	AUTORI PRILOGA O INSTRUMENTU
Fisherin upitnik temperamenta	Nataša Šimić i Ana Lucić	Nataša Šimić i Ana Lucić
Kratki upitnik mentalnog zdravlja	Ana Slišković	Ana Slišković
Skala empatije u palijativnoj skrbi	Ivana Macuka, Ivana Tucak Junaković i Danijela Božić	Ivana Macuka
Skala gađenja u trima domenama	Vera Ćubela Adorić i Krešimir Jakšić	Vera Ćubela Adorić i Krešimir Jakšić
Skala potrebe za dramom	Vera Ćubela Adorić, Tajana Ninković i Ana Smolić	Vera Ćubela Adorić, Tajana Ninković i Ana Smolić
Skala stava o egalitarnosti rodni uloga (u braku) i njezine ostvarenosti	Ana Šimunić	Ana Šimunić

<i>Skala za procjenu potencijalne darovitosti kod djece</i>	Mira Klarin, Slavica Šimić Šašić i Vera Šušić	Slavica Šimić Šašić, Ana Proroković, Mira Klarin i Ana Šimunić
<i>Test statističkog rasuđivanja</i>	Klara Rapan i Pavle Valerjev	Klara Rapan i Pavle Valerjev
<i>Upitnik percipirane roditeljske akademske uključenosti</i>	Josipa Piuk i Ivana Macuka	Josipa Piuk i Ivana Macuka
<i>Upitnik posttraumatskog rasta</i>	Anamarija Malada i Ivana Macuka	Ivana Macuka

IMENIK AUTORA
(Abecednim slijedom prikazane su adrese priređivača
prikaza instrumenata uključenih u Zbirku)

Vera Ćubela Adorić

Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru
Obala kralja Petra Krešimira IV. br. 2
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: vcubela@unizd.hr

Krešimir Jakšić

Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru
Obala kralja Petra Krešimira IV. br. 2
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: kresimir.jaksic@gmail.com

Mira Klarin

Odjel za izobrazbu učitelja i
odgojitelja Sveučilišta u Zadru
Ulica dr. Franje Tuđmana 24 i
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: mklarin@unizd.hr

Ana Lucić

Udruga hrvatskih ratnih veterana
„Kninska bojna“
Krešimirova 8
22300 Knin, Hrvatska

Ivana Macuka

Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru
Obala kralja Petra Krešimira IV. br. 2
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: imorand@unizd.hr

Tajana Ninković

Odjel za psihologiju, Sveučilište u Zadru,
Obala kralja Petra Krešimira IV. br. 2
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: ninkovic.tajana@gmail.com

Josipa Piuk

Osnovna škola „Ravne njive – Neslanovac“
Sarajevska 30

21000 Split, Hrvatska

e-mail: josipaa.piuk@gmail.com

Ana Proroković

Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru
Obala kralja Petra Krešimira IV. br. 2
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: aprorok@unizd.hr

Klara Rapan

Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru
Obala kralja Petra Krešimira IV. br. 2
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: rapanklara@gmail.com

Ana Slišković

Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru
Obala kralja Petra Krešimira IV. br. 2
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: aslavic@unizd.hr

Ana Smolić

Selekcija.hr
Put Mostina 8
23000 Split, Hrvatska
e-mail: anavulin23@gmail.com

Nataša Šimić

Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru
Obala kralja Petra Krešimira IV. br. 2
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: nsimic@unizd.hr

Slavica Šimić Šašić

Odjel za izobrazbu učitelja i
odgojitelja Sveučilišta u Zadru
Ulica dr. Franje Tuđmana 24 i
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: ssimic@unizd.hr

Ana Šimunić

Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru
Obala kralja Petra Krešimira IV. br. 2
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: asimunic@unizd.hr

Pavle Valerjev

Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru
Obala kralja Petra Krešimira IV. br. 2
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: valerjev@unizd.hr

Grafičko oblikovanje i prijelom / *Layout*
Sveučilište u Zadru / University of Zadar

Tisak / *Printed by*
Tiskara Zrinski d.o.o.

Naklada / *Print run*
200 primjeraka / 200 copies