

**Ana Slišković
Irena Burić
Vera Čubela Adorić
Matilda Nikolić
Ivana Tucak Junaković**

**ZBIRKA
PSIHOLOGIJSKIH
SKALA I UPITNIKA**

Svezak 9



Zadar, 2018.

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
Ana Slišković

Uredništvo / Editorial Board
Ana Slišković, Irena Burić, Vera Čubela Adorić, Matilda Nikolić, Ivana Tucak Junaković

Tehnički urednik / Technical Editor
Zvezdan Penezić

Recenzenti / Reviewers
Doc. dr. sc. Barbara Kalebić Maglica
Prof. dr. sc. Damir Ljubotina

Lektor / Croatian Language Editor
Josip Galić

**CIP zapis dostupan u računalnom katalogu Znanstvene knjižnice Zadar pod brojem
150928032.**

ISBN 953-6721-04-X (cjelina)
ISBN 978-953-331-188-3 (svezak 9)

SADRŽAJ

Predgovor	i
Kratka skala otpornosti	7
<i>Ana Slišković i Irena Burić</i>	
Oldenburški upitnik sagorijevanja	13
<i>Irena Burić i Ana Slišković</i>	
Skala ovisnosti o vježbanju	21
<i>Ivana Garilović i Ivana Macuka</i>	
Test moralnoga odlučivanja (TMO)	29
<i>Ljiljana Gregov, Ana Proroković, Andrea Tokić</i>	
Trofaktorski upitnik obrazaca hranjenja	39
<i>Matilda Nikolić, Andrea Tokić i Nikolina Moretić</i>	
Upitnik kognitivne emocionalne regulacije (CERQ)	47
<i>Lidija Soldo i Anita Vulić-Prtorić</i>	
Upitnik navijačkoga identiteta (UNI)	59
<i>Marina Vidaković, Petra Kasap i Jelena Ombla</i>	
Upitnik radnoga pamćenja	65
<i>Arta Dodaj i Kristina Sesar</i>	
Upitnik samokritičnosti i samoohrabrivanja	73
<i>Danijela Božić i Ivana Macuka</i>	
Imenik autora	81

Predgovor

Deveti svezak *Zbirke psihologijskih skala i upitnika* nastavak je višegodišnje tradicije Odjela za psihologiju da aktivnosti djelatnika Odjela i njihovih suradnika u konstruiranju novih te adaptaciji i validaciji postojećih psihologijskih instrumenata ponudi na uvid široj znanstvenoj i stručnoj javnosti. *Zbirka* je u tom smislu jedinstvena publikacija koja povećava dostupnost odgovarajućih psihologijskih mjernih instrumenata na hrvatskome jeziku. Velik interes istraživača, stručnjaka i studenata psihologije i srodnih disciplina iz Hrvatske i susjednih zemalja za korištenjem instrumenata prikazanih u prethodnim svescima *Zbirke* važan su poticaj Uredništvu da nastavi osiguravati i unaprjeđivati kvalitete *Zbirke*. Zapravo, ključni poticaj za pokretanje *Zbirke* kao edicije 2002. godine bile su česte zamolbe naših kolega koji rade u praksi ili na drugim znanstvenim institucijama za integralnim primjercima instrumenata koje smo 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.

Novi, deveti svezak *Zbirke* uključuje devet novih priloga, u čijoj je izradi sudjelovalo jedanaest istraživača s Odjela, pet studentica, od kojih su tri sad već bivše studentice Odjela, te jedna suradnica iz druge institucije. Svezak se sastoji od jednoga izvornog testa – *Test moralnoga odlučivanja* – te osam adaptiranih verzija postojećih instrumenata na drugim jezicima, za koje su autori priloga dobili suglasnost autora izvorne verzije: *Kratka skala otpornosti*, *Oldenburški upitnik sagorijevanja*, *Skala ovisnosti o vježbanju*, *Trofaktorski upitnik obrazaca hranjenja*, *Upitnik kognitivne emocionalne regulacije*, *Upitnik navijačkoga identiteta*, *Upitnik radnoga pamćenja* i *Upitnik samokritičnosti i samoohrabrivanja*. Prikazani instrumenti pokrivaju širok raspon konstrukata iz različitih područja psihologijskih istraživanja. Iako tematski raznoliki, prilozi su, kao i u ranijim svescima *Zbirke*, 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 samoga instrumenta*, uključujući način njegove primjene i bodovanja, *opis uzorka* na kojem je primijenjen instrument, prikaz *psihometrijskih značajki* instrumenta, popis osnovne *literature* i, na kraju, prikaz *samoga instrumenta* s popratnom uputom ispitanicima.

Nadamo se da će i deveti svezak *Zbirke* naići na pozitivne reakcije potencijalnih korisnika, odnosno da će im poslužiti u istraživačkom i stručnom radu. Na kraju, srdačno zahvaljujemo na doprinosu i suradnji autorima svih priloga, kao i recenzentima i lektoru, koji su svojim sugestijama značajno pridonijeli kvaliteti ovoga izdanja.

Kratka skala otpornosti¹

Izvorni instrument: *Brief Resilience Scale* (Smith i sur., 2008)

Adaptirale i priredile: Ana Slišković i Irena Burić

1. Teorijska osnova

Konstrukt **otpornost** (eng. *resilience*) razvijen je u engleskome govornom području, a sama riječ ima podrijetlo u latinskoj riječi *resilere*. Ovaj pojam ima dva značenja ovisno o kontekstu upotrebe. U slučaju primjene na objekte podrazumijeva elastičnost, odnosno mogućnost povratka u izvorno stanje nakon savijanja, istežanja ili komprimiranja, dok u kontekstu ponašanja ljudi označava mogućnost osobe da izdrži i/ili se lako i brzo oporavi od teških uvjeta, nesreće ili bolesti (Windle, 2010). Međutim, usprkos intuitivnom razumijevanju da se radi o relativno jednostavnom konstrukt, u literaturi koegzistiraju različite definicije i operacionalizacije otpornosti. U znanstvenoj je literaturi tako otpornost definirana na nekoliko načina: kao oporavak ili „odbijanje“ od stresne situacije, kao efikasno nošenje sa stresnom situacijom ili svojevrsna adaptacija na nju, nadalje kao sposobnost izbjegavanja nepovoljnih okolnosti, otpornost na bolest ili odupiranje bolesti, natprosječno funkcioniranje u stresnim situacijama te čak kao osobni rast izazvan rješavanjem stresne situacije (Carver, 1998; Tusaie i Dyer, 2004). Windle (2010) na osnovi sinteze različitih metoda (sustavni pregled literature, sustavna analiza koncepta i kvalitativni pristup temeljen na životnim iskustvima sudionika) definira otpornost kao proces uspješnoga nošenja sa značajnim izvorima stresa ili traumom, odnosno upravljanja njima.

Analogno različitim definicijama otpornosti u istraživanjima se koristi velik broj različitih mjera otpornosti, osobito na uzorcima s engleskoga govornog područja. U sustavnome metodološkom pregledu skala namijenjenih mjerenju otpornosti (Windle, Bennett i Noyes, 2011) među ukupno 19 skala u postojećoj je literaturi prednost u pogledu psihometrijskih značajki dana trima: *Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC)*; Connor i Davidson, 2003), *Resilience Scale for Adults (RSA)*; Friberg, Hjemedal, Rosenvinge i Martinussen., 2003) i *Brief Resilience Scale (BRS)*; Smith i sur., 2008). S obzirom na konceptualnu jasnoću definicije otpornosti Smitha i suradnika (2008), odlučili smo se na hrvatski prijevod i adaptaciju *Kratke skale otpornosti*. Dodatni argument u prilog odabiru *Kratke skale otpornosti* jest jednostavnost ove mjere u smislu maloga broja čestica (šest tvrdnji), što je izuzetno važno u opsežnim ispitivanjima psihičke i fizičke dobrobiti te njezinih antecedenata. Za usporedbu, skala *CDI-RISC* sastoji se od 25 čestica, a *RSA* od 37 čestica. Nadalje, u odabiru nam je bila važna i činjenica da je ova mjera namijenjena odrasloj populaciji. Naime, sam konstrukt otpornosti prvotno je razvijen u razvojnoj psihologiji te je najviše proučavan kod djece i adolescenata (Windle, 2010), a potreba je za skalom otpornosti kroz životni vijek koji je obilježen različitim izvorima stresa – radnim, zdravstvenim, obiteljskim i drugim – velika. Stoga u nastavku teksta donosimo konceptualizaciju otpornosti Smitha i suradnika (Smith i sur., 2008; Smith, Epstein, Ortiz, Christopher i Tooley, 2013; Smith, Tooley, Christopher i Kay, 2010).

Smith i suradnici (2008) definiraju konstrukt otpornosti vodeći se promišljanjem njegova izvornoga značenja. Stoga otpornost određuju kao sposobnost pojedinca da se „odbije“ (eng. *bounce back*), odnosno uspješno oporavi od stresne situacije te razvijaju kratku mjeru otpornosti temeljem navedene definicije. Istraživanje u kojem su primijenili BRS na četiri nezavisna uzorka (dva uzorka studenata, uzorak kardioloških pacijenata i uzorak pacijenata s kroničnom boli) ukazalo je na jednofaktorsku strukturu, koja je objašnjavala od 55 do 67% varijance rezultata. Pouzdanost tipa unutarnje konzistencije bila je zadovoljavajuća do visoka (*Cronbachovi alfa* koeficijenti na četiri su se uzorka kretali od .80 do .91). Na dvama uzorcima ispitana je pouzdanost metodom *test-retest*, koja je također bila zadovoljavajuća (.69 nakon mjesec dana, odnosno .62 nakon tri mjeseca). Konačno,

¹ Za prijevod i korištenje instrumenta te za objavu podataka u ovome prikazu dobivena je suglasnost prvoga autora izvorne verzije. Autori izvorne skale i autori adaptirane verzije suglasni su da se hrvatska adaptirana verzija skale može slobodno koristiti u istraživačke i nastavne svrhe.

rezultati prve primjene BRS-a pokazali su negativnu povezanost rezultata na skali otpornosti sa zdravstvenim ishodom (depresivnost, anksioznost, fizički simptomi), i to nakon kontrole dosadašnjih mjera otpornosti i individualnih razlika koje predstavljaju izvore otpornosti (optimizam, socijalna podrška, aktivno suočavanje). Autori su ponudili objašnjenje da ova mjera posreduje između osobnih izvora otpornosti koji su uobičajeno zahvaćeni u drugim mjerama otpornosti i samih zdravstvenih ishoda. S obzirom na to da ovako konceptualizirana i mjerena otpornost ima direktne efekte na zdravstvene ishode, autori su zaključili da BRS ima obećavajuću ulogu u budućim istraživanjima, osobito u zdravstvenoj psihologiji.

Kasnije istraživanje Smitha i suradnika (Smith i sur., 2010) na uzorcima studenata potvrdilo je važnu ulogu otpornosti u objašnjenju zdravstvenih ishoda. Preciznije, otpornost je povezana s manje negativnoga i više pozitivnoga afekta, manje doživljavanja fizičkih simptoma i manje doživljavanja stresa. Smith i suradnici (2013) dodatno su istraživanjem na šest različitih uzoraka (studenti, opća populacija, pacijenti) kao osobne izvore otpornosti na stres utvrdili sljedeće karakteristike: optimizam, jasnoću raspoloženja, optimizam, aktivno suočavanje, smisao života i usredotočenu svjesnost (eng. *mindfulness*).

Konačno, provjere psihometrijskih značajki na uzorcima izvan engleskoga govornog područja (rumunjskom, španjolskom, kineskom i malezijskom) potvrdila su jednofaktorsku strukturu, zadovoljavajuću pouzdanost i valjanost (Amat, Subhan, Jaafar, Mahmud i Johari, 2014; Lai i Yue, 2014; Macovei, 2015; Rodríguez-Rey, Alonso-Tapia i Hernansaiz-Garrido, 2016).

2. Opis skale

Kratka je skala otpornosti s engleskoga (*Brief Resilience Scale – BRS*; Smith i sur., 2008) na hrvatski jezik prevedena metodom dvostrukoga prijevoda. Sastoji se od šest čestica, od čega su tri pozitivnoga smjera (primjer tvrdnje: „Obično se brzo oporavim nakon teških vremena.“), a preostale tri negativnoga smjera (primjer tvrdnje: „Teško mi je prolaziti kroz stresne događaje.“). Ispitanici svoje procjene daju na ljestvici od 5 stupnjeva (1 – „uopće se ne slažem“, 2 – „ne slažem se“, 3 – „niti se slažem niti se ne slažem“, 4 – „slažem se“, 5 – „u potpunosti se slažem“). Rezultat na skali se, uz obrnuto bodovanje triju čestica negativnoga smjera, formira kao prosječan rezultat na svim česticama, pri čemu se viši rezultat odnosi na veću razinu otpornosti.

3. Opis uzorka

Validacija hrvatske verzije *Kratke skale otpornosti* provedena je na prigodnome uzorku od 3010 učitelja i nastavnika zaposlenih u osnovnim i srednjim školama u različitim općinama, gradovima i županijama Hrvatske. Ukupno su 492 nastavnika bila muškoga spola, 2474 ženskoga spola, a za 44 nastavnika nije poznat podatak o spolu. Nadalje, 868 učitelja radilo je u razrednoj nastavi, 1057 nastavnika većinu je satnice ostvarivalo u predmetnoj nastavi u osnovnoj školi, a 935 u predmetnoj nastavi u srednjoj školi. Preostalih 149 nastavnika nije dalo ovaj podatak. Prosječna dob učitelja iznosila je 47.71 ($SD = 10.33$) godinu, a prosječan radni staž u obrazovnim ustanovama iznosio je 15.28 ($SD = 10.50$) godina. Istraživanje je provedeno ujesen 2015. godine².

4. Psihometrijska svojstva skale

4.1. Faktorska struktura

Kako bi se provjerila pretpostavljena jednofaktorska struktura skale, provedena je konfirmatorna faktorska analiza u programu Mplus 6.0 (Muthén i Muthén, 2014) uz primjenu metode maksimalne vjerojatnosti prilikom procjene parametara u modelu. Stupanj slaganja modela s podacima procijenjen je pomoću sljedećih parametara: testa χ^2 , inkrementalnih indeksa slaganja CFI (eng.

² Istraživanje je provedeno u sklopu projekta financiranoga od Hrvatske zaklade za znanost (5035).

comparative fit index) i TLI (eng. *Tucker-Lewis index*) te pomoću indeksa RMSEA (eng. *root-mean-square error of approximation*) i SRMR (eng. *standardized-root-mean-residual*). Vrijednosti CFI i TLI veće od .90 te RMSEA i SRMR manje od .10 ukazuju na dobro slaganje modela s podacima, a vrijednosti CFI i TLI veće od .95 te RMSEA i SRMR manje od .06 upućuju na izvrsno slaganje modela s podacima (Hu i Bentler, 1999).

Konfirmatorna faktorska analiza rezultirala je sljedećim indeksima slaganja: $\chi^2 = 515.67$, $df = 9$, $p < .01$; CFI = .91 i TLI = .86; RMSEA = .14 (.127 – .147) i SRMR = .05. Na osnovi ovih vrijednosti može se zaključiti da, prema nekim indeksima (TLI, RMSEA), jednofaktorski model ne pristaje dobro podacima, dok neki drugi indeksi slaganja ukazuju dobro (CFI), pa čak i izvrsno slaganje modela s podacima (SRMR). Također, dobivena je prilično velika i statistički značajna vrijednost hi-kvadrata. S obzirom na to da su ovakve vrijednosti hi-kvadrata uobičajene kada se analize provode na velikim uzorcima, statistička značajnost hi-kvadrata nije uzeta u obzir prilikom evaluacije pristajanja modela podacima. Predloženi modifikacijski indeksi upućivali su na poboljšanje pristajanja modela podacima ako se uvedu korelacije rezidualnih varijanci između pojedinih čestica. S obzirom na to da je modele koji su modificirani na ovaj način često teško replicirati na drugim uzorcima ispitanika, odnosno da je potrebno imati jasno teorijsko i/ili racionalno uporište za uvođenje novih parametara u model u vidu korelacija rezidualnih varijanci (Brown, 2006), odlučeno je da se neće provoditi modifikacija modela. U prilog ovoj odluci ide činjenica da su sva zasićenja čestica pretpostavljenim faktorom bila veća od .50 te da su ostale psihometrijske karakteristike skale bile zadovoljavajuće. Rezultati konfirmatorne faktorske analize prikazani su u Tablici 1.

Tablica 1. Rezultati faktorske analize i analize pouzdanosti Kratke skale otpornosti

Čestica	Faktorsko zasićenje	r_{it}	α ako se čestica izbaci
1.	.69	.60	.79
2.	.53	.48	.81
3.	.78	.66	.77
4.	.74	.64	.78
5.	.64	.62	.79
6.	.54	.52	.81

Legenda: r_{it} – (nespuriozna) korelacija između rezultata na pojedinoj čestici i ukupnoga rezultata na skali

4.2. Pouzdanost

Skala je imala zadovoljavajuću pouzdanost tipa unutarnje konzistencije ($\alpha = .82$). Također, većina korelacija pojedinih čestica s ukupnim rezultatom bila je viša od .50. Na temelju ovih vrijednosti može se zaključiti da je *Kratka skala otpornosti* pouzdan mjerni instrument. Rezultati analize pouzdanosti prikazani su u Tablici 1.

4.3. Osjetljivost

U Tablici 2 prikazani su osnovni deskriptivni parametri skale. Na temelju navedenih mjera centralnih tendencija 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 2. Deskriptivni pokazatelji Kratke skale otpornosti (N = 3010)

Kratka skala otpornosti	
<i>M</i>	3.20
<i>C</i>	3.17
<i>D</i>	3.33
<i>SD</i>	0.66
<i>Teoretski raspon</i>	1 – 5
<i>Indeks relativnoga varijabiliteta</i>	20.51%
<i>Asimetričnost (stand. pogreška)</i>	-.098 (.045)
<i>Spljoštenost (stand. pogreška)</i>	.319 (.090)
<i>Cronbachov α</i>	.82

4.4. Kriterijska valjanost

U Tablici 3 prikazani su koeficijenti korelacije rezultata na *Kratkoj skali otpornosti* s vanjskim varijablama. Nije utvrđena povezanost otpornosti sa spolom. Dobiveno je da se nastavnici s više radnoga staža procjenjuju otpornijima. Također, nastavnici koji su otporniji ujedno postižu više rezultate na *Skali pozitivne dispozicijske afektivnosti* (*Positive and Negative Affectivity Schedule* – PANAS; Watson, Clark i Tellegen, 1988), *Skali zadovoljstva poslom* (*Job Satisfaction Scale*; Judge, Thoresen, Bono i Patton, 2001) i *Skali zadovoljstva životom* (*Satisfaction with Life Scale*; Diener, Emmons, Larsen i Griffin, 1985). S druge strane, nastavnici s nižim razinama otpornosti ujedno su izvještavali o većim razinama negativne dispozicijske afektivnosti (*Positive and Negative Affectivity Schedule* – PANAS; Watson i sur., 1988), izraženijim simptomima anksioznosti, depresivnosti i somatizacije (*Brief Symptom Inventory* – BSI; Derogatis, 1993) te većim razinama otuđenosti i iscrpljenosti, odnosno sagorijevanja na poslu (*Oldenburg Burnout Inventory* – OLBI; Demerouti i Bakker, 2008). Sve povezanosti s kriterijskim varijablama u skladu su s teorijskim očekivanjima te govore u prilog valjanosti *Kratke skale otpornosti*.

10

Tablica 3. Pearsonovi koeficijenti korelacije Kratke skale otpornosti s nekim vanjskim kriterijskim varijablama (N = 3010)

Kratka skala otpornosti	
<i>Spol</i>	.03
<i>Radni staž (godine)</i>	.12**
<i>Pozitivna dispozicijska afektivnost</i>	.35**
<i>Negativna dispozicijska afektivnost</i>	-.44**
<i>Anksioznost</i>	-.38**
<i>Depresivnost</i>	-.39**
<i>Somatizacija</i>	-.34**
<i>Otuđenost</i>	-.31**
<i>Ischrpljenost</i>	-.46**
<i>Zadovoljstvo poslom</i>	.29**
<i>Zadovoljstvo životom</i>	.32**

**p < .01

Zaključno, provedene analize pokazuju da je hrvatska verzija *Kratke skale otpornosti* mjerni instrument s dobrim psihometrijskim svojstvima te da se može koristiti u istraživačke svrhe. Ipak, potrebno je uzeti u obzir da je validacija provedena na profesionalno homogenom uzorku (nastavnici) te stoga preporučujemo daljnje validacije, osobito na uzorcima osoba izloženih stresnim i traumatskim događajima.

5. Literatura

- Amat, S., Subhan, M., Jaafar, W. M. W., Mahmud, Z. i Johari, K. S. K. (2014). Evaluation and psychometric status of the Brief Resilience Scale in a sample of Malaysian international students. *Asian Social Science*, 10(18), 240–245.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: The Guilford Press.
- Demerouti, E. i Bakker, A. B. (2008). The Oldenburg Burnout Inventory: A good alternative to measure burnout and engagement. U: J. Halbesleben (Ur.), *Stress and burnout in health care* (str. 65–78). Hauppauge, NY: Nova Sciences.
- Carver, C. S. (1998). Resilience and thriving: Issues, models, and linkages. *Journal of Social Issues*, 54, 245–266.
- Connor, K. M i Davidson, J. R. T. (2003). Development of a new resilience scale: The Connor-Davidson resilience scale (CD-RISC). *Depression and Anxiety*, 18(2), 76–82.
- Derogatis, L. R. (1993). *Brief Symptoms Inventory (BSI): Administration, scoring and procedures manual* (3rd ed.). Minneapolis: NCS Pearson, Inc.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J. i Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71–75.
- Friborg, O., Hjemdal, O., Rosenvinge, J. H., Martinussen, M. (2003). A new rating scale for adult resilience: What are the central protective resources behind healthy adjustment? *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 12, 65–76.
- 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.
- Judge, T. A., Thoresen, C. J., Bono, J. E. i Patton, G. K. (2001). The job satisfaction – job performance relationship: A qualitative and quantitative review. *Psychological Bulletin*, 127, 376–407.
- Lai, J. C. L. i Yue, X. (2014). Using the Brief Resilience Scale to assess Chinese people's ability to bounce back from stress. *Sage Journals*, 4(4), 1–9.
- Macovei, C. M (2015). The Brief Resilience Scale – A Romanian-language adaptation. *Agora Psycho-Pragmatica*, 9(1), 70–87.
- Muthén, L. K. i Muthén, B. O. (2014). *Mplus user's guide*. Seventh Edition. Los Angeles, CA: Muthen & Muthen.
- Rodríguez-Rey, R., Alonso-Tapia, J. i Hernansaiz-Garrido, H. (2016). Reliability and validity of the Brief Resilience Scale (BRS) Spanish version. *Psychological Assessment*, 28(5), 101–110.
- Smith, B. W., Dalen, J., Wiggins, K., Tooley, E., Christopher, P. i Bernard, J. (2008). The brief resilience scale: Assessing the ability to bounce back. *International Journal of Behavioral Medicine*, 15(3), 194–200.
- Smith, B. W., Tooley, E. M., Christopher, P. J. i Kay, V. S (2010). Resilience as the ability to bounce back from stress: A neglected personal resource? *The Journal of Positive Psychology*, 5(3), 166–176.
- Smith, B. W., Epstein, E. M., Ortiz, J., Christopher, P. J. i Tooley, E. M. (2013). The foundations of resilience: What are the critical resources for bouncing back from stress? U: S. Prince-Embury i D. H. Saklofske (Ur.), *Resilience in children, adolescents, and adults: Translating research into practice* (str. 167–187). New York: Springer Science and Business Media.
- Tusaie, K. i Dyer, J. (2004). Resilience: A historical review of the construct. *Holistic Nursing Practice*, 18, 3–8.
- Watson, D., Clark, L. A. i Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063–1070.
- Windle, G. (2010). The resilience network. What is resilience? A systematic review and concept analysis. *Reviews in Clinical Gerontology*, 21(2), 152–169.
- Windle, G., Bennett, K. M. i Noyes, J. (2011). A methodological review of resilience measurement scales. *Health and Quality of Life Outcomes*, 9(8), 1–18.

Molimo Vas da procijenite koliko se dolje navedene tvrdnje odnose na Vas koristeći se sljedećom ljestvicom:

1	2	3	4	5
Uopće se ne slažem	Ne slažem se	Niti se slažem niti se ne slažem	Slažem se	U potpunosti se slažem

Tvrdnja		Procjena				
1.	Obično se brzo oporavim nakon teških vremena.	1	2	3	4	5
2.	Teško mi je prolaziti kroz stresne događaje.	1	2	3	4	5
3.	Ne treba mi puno da se oporavim od stresnoga događaja.	1	2	3	4	5
4.	Kroz teška vremena obično prolazim bez većih poteškoća.	1	2	3	4	5
5.	Teško mi je oporaviti se nakon što se dogodi nešto loše.	1	2	3	4	5
6.	Treba mi duže vremena da savladam prepreke u svom životu.	1	2	3	4	5

Formiranje rezultata: Formiranje rezultata: Rezultat na skali otpornosti na stres dobiva se kao aritmetička sredina odgovora na svih šest čestica, pri čemu su čestice 2, 5 i 6 obrnuto bodovane.

Oldenburški upitnik sagorijevanja³

Izvorni instrument: *Oldenburg Burnout Inventory* (Demerouti i Bakker, 2008)

Adaptirale i priredile: Irena Burić i Ana Slišković

1. Teorijska osnova

Važnost istraživanja sagorijevanja na poslu (eng. *burnout*) evidentna je zbog brojnih negativnih ishoda do kojih sagorijevanje dovodi, prvenstveno vezanih za zdravlje pojedinca i njegovu radnu efikasnost te posljedično produktivnost cijele radne organizacije i dobrobit društva u cjelini. Stoga ne čudi da sagorijevanje i njegovi negativni ishodi, ali i brojni individualni, organizacijski i transakcijski antecedenti, intenzivno zaokupljaju pozornost brojnih istraživača, i to već prilično dugo. Naime, još 1970-ih godina prošloga stoljeća Freudenberg primjećuje pad motivacije, manju posvećenost poslu i iscrpljenost volontera zaposlenih u klinici za liječenje ovisnika (Freudenberg, 1974) te u svojim kasnijim radovima navodi različite simptome sagorijevanja (Freudenberg, 1986).

Međutim, za dovođenje sagorijevanja na empirijsku razinu najzaslužniji su Maslach i Jackson koji su konstruirali prvu skalu za mjerenje sagorijevanja: *Maslach Burnout Inventory* (MBI; Maslach i Jackson, 1981). I danas je u literaturi najprisutnija konceptualizacija sagorijevanja koju su postavili Christine Maslach i njezini suradnici, koji su u svojim prvim istraživanjima konstrukt sagorijevanja proučavali u kontekstu poslova koji obuhvaćaju rad s ljudima. Pritom sagorijevanje definiraju kao kontinuiranu afektivnu stresnu reakciju koja se postupno razvija tijekom vremena, odnosno kao sindrom koji se sastoji od triju dimenzija: *emocionalne iscrpljenosti*, *depersonalizacije* i *osjećaja nedovoljnoga postignuća* (Maslach, 1993, 2003; Maslach i Jackson, 1981; Maslach, Jackson i Leiter, 1996; Maslach, Schaufeli i Lieter, 2001). Emocionalna iscrpljenost najuočljivija je dimenzija sagorijevanja i rezultat je intenzivnih interakcija s klijentima i gubitka emocionalnih resursa, a obuhvaća simptome kao što su umor, razdražljivost i pad entuzijazma. Depersonalizacija podrazumijeva distanciranost, ravnodušnost, cinizam i negativne stavove prema klijentima, a prema nekim autorima (Evers, Tomic i Brouwers, 2004) javlja se kao posljedica suočavanja s emocionalnom iscrpljenošću. Konačno, treća dimenzija sagorijevanja – osjećaj nedovoljnoga postignuća – samoevaluirajuća je dimenzija koja se odnosi na osjećaj nekompetentnosti i nezadovoljstvo uspjehom na poslu. Razvoj ovoga osjećaja opisan je kao posljedica izostanka učinka truda pojedinca u radu s ljudima te izostanka očekivanoga priznanja za rad.

S druge strane, Demerouti i suradnici (Bakker, Demerouti i Verbeke, 2004; Demerouti i Bekker, 2008; Demerouti, Bakker, Vardakou i Kantas, 2003) smatraju da su za konceptualizaciju sagorijevanja dovoljne dvije dimenzije: *iscrpljenost* i *otuđenost*. Pritom navode da osobno postignuće nije suštinska dimenzija sagorijevanja s obzirom na relativno niske korelacije te dimenzije s ostalim dvjema dimenzijama konstrukta, ali i s brojnim antecedentima i posljedicama sagorijevanja. Nadalje, rezultati ove skupine autora pokazuju da se iscrpljenost i otuđenost mogu razviti u različitim zanimanjima, a ne samo u onima koja uključuju primarno rad s ljudima (Bakker, Demerouti i Schaufeli, 2002; Demerouti, Bakker, Nachreiner i Schaufeli, 2001). Osim navedenoga, ukazuju i na potencijalni artefakt mjerenja triju dimenzija sagorijevanja pomoću MBI-a s obzirom na činjenicu da su u MBI-u tvrdnje za iscrpljenost i cinizam isključivo negativnoga smjera, a za profesionalnu efikasnost pozitivnoga smjera. S obzirom na navedene nedostatke i ograničenja MBI-a, autori konstruiraju novi instrument pod nazivom *Oldenburški upitnik sagorijevanja* (eng. *The Oldenburg Burnout Inventory*; *OLBI*, Demerouti i Bakker, 2008), koji mjeri dvije osnovne dimenzije sagorijevanja. Važno je uočiti da Demerouti i suradnici definiraju osnovne dimenzije sagorijevanja nešto drugačije u odnosu na raniju konceptualizaciju. *Iscrpljenost*, naime, definiraju kao posljedicu intenzivnoga fizičkog, afektivnog i kognitivnog stresa, dok se *otuđenost* odnosi na vlastitu distanciranost od posla općenito (Demerouti, Mostert i Bakker, 2010). Ovakva konceptualizacija iscrpljenosti pokriva različite aspekte iscrpljenosti,

³ Za prijevod i korištenje instrumenta te za objavu podataka u ovome prikazu dobivena je suglasnost prve autorice izvorne verzije. Za daljnje korištenje hrvatske adaptirane verzije upitnika potrebno je tražiti suglasnost autora izvorne verzije (e-mail kontakt: e.demerouti@tue.nl).

što nije slučaj s konceptualizacijom autorice Maslach u kojoj je istaknuta samo emocionalna komponenta iscrpljenosti. Nadalje, i dimenzija *otuđenosti* šira je od dimenzije depersonalizacije koja podrazumijeva samo odnose s klijentima. Stoga je *Oldenburški upitnik sagorijevanja* prikladan za primjenu na zaposlenicima različitih profesija.

S obzirom na navedene rezultate koji u najmanju ruku pokazuju da je mjerenje sagorijevanja *Oldenburškim upitnikom sagorijevanja* teorijski i psihometrijski dobra alternativa trodimenzionalnoj konceptualizaciji, u daljnjem tekstu donosimo prikaz hrvatske verzije *Oldenburškoga upitnika sagorijevanja*, odnosno rezultate njezine validacije.

2. Opis upitnika

Oldenburški je upitnik sagorijevanja s engleskoga (eng. *The Oldenburg Burnout Inventory*; Demerouti i Bakker, 2008) na hrvatski jezik preveden metodom dvostrukoga prijevoda. Izvorni je instrument konstruiran s ciljem mjerenja dviju dimenzija sagorijevanja na poslu: iscrpljenosti i otuđenosti. Sastoji se od ukupno 16 tvrdnji. Skala *iscrpljenosti* sastoji se od osam tvrdnji, pri čemu su četiri tvrdnje usmjerene na pozitivne aspekte (npr. „Kada radim, obično se osjećam pun/a energije.“), a preostale četiri na negativne aspekte (npr. „Ima dana kada se osjećam umorno i prije nego što dođem na posao.“). Na isti su način uravnotežene tvrdnje i kod skale otuđenosti, koja se također sastoji od ukupno osam čestica (primjeri pozitivno i negativno formuliranih čestica: „Uvijek pronalazim nove i zanimljive aspekte u svom poslu.“ i „Sve češće se događa da o svom poslu pričam na negativan način.“). Ispitanici procjenjuju svoj stupanj slaganja s tvrdnjama na ljestvici od 4 stupnja, pri čemu 1 označava neslaganje sa zadanom tvrdnjom (1 = „Uopće se ne slažem“), a 4 označava potpuno slaganje (4 = „Potpuno se slažem“).

Ukupni rezultati na dvjema skalama formiraju se kao prosjek rezultata na svim tvrdnjama koje čine pojedinu skalu uz prethodno obrnuto bodovanje pozitivno formuliranih čestica. Viši ukupni rezultat na skalama sagorijevanja podrazumijeva viši stupanj sagorijevanja na poslu, odnosno veću iscrpljenost i otuđenost.

3. Opis uzorka

Kako bi se *Oldenburški upitnik sagorijevanja* validirao na hrvatskome uzorku, provedeno je istraživanje na 3010 učitelja i nastavnika zaposlenih u osnovnim i srednjim školama u različitim dijelovima Hrvatske. U uzorku su 492 nastavnika bila muškoga spola, 2474 ženskoga spola, dok za 44 nastavnika nije poznat podatak o spolu. Što se tiče obrazovne razine, 868 ispitanika bili su učitelji razredne nastave, njih 1057 većinu je satnice ostvarivalo u predmetnoj nastavi u osnovnoj školi, a 935 nastavnika većinu je satnice ostvarivalo u srednjoj školi (za preostalih 149 ispitanika ovaj je podatak ostao nepoznat). Prosječna dob učitelja iznosila je 47.71 ($SD = 10.33$) godinu, a prosječan radni staž u obrazovnim ustanovama iznosio je 15.28 ($SD = 10.50$). Istraživanje je provedeno u jesen 2015. godine⁴.

4. Psihometrijska svojstva upitnika

4.1. Faktorska struktura

Pretpostavljena dvofaktorska struktura skale provjerena je konfirmatornom faktorskom analizom u programu Mplus 6.0 (Muthén i Muthén, 2014) uz primjenu metode maksimalne vjerojatnosti prilikom procjene parametara u modelu. Stupanj slaganja modela s podatcima procijenjen je pomoću sljedećih parametara: vrijednosti AIC (eng. *Akaike Information Criteria*) i BIC (eng. *Bayesian Information Criteria*), testa χ^2 , inkrementalnih indeksa slaganja CFI (eng. *comparative fit index*) i TLI (eng. *Tucker-Lewis index*) te pomoću indeksa RMSEA (eng. *root-mean-square error of approximation*) i SRMR (eng. *standardized-root-mean-residual*). Vrijednosti CFI i TLI veće od .90 te

⁴ Istraživanje je provedeno u sklopu projekta financiranoga od Hrvatske zaklade za znanost (5035).

RMSEA i SRMR manje od .10 ukazuju na dobro slaganje modela s podacima, a vrijednosti CFI i TLI veće od .95 te vrijednosti RMSEA manje od .06 i SRMR manje od .05 upućuju na izvrsno slaganje modela s podacima (Hu & Bentler, 1999). Naposljetku, što su vrijednosti AIC i BIC niže, to je pristajanje modela podacima bolje.

Testiranje dvofaktorskoga modela rezultiralo je sljedećim indeksima slaganja: AIC = 26812.26 i BIC = 27045.69; $\chi^2 = 685.73$, $df = 103$, $p < .01$; CFI = .86 i TLI = .83; RMSEA = .08 (.075 - .087) i SRMR = .06. Na osnovi dobivenih rezultata može se zaključiti da prema nekim indeksima (RMSEA i SRMR) dvofaktorski model dobro pristaje podacima, dok je prema drugim indeksima (CFI i TLI) pristajanje modela loše. Valja naglasiti da ovakvi rezultati i nisu toliko neočekivani jer se veličina vrijednosti hi-kvadrata, a posljedično i svih indeksa slaganja koji su bazirani na njemu (npr. CFI), povećava s brojem ispitanika u uzorku (Brown, 2006). Rezultati konfirmatorne faktorske analize prikazani su u Tablici 1. Većina faktorskih zasićenja pojedinih čestica pretpostavljenim faktorom (premda ne i sva) veća je od .50, dok je korelacija među faktorima (latentnim varijablama) bila relativno visoka ($r = .88$). Korelacija između rezultata na dvije skale (manifestne varijable) iznosi .66. Iako bi se uvođenjem križnih zasićenja i korelacija rezidualnih varijanci između pojedinih čestica vjerojatno postiglo poboljšanje pristajanja modela, odlučeno je da se ovakva modifikacija modela neće provoditi. Naime, modele koji su modificirani na ovaj način često je teško replicirati na drugim uzorcima. Osim toga, za uvođenje novih parametara u model potrebno je jasno teorijsko uporište. Stoga je odlučeno da se provede eksploratorno linearno strukturalno modeliranje (eng. *exploratory structural equation modeling* – ESEM) koje dopušta procjenu križnih zasićenja. Ova metoda osobito je pogodna u situacijama kada je smanjena diskriminativna valjanost faktora zbog visokih latentnih korelacija među njima (Marsh i sur., 2010) kao što je bio slučaj i u ovome istraživanju. Test dvofaktorskoga modela putem ESEM-a rezultirao je boljim pristajanjem modela podacima: AIC = 26448.14 i BIC = 26748.27; $\chi^2 = 293.61$, $df = 89$, $p < .01$; CFI = .95 i TLI = .93; RMSEA = .05 (.045 - .058) i SRMR = .03. Također, korelacija među faktorima smanjila se na $r = .49$. Međutim, ova je analiza pokazala da su neke čestice (6. i 9.) podjednako zasićene oboma faktorima, dok su neke čestice imale relativno niska zasićenja pretpostavljenim faktorom, odnosno visoka zasićenja drugim faktorom (3., 11., 14. i 16.). Rezultati su prikazani u Tablici 1. Dobiveni rezultati indiciraju da *Oldenburški upitnik sagorijevanja* nema jasnu dvofaktorsku strukturu kada se primijeni na hrvatskome uzorku nastavnika. S obzirom na to da bi daljnje eksploratorne analize mogle rezultirati faktorskom strukturom koja je znatno drugačija od originalne, kao i ekstrakcijom faktora s upitnom teorijskom interpretabilnošću, odlučeno je da se ista ne provodi. Međutim, ovi rezultati upućuju na eventualnu korisnost primjene i eksploratornih analitičkih tehnika prilikom budućih validacija OLBI-a i na drugim uzorcima ispitanika.

4.2. Pouzdanost

Obje skale imale su zadovoljavajuće pouzdanosti tipa unutrašnje konzistencije – za skalu iscrpljenosti ona je iznosila $\alpha = .84$, a za skalu otuđenosti $\alpha = .76$. Također, korelacije pojedinih čestica s ukupnim rezultatom na pripadajućoj skali bile su uglavnom više od .50. Na temelju ove analize može se zaključiti da je *Oldenburški upitnik sagorijevanja* pouzdan mjerni instrument. Rezultati analize pouzdanosti prikazani su u Tablici 1.

Tablica 1. Deskriptivni pokazatelji, rezultati faktorskih analiza (CFA i SEM) i analize pouzdanosti Oldenburškoga upitnika sagorijevanja

Faktor	M	SD	CFA (faktorska zasićenja)	ESEM (faktorska zasićenja)	r_{it}	α ako se čestica izbaci	
Otuđenost							
1.	1.71	.58	.47	-.01	.59	.48	.73
3.	1.95	.79	.76	.62	.21	.57	.71
6.	1.90	.72	.44	.21	.27	.42	.74
7.	1.68	.65	.54	.14	.48	.57	.72
9.	2.24	.84	.54	.30	.28	.48	.73
11.	2.30	.83	.61	.50	.15	.46	.73
13.	2.38	1.00	.26	-.06	.38	.28	.78
15.	1.93	.64	.52	-.02	.69	.51	.72
Iscrpljenost							
						$\alpha = .76$	
2.	2.76	.82	.47	.52	-.04	.46	.83
4.	2.39	.86	.71	.76	-.03	.64	.81
5.	1.93	.65	.59	.41	.26	.56	.82
8.	2.32	.84	.67	.68	.02	.62	.81
10.	2.24	.75	.62	.54	.11	.61	.81
12.	2.34	.78	.73	.77	-.01	.69	.80
14.	1.81	.57	.49	.12	.51	.43	.83
16.	1.97	.65	.58	.16	.60	.51	.82
						$\alpha = .84$	

Legenda: r_{it} – (nespuriozna) korelacija između rezultata na pojedinoj čestici i ukupnoga rezultata na skali

16

4.3. Osjetljivost

U Tablici 2 prikazani su deskriptivni pokazatelji dviju skala. Uvidom u vrijednosti dobivene u tablici može se uočiti da je distribucija rezultata na objema skalama približno normalna te da je varijabilitet rezultata zadovoljavajući, što govori u prilog dovoljnoj osjetljivosti Oldenburškoga upitnika sagorijevanja.

Tablica 2. Deskriptivni pokazatelji Oldenburškoga upitnika sagorijevanja (N = 3010)

	Otuđenost	Iscrpljenost
<i>M</i>	2.01	2.22
<i>C</i>	2.00	2.25
<i>D</i>	2.13	2.13
<i>SD</i>	0.47	0.51
<i>Teoretski raspon</i>	1 – 4	1 – 4
<i>Indeks relativnoga varijabiliteta</i>	23.38%	22.97%
<i>Asimetričnost (stand. pogreška)</i>	.207 (.045)	.111 (.045)
<i>Spljoštenost (stand. pogreška)</i>	.194 (.091)	.164 (.091)
<i>Cronbachov α</i>	.76	.84

4.4. Kriterijska valjanost

Kako bi se dobio uvid u kriterijsku valjanost *Oldenburškoga upitnika sagorijevanja*, izračunati su Pearsonovi koeficijenti korelacije između otuđenosti, odnosno iscrpljenosti, i pozitivne i negativne dispozicijske afektivnosti, otpornosti, zadovoljstva poslom i zadovoljstva životom. Izračunate su također korelacije rezultata na dvjema skalama sa spolom i radnim stažom. Rezultati pokazuju da su nastavnici ženskoga spola iscrpljeniji svojim poslom, dok su oni s više radnoga staža otuđeniji. Nadalje, nastavnici koji su iscrpljeniji i otuđeniji ujedno postižu više rezultate na skali negativne dispozicijske afektivnosti (*Positive and Negative Affectivity Schedule* – PANAS; Watson, Clark i Tellegen, 1988). S druge strane, iscrpljeniji i otuđeniji nastavnici izvještavali su o nižim razinama pozitivne dispozicijske afektivnosti (*Positive and Negative Affectivity Schedule* – PANAS; Watson i sur. 1988) i otpornosti (*Brief Resilience Scale* – BRS; Smith i sur., 2008) te su bili manje zadovoljni poslom (*Job Satisfaction Scale*; Judge, Thoresen, Bono i Patton, 2001) i životom (*Satisfaction with Life Scale*; Diener, Emmons, Larsen i Griffin, 1985). Naposljetku, nastavnici koji su postizali više rezultate na objema skalama *Oldenburškoga upitnika sagorijevanja* ujedno su izvještavali o više simptoma anksioznosti, depresivnosti i somatizacije (*Brief Symptom Inventory* – BSI; Derogatis, 1993).

Tablica 3. Pearsonovi koeficijenti korelacije skala *Oldenburškoga upitnika sagorijevanja* s nekim vanjskim kriterijskim varijablama ($N = 3010$)

	<i>Otuđenost</i>	<i>Iscrpljenost</i>
<i>Spol</i>	-.05	.11**
<i>Radni staž (godine)</i>	.07**	.02
<i>Pozitivna dispozicijska afektivnost</i>	-.48**	-.45**
<i>Negativna dispozicijska afektivnost</i>	.40**	.49**
<i>Anksioznost</i>	.32**	.45**
<i>Depresivnost</i>	.26**	.44**
<i>Somatizacija</i>	.41**	.49**
<i>Otpornost</i>	-.31**	-.46**
<i>Zadovoljstvo poslom</i>	-.72**	-.58**
<i>Zadovoljstvo životom</i>	-.33**	-.33**

** $p < .01$

Na temelju provedenih analiza može se zaključiti da su skale *Oldenburškoga upitnika sagorijevanja* na poslu dovoljno pouzdane, osjetljive i valjane za korištenje u istraživačke svrhe. Međutim, valja istaknuti da pretpostavljena dvofaktorska struktura nije u potpunosti replicirana na hrvatskome uzorku nastavnika. S obzirom na to da je validacija provedena isključivo na uzorku nastavnika, preporučuje se provjera faktorske strukture i psihometrijskih svojstava upitnika na profesionalno heterogenijim uzorcima.

5. Literatura

- Bakker, A. B., Demerouti, E. i Schaufeli, W. B. (2002). Validation of the Maslach Burnout Inventory - General survey: An Internet study. *Anxiety, Stress & Coping: An International Journal*, 15(3), 245–260.
- Bakker, A. B., Demerouti, E. i Verbeke, W. (2004). Using the job demands-resources model to predict burnout and performance. *Human Resource Management*, 43(1), 83–104.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: The Guilford Press.
- Demerouti, E. i Bakker, A. B. (2008). The Oldenburg Burnout Inventory: A good alternative to measure burnout and engagement. U: J. Halbesleben (Ur.), *Stress and burnout in health care* (str. 65–78). New York: Nova Sciences, Hauppauge.
- Demerouti, E., Bakker, A. B., Nachreiner, F. i Schaufeli, W. B. (2001). The Job Demands-Resources model of burnout. *Journal of Applied Psychology*, 86(3), 499–512.
- Demerouti, E., Bakker, A. B., Vardakou, I. i Kantas, A. (2003). The convergent validity of two burnout instruments: A multitrait-multimethod analysis. *European Journal of Psychological Assessment*, 18(3), 296–307.
- Demerouti, E., Mostert, K. i Bakker, A. B. (2010). Burnout and work engagement: A thorough investigation of the independency of both constructs. *Journal of Occupational Health Psychology*, 15(3), 209–222.
- Derogatis, L. R. (1993). *Brief Symptoms Inventory (BSI): Administration, scoring and procedures manual* (3rd ed.). Minneapolis: NCS Pearson, Inc.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J. i Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71–75.
- Evers, W. J. G., Tomic, W. i Brouwers, A. (2004). Burnout among teachers. *School Psychology International*, 25(2), 131–148.
- Freudenberger, H. J. (1974). Staff burn-out. *Journal of Social Issues*, 30, 159–165.
- Freudenberger, H. J. (1986). The issues of staff burnout in therapeutic communities. *Journal of Psychoactive Drugs*, 18(3), 247–251.
- 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.
- Judge, T. A., Thoresen, C. J., Bono, J. E. i Patton, G. K. (2001). The job satisfaction – job performance relationship: A qualitative and quantitative review. *Psychological Bulletin*, 127, 376–407.
- Maslach, C. (1993). Burnout: A multidimensional perspective. U: W. B. Schaufeli, C. Maslach i T. Marek (Ur.), *Professional burnout. Recent developments in theory and research* (str. 19–32). New York: Hemisphere.
- Maslach, C. (2003). Job burnout: New directions in research and intervention. *Current Directions in Psychological Science*, 12(5), 189–192.
- Maslach, C. i Jackson, S. E. (1981). The measurement of experienced burnout. *Journal of Occupational Behaviour*, 2(2), 99–113.
- Maslach, C., Jackson, S. E. i Leiter, M. P. (1996). *Maslach burnout inventory manual* (3rd ed.). Palo Alto: Consulting Psychologists Press.
- Maslach, C., Schaufeli, W. B. i Leiter, M. P. (2001). Job burnout. *Annual Review Psychology*, 52, 397–422.
- Marsh, H. W., Lüdtke, O., Robitzsch, A., Negengast, B., Morin, A. J. S. i Trautwein, U. (2010). A new look at the big five factor structure through Exploratory Structural Equation Modeling. *Psychological Assessment*, 22, 471–491.
- Muthén, L. K. i Muthén, B. O. (2014). *Mplus user's guide*. Seventh Edition. Los Angeles, CA: Muthen & Muthen.
- Smith, B. W., Dalen, J., Wiggins, K., Tooley, E., Christopher, P. i Bernard, J. (2008). The brief resilience scale: assessing the ability to bounce back. *International Journal of Behavioral Medicine*, 15(3), 194–200.
- Watson, D., Clark, L. A. i Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063–1070.

Sljedeće tvrdnje odnose se na osjećaje i stavove prema Vašem poslu. Molimo Vas da na priloženoj ljestvici izrazite slaganje sa svakom tvrdnjom zaokruživanjem odgovarajućega broja.

1 = Uopće se ne slažem; 2 = Ne slažem se; 3 = Slažem se; 4 = Potpuno se slažem

1. Uvijek pronalazim nove i zanimljive aspekte u svom poslu.	1	2	3	4
2. Ima dana kada se osjećam umorno i prije nego što dođem na posao.	1	2	3	4
3. Sve češće se događa da o svom poslu govorim na negativan način.	1	2	3	4
4. Nakon posla mi treba više vremena kako bih se opustio/opustila i osjećao/osjećala bolje nego nekad.	1	2	3	4
5. Pritisak svoga posla mogu vrlo dobro podnositi.	1	2	3	4
6. U posljednje vrijeme sve manje razmišljam na poslu i odrađujem svoj posao gotovo mehanički.	1	2	3	4
7. Smatram da je moj posao pozitivan izazov.	1	2	3	4
8. Dok radim, često se osjećam emocionalno iscijedeno.	1	2	3	4
9. S vremenom osoba može prestati osjećati povezanost s ovom vrstom posla.	1	2	3	4
10. Nakon posla imam dovoljno energije za svoje slobodne aktivnosti.	1	2	3	4
11. Ponekad mi je muka od mojih radnih zadataka.	1	2	3	4
12. Obično se osjećam istrošeno i umorno nakon posla.	1	2	3	4
13. Ovo je jedina vrsta posla u kojem se mogu zamisliti.	1	2	3	4
14. Obično se mogu dobro nositi s količinom posla.	1	2	3	4
15. Osjećam se sve više uključeno u svoj posao.	1	2	3	4
16. Kada radim, obično se osjećam pun/puna energije.	1	2	3	4

Formiranje rezultata: Rezultati na dvjema skalama sagorijevanja dobivaju se kao aritmetička sredina odgovora na četiri čestice koje čine pojedinu subskalu, uz obrnuto bodovanje čestica označenih s *R*; *Otuđenost*: 1(*R*), 3, 6, 7(*R*), 9, 11, 13(*R*), 15(*R*); *Iscrpljenost*: 2, 4, 5(*R*), 8, 10(*R*), 12, 14(*R*), 16(*R*).

Skala ovisnosti o vježbanju⁵

Izvorni instrument: *Exercise Dependence Scale-21 (EDS-21)*

(Hausenblas i Symons Downs, 2002b)

Adaptirale i priredile: Ivana Garilović i Ivana Macuka

1. Teorijska osnova

Vježbanje se odnosi na tjelesnu aktivnost koja je planirana, strukturirana, repetitivna te joj je svrha unaprjeđenje ili održavanje jedne ili više komponenata tjelesne kondicije. Redovito vježbanje uvelike doprinosi zdravlju, kako tjelesnom, tako i psihičkom. Iako se češće navode negativne posljedice sjedilačkoga načina suvremenoga života, činjenica je da i vježbanje može postati problematično. Naime, ukoliko osoba koja se redovito bavi vježbanjem gubi kontrolu nad svojim ponašanjem te njezino vježbanje postaje kompulzivno i dovodi do negativnih posljedica za zdravlje i svakodnevno funkcioniranje, vježbanje prelazi u tzv. ovisnost o vježbanju. U definiranju ovisnosti o vježbanju najjasnije kriterije predlaže autor De Coverley Veale (1995), koji ovisnost o vježbanju operacionalizira kao višedimenzionalni neadaptivni obrazac vježbanja koji dovodi do klinički značajnoga pogoršanja ili emocionalne uznemirenosti. Pritom navodi da se ovisnost manifestira najmanje u trima od sljedećih pokazatelja: (1) toleranciji koja označava potrebu za značajnim povećanjem količine vježbanja kako bi se postigao željeni učinak; (2) sustezanju (apstinenciji) i pojavi anksioznosti ili iscrpljenosti u slučaju izostanka vježbanja; (3) efektima namjere u kojima se vježbanje često odrađuje u većoj mjeri ili u duljem periodu nego što je to bilo planirano; (4) nedostatku kontrole, tj. pojavi stalne želje ili neuspješnih pokušaja smanjivanja ili barem kontrole vježbanja; (5) utrošenom vremenu, odnosno velikom dijelu vremena koje se provodi u aktivnostima povezanim s vježbanjem; (6) sukobu, tj. odricanju od važnih društvenih, profesionalnih ili rekreacijskih aktivnosti u korist vježbanja; (7) kontinuitetu, vježbanje se ne prekida niti u slučaju kad je pojedinac svjestan trajnih ili ponovljenih fizičkih ili psihičkih problema koji su vrlo vjerojatno izazvani ili potpomognuti prekomjernim vježbanjem (npr. neprekinuto trčanje unatoč ozbiljnim ozljedama noge).

Postoje različiti podatci o prevalenciji ovisnosti o vježbanju. Mónok i suradnici (2012) navode da je stopa prevalencije ovisnosti o vježbanju u općoj populaciji prilično niska te varira u rasponu između 0,3% i 0,5%. Istraživanja provedena na studentima ukazuju na nešto višu zastupljenost te se navodi da između 3,4% i 13,4% studenata iskazuje ovisnost o vježbanju (Hausenblas i Symons Downs, 2002a). Ove vrijednosti još su više među fizički aktivnijim skupinama, primjerice kod atletičara amatera navode se prevalencijski podatci od 33,2% (Modoio, Antunes, Gimenez, Santiago, Tufik i Mello, 2011), 42% kod korisnika teretana (Lejoyeux, Avril, Richoux, Embouazza i Nivoli, 2008) te čak 52% kod triatlonaca (Blydson i Lindner, 2002). Različiti prevalencijski podatci odraz su razlika u karakteristikama uzoraka, ali i korištenja različitih mjernih instrumenata.

U objašnjenju etioloških čimbenika ovisnosti o vježbanju često se navodi *model stadija ovisnosti o vježbanju* (*The Four-Phase Model for Exercise Addiction*) (Freimuth, Moniz i Kim, 2011) u kojem se kroz različite stadije nastoji razlikovati predane vježbače od onih koji iskazuju i razvijaju ovisnost. Preciznije, autorice razlikuju četiri stadija ovisnosti o vježbanju: rekreacijsko, rizično, problematično vježbanje te ovisnost o vježbanju. Primjena je navedenoga modela korisna za identificiranje osoba koje su rizične za razvoj ovisnosti o vježbanju.

⁵ *Skala ovisnosti o vježbanju* dostupna je za slobodno korištenje u istraživačke svrhe. Za prijevod i korištenje skale dobivena je i suglasnost autora izvornoga upitnika. Autori izvorne skale i autori adaptirane verzije suglasni su da se hrvatska adaptirana verzija skale može slobodno koristiti u istraživačke i nastavne svrhe. Autori izvorne verzije mole daljnje korisnike skale da ih obavijeste o eventualnim publikacijama proizišlima iz istraživanja u kojima je primijenjena.

Kod mjerenja ovisnosti o vježbanju često se koriste procjene učestalosti, trajanja i/ili intenziteta tjelesne aktivnosti (Hausenblas i Symons Downs, 2002a). Najčešće korišten mjerni instrument u području ispitivanja ovisnosti o vježbanju jest *Skala ovisnosti o vježbanju* (eng. *Exercise Dependence Scale-21*, EDS-21) autora Hausenblasa i Symons Downsa (2002b), koja je prevedena na hrvatski jezik i validirana na hrvatskome uzorku (Garilović, 2017). Razlog široke primjene ove skale u istraživanjima jesu dobra psihometrijska obilježja kao i mogućnost kategorizacije ispitanika u tri skupine ovisno o postignutom rezultatu: skupinu bez simptoma; rizičnu skupinu vježbača koji nisu ovisni, ali pokazuju neke simptome ovisnosti te vježbače ovisne o vježbanju s obzirom na znatan broj prisutnih simptoma. Validacija ove skale na hrvatskome uzorku predstavlja značajan metodološki doprinos području istraživanja ovisnosti o vježbanju.

2. Opis skale

Skala ovisnosti o vježbanju (*Exercise Dependence Scale-21*, EDS-21; Hausenblas i Symons Downs, 2002b) namijenjena je procjenjivanju prisutnosti simptoma ovisnosti o vježbanju. Skala je prevedena s engleskoga na hrvatski jezik od strane triju nezavisnih prevoditelja te je konsenzusom dogovoren konačan prijevod. Autori navode da je skala konstruirana na temelju kriterija za ovisnosti o supstancijama Dijagnostičkoga i statističkoga priručnika za duševne poremećaje – četvrto izdanje (DSM-IV; 1996), a sastoji se od 21 čestice koje su ravnomjerno raspodijeljene u sedam subskala. Svaka od subskala predstavlja jedan od kriterija, tj. simptoma ovisnosti o vježbanju, a to su: 1) *tolerancija*, koja označava potrebu za povećanjem količine vježbanja u svrhu postizanja željenoga učinka ili smanjivanje učinka dosadašnje količine vježbanja („Stalno povećavam učestalost vježbanja kako bih došao/došla do željenih rezultata.“), 2) *efekti sustezanja*, koji se odnose na negativne simptome poput anksioznosti ili iscrpljenosti u slučaju izostanka vježbanja ili vježbanje kako bi se ti simptomi izbjegli („Vježbam kako se ne bih osjećao/osjećala tjeskobno.“), 3) *efekti namjere*, koji se odnose na vježbanje koje je intenzivnije ili duže od planiranoga („Vježbam dulje nego što sam namjeravao/namjeravala.“), 4) *nedostatak kontrole*, koji se odnosi na pojavu stalne želje za vježbanjem te nemogućnost njegove kontrole („Ne mogu smanjiti intenzitet kojim vježbam.“), 5) *vrijeme* koje se velikim dijelom posvećuje planiranju vježbanja („Većinu svoga slobodnog vremena provodim vježbajući.“), 6) *smanjeno uključivanje u druge aktivnosti*, koje često dovodi do konflikta radi stavljanja vježbanja ispred drugih aktivnosti („Razmišljam o vježbanju kad bih se trebao/trebala koncentrirati na školu/posao.“), i 7) *kontinuitet*, koji označava ustrajanje u vježbanju usprkos svemu, pa i tjelesnim ozljedama („Vježbam unatoč ponavljanim tjelesnim problemima/ozljedama.“). Ispitanici učestalost situacija sadržanih u tvrdnjama procjenjuju na ljestvici od 1 do 6 (1 – nikada; 2 – rijetko; 3 – ponekad; 4 – često; 5 – vrlo često; 6 – uvijek).

Prilikom procjene traži se prisutnost triju ili više simptoma. Ukupni se rezultat izračunava na osnovi zbroja odgovora na pojedinim česticama. Teoretski je moguće računati rezultate na pojedinim subskalama, no u praksi se češće koristi samo ukupan rezultat, pri čemu viši rezultat ukazuje na veći broj prisutnih simptoma, odnosno veću opasnost od razvijanja ovisnosti o vježbanju. Osim intervalnih podataka (zbroj odgovora na ukupnoj skali ili subskalama), primjena EDS-a omogućava i kategorizaciju ispitanika u skupine (nominalni podatci). Ispitanici mogu biti smješteni u jednu od tri skupine: skupinu vježbača bez simptoma, skupinu neovisnih vježbača s nekim simptomima te rizičnu skupinu, tj. skupinu ovisnih vježbača. Ispitanici koji zadovolje kriterij za ovisnost na tri ili više subskala pripadaju u skupinu ispitanika ovisnih o vježbanju. Procjena od pet ili šest za pojedinu tvrdnju, odnosno rezultat od 15 i više na pojedinoj subskali, smatra se indikatorom ovisnosti. Bodovanje tvrdnji u rasponu od tri do četiri (rezultat na subskalama između 7 i 14) uvjet je za klasifikaciju u skupinu sa simptomima u kojoj se nalaze ispitanici za koje postoji izgledna opasnost od razvijanja ovisnosti o vježbanju. Naposljetku, skupinu bez simptoma čine ispitanici koji tvrdnje procjenjuju u rasponu od jedan do dva (rezultat manji od 6 na subskalama).

Tablica 1. Redni broj tvrdnji i njihova pripadnost pojedinoj subskali Skale ovisnosti o vježbanju

	Ukupni broj tvrdnji (21)	Pripadajuće tvrdnje
<i>Efeki sustezanja</i>	3	1, 8, 15
<i>Kontinuitet</i>	3	2, 9, 16
<i>Tolerancija</i>	3	3, 10, 17
<i>Nedostatak kontrole</i>	3	4, 11, 18
<i>Smanjeno uključivanje u druge aktivnosti</i>	3	5, 12, 19
<i>Vrijeme</i>	3	6, 13, 20
<i>Efeki namjere</i>	3	7, 14, 21

3. Opis uzorka

Validacija hrvatske verzije *Skale ovisnosti o vježbanju* provjerena je na prigodnome uzorku od 281 tjelesno aktivne sudionice u dobi između 18 i 29 godina ($M = 22.55$, $SD = 2.70$). Odgovori na pitanje otvorenoga tipa o vrsti tjelesne aktivnosti kojom se bave pokrivaju širok raspon različitih tjelesnih aktivnosti poput šetnje i brzoga hodanja, planinarenja, trčanja te vožnje biciklom. Trčanje je vrlo čest odgovor, kao i vježbanje kod kuće uz pomoć programa vježbanja koji su dostupni *online*. Nadalje, sudionice su navele i bavljene različitim *fitness*-programima (npr. aerobik, *Zumba*, *Insanity*, *Crossfit*, pilates, joga) i sportovima (npr. plivanje, badminton, odbojka, *pole dance*, boks).

4. Psihometrijska svojstva skale

4.1. Faktorska struktura

Kako bi se provjerila latentna struktura *Skale ovisnosti o vježbanju* u programu Mplus 6.12 (Muthén i Muthén, 2010) provedena je konfirmatorna faktorska analiza. Za procjenu parametara korišten je algoritam maksimalne vjerojatnosti (eng. *maximum likelihood estimation method* – ML). Matrica sa sirovim podacima služila je kao ulazna matrica. Slaganje postavljenoga 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 (eng. *Standardized root mean square residual*), RMSEA (eng. *Root mean square error of approximation*), CFI (eng. *Comparative fit index*), TLI (eng. *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 ukazuju na prihvatljivo pristajanje modela podacima (Hu i Bentler, 1999).

U provođenju konfirmatorne faktorske analize *Skale ovisnosti o vježbanju* 7 faktora (efekti sustezanja, kontinuitet, tolerancija, nedostatak kontrole, smanjeno uključivanje u druge aktivnosti, vrijeme i efekti namjere) predstavljalo je latentne varijable, a njima pripadajuće čestice ($n = 21$) njihove indikatore. Rezultati konfirmatorne faktorske analize opisanoga sedmofaktorskog modela prikazani su u Tablici 2. Rezultati ukazuju na dobro pristajanje pretpostavljenoga modela podacima $\chi^2 = 399.31$, $p < .01$, $df = 168$, $\chi^2/df = 2.38$, CFI = .94, TLI = .92, RMSEA = .07 (C.I. = .06 – .08), SRMR = .05 te potvrđuju da *Skala ovisnosti o vježbanju* sadrži 21 česticu raspoređenu u sedam faktora.

Tablica 2. Popis čestica i rezultati konfirmatorne faktorske analize sedmofaktorskoga modela Skale ovisnosti o vježbanju ($N = 281$)

Čestice	Standardizirana faktorska zasićenja
<i>Faktor 1. Efekti sustezanja</i>	
Vježbam kako se ne bih osjećala razdražljivo.	.74
Vježbam kako se ne bih osjećala tjeskobno.	.81
Vježbam kako se ne bih osjećala napeto.	.91
<i>Faktor 2. Kontinuitet</i>	
Vježbam unatoč ponavljanim tjelesnim problemima/ozljedama.	.75
Vježbam i kad sam ozlijeđena.	.77
Vježbam unatoč učestalim fizičkim problemima.	.85
<i>Faktor 3. Tolerancija</i>	
Stalno povećavam intenzitet vježbanja kako bih došla do željenih rezultata.	.79
Stalno povećavam učestalost vježbanja kako bih došla do željenih rezultata.	.91
Stalno produljujem trajanje vježbe kako bih došla do željenih rezultata.	.82
<i>Faktor 4. Nedostatak kontrole</i>	
Ne mogu skratiti trajanje vježbanja.	.63
Ne mogu smanjiti učestalost vježbanja.	.82
Ne mogu smanjiti intenzitet kojim vježbam.	.84
<i>Faktor 5. Smanjeno uključivanje u druge aktivnosti</i>	
Radije bih vježbala nego provodila vrijeme s obitelji/prijateljima.	.74
Razmišljam o vježbanju kad bih se trebala koncentrirati na školu/posao.	.68
Odabirem vježbanje kako ne bih morala provoditi vrijeme s obitelji/prijateljima.	.57
<i>Faktor 6. Vrijeme</i>	
Puno vremena provodim vježbajući.	.80
Većinu svoga slobodnog vremena provodim vježbajući.	.87
Veliki dio svoga vremena provedem vježbajući.	.87
<i>Faktor 7. Efekti namjere</i>	
Vježbam dulje nego što sam namjeravala.	.80
Vježbam dulje nego što sam očekivala.	.92
Vježbam dulje nego što sam planirala.	.91

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

Nadalje, u svrhu utvrđivanja valjanosti upitnika provjerene su međusobne korelacije subskala kreiranih na osnovi faktorske strukture. Dobiveni su obrasci korelacija (prikazani u Tablici 3) značajni, umjereni do visoki.

Tablica 3. Pearsonovi koeficijenti korelacije među subskalama Skale ovisnosti o vježbanju ($N = 281$)

	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.
1. Efekti sustezanja	.66**	-					
2. Kontinuitet	.71**	.41**	-				
3. Tolerancija	.74**	.38**	.42**	-			
4. Nedostatak kontrole	.73**	.31**	.45**	.51**	-		
5. Smanjeno uključivanje u druge aktivnosti	.77**	.46**	.51**	.41**	.53**	-	
6. Vrijeme	.79**	.40**	.44**	.54**	.48**	.65**	-
7. Efekti namjere	.73**	.31**	.42**	.43**	.50**	.49**	.57**

** $p < .01$

Iako prikazane analize ukazuju na to da je krajnji rezultat moguće dobiti za svaku pojedinu subskalu zbrajanjem pripadajućih odgovora, visoka zasićenja svih čestica s faktorom višega reda te visoke korelacije među subskalama ukazuju na opravdanost korištenja ukupnoga rezultata na skali kao pokazatelja ovisnosti o vježbanju. Drugim riječima, analize potvrđuju da zasebne dimenzije imaju značajna standardizirana zasićenja na faktoru višega reda (u rasponu od .57 do .91; prikazano u Tablici 2) za koji se može pretpostaviti da predstavlja ovisnost o vježbanju. Također, autori skale predlažu mogućnost izračuna rezultata na pojedinim subskalama (što može biti korisno u kliničkoj procjeni jer su subskale podijeljene na osnovi sadržaja), ali u istraživanjima ovisnosti o vježbanju u nekliničkoj populaciji predlažu izračunavanje ukupnoga rezultata na skali.

4.2. Osjetljivost

U Tablici 4 prikazani su osnovni deskriptivni parametri subskala *Skale ovisnosti o vježbanju*. Utvrđeni osnovni deskriptivni parametri upućuju na dobru osjetljivost zasebnih subskala.

Tablica 4. Prikaz deskriptivnih parametara pojedinih subskala *Skale ovisnosti o vježbanju* ($N = 281$)

Subskala	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>K-S</i>	Asimetričnost	Spljoštenost	α
<i>Efekti sustezanja</i>	3	9.92	3.88	.09*	-0.03	-0.74	.86
<i>Kontinuitet</i>	3	6.33	3.31	.16**	1.09	0.68	.83
<i>Tolerancija</i>	3	9.02	3.82	.10*	0.33	-0.66	.88
<i>Nedostatak kontrole</i>	3	7.06	3.26	.14**	0.95	0.79	.81
<i>Smanjeno uključivanje u druge aktivnosti</i>	3	5.71	2.60	.16**	1.30	2.15	.70
<i>Vrijeme</i>	3	5.75	3.31	.15**	1.08	0.94	.89
<i>Efekti namjere</i>	3	7.09	3.52	.13**	0.60	-0.46	.91

25

Legenda: *n* – broj čestica, *M* – aritmetička sredina, *SD* – standardna devijacija, *K-S* – Kolmogorov-Smirnovljev test, * $p < .05$ ** $p < .01$, α – koeficijent pouzdanosti tipa unutarnje konzistencije (*Cronbachov alfa*)

Na temelju prikazanih rezultata vidljivo je da Kolmogorov-Smirnovljev test upućuje na značajno odstupanje podataka od normalne distribucije na svim subskalama. Dobiveni rezultati pokazuju asimetriju, uz tendenciju grupiranja rezultata oko nižih vrijednosti. U Tablici 5 prikazani su osnovni deskriptivni parametri ukupnoga rezultata na *Skali ovisnosti o vježbanju*.

Tablica 5. Prikaz deskriptivnih parametara ukupnoga rezultata na *Skali ovisnosti o vježbanju* ($N = 281$)

Skala ovisnosti o vježbanju	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	Raspon	α	<i>K-S</i>	Asimetričnost	Spljoštenost
Ukupni rezultat	21	51.89	17.26	21–124	.93	.04*	0.46	0.52

Legenda: *n* – broj čestica, *M* – aritmetička sredina, *SD* – standardna devijacija, *K-S* – Kolmogorov-Smirnovljev test, * $p < .05$, α – koeficijent pouzdanosti tipa unutarnje konzistencije (*Cronbachov alfa*)

Vidljivo je da Kolmogorov-Smirnovljev test (D) upućuje na značajno odstupanje rezultata od normalne distribucije i na ukupnome rezultatu *Skale ovisnosti o vježbanju*. Kao i na pojedinim subskalama, dobiveni ukupni rezultat pokazuje asimetriju, uz tendenciju grupiranja rezultata oko nižih vrijednosti. Međutim, prema alternativnim kriterijima za indeks asimetričnosti (vrijednosti manje od ± 3) i za indeks spljoštenosti (vrijednosti manje od ± 10), koje navodi Kline (2011), dobiveni rezultati imaju zadovoljavajuće vrijednosti u pogledu normalnosti distribucije.

4.3. Pouzdanost

U ovome istraživanju utvrđena je zadovoljavajuća unutarnja konzistentnost izražena *Cronbachovim alfa* koeficijentom pojedinih subskala (Tablica 4), ali i cijele skale (Tablici 5). Vrijednosti su *Cronbachovih alfa* koeficijenata visoke, kreću se u rasponu za pojedine subskale od .70 (smanjeno uključivanje u druge aktivnosti), .81 (nedostatak kontrole), .83 (kontinuitet), .86 (efekti sustezanja), .88 (tolerancija), .89 (vrijeme) do .91 (efekti namjere). Za cijelu skalu *Cronbachov alfa* koeficijent iznosi visokih .93.

4.4. Kriterijska valjanost

U prilog kriterijskoj valjanosti *Skale ovisnosti o vježbanju* govore dobiveni koeficijenti korelacija između ukupnoga rezultata *Skale ovisnosti o vježbanju* te dimenzija perfekcionizma i odstupajućih navika hranjenja prikazanih u istraživanju Garilović (2017). Dobivene povezanosti u navedenome istraživanju ukazuju na to da osobe sklonije perfekcionizmu i odstupajućim navikama hranjenja iskazuju i više simptoma ovisnosti o vježbanju. Preciznije, zasebno razmatrane različite dimenzije perfekcionizma značajno su povezane s ovisnošću o vježbanju (od $r = .15$ do $r = .36$). Drugim riječima, osobe koje su sklone postavljanju viših osobnih standarda, koje se više brinu zbog pogrešaka koje bi mogle učiniti, koje sumnjaju u vlastitu izvedbu, koje znatnu pozornost pridaju roditeljskim očekivanjima i koje su organiziranije ujedno iskazuju više simptoma ovisnosti o vježbanju. Odnosi različitih odstupajućih navika hranjenja i ovisnosti o vježbanju ukazuju na značajnu povezanost držanja djeteta ($r = .29$) te oralne kontrole ($r = .15$) i ovisnosti o vježbanju, odnosno osobe sklonije držanju djeteta i oralnoj kontroli iskazuju više simptoma ovisnosti o vježbanju.

Zaključno, provedena konfirmatorna faktorska analiza potvrđuje originalnu strukturu *Skale ovisnosti o vježbanju* koju navode autori skale (Hausenblas i Symons Downs, 2002b). Skala sadrži 21 česticu raspoređenu u sedam faktora (efekti sustezanja, kontinuitet, tolerancija, nedostatak kontrole, smanjeno uključivanje u druge aktivnosti, vrijeme i efekti namjere), ali su zasebne subskale visoko povezane te pokazuju da u osnovi čine jedinstvenu dimenziju – ovisnost o vježbanju. Podatci dobiveni ovom skalom omogućavaju izračunavanje ukupnoga rezultata na osnovi kojega se osobe mogu razvrstati u tri skupine – skupinu bez simptoma, rizičnu skupinu i skupinu koja iskazuje ovisnost o vježbanju. Zadovoljavajuće psihometrijske karakteristike *Skale ovisnosti o vježbanju* čine ju prikladnom za daljnju primjenu i istraživanja na većim uzorcima žena i muškaraca te profesionalnih sportaša u području različitih sportova.

5. Literatura

- Američka psihijatrijska udruga (1996). *Dijagnostički i statistički priručnik za duševne poremećaje (četvrto izdanje), međunarodna verzija – DSM-IV*. Jastrebarsko: Naklada Slap.
- Blaydon, M. J. i Lindner, K. J. (2002). Eating disorders and exercise dependence in triathletes. *Eating Disorders*, 10(1), 49–60.
- De Coverley Veale, D. M. W. (1995). Does primary exercise dependence really exist? *Exercise addiction: Motivation for participation in sport and exercise*, 1–5.
- Freimuth, M., Moniz, S. i Kim, S. R. (2011). Clarifying exercise addiction: Differential diagnosis, co-occurring disorders, and phases of addiction. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 8(10), 4069–4081.
- Garilović, I. (2017). *Ovisnost o vježbanju – uloga perfekcionizma i odstupajućih navika hranjenja*. Diplomski rad. Odjel za psihologiju, Sveučilište u Zadru.
- Hausenblas, H. A. i Symons Downs, D. (2002a). A review of exercise dependence. *Psychology of Sport and Exercise*, 3, 89–123.
- Hausenblas, H. A. i Symons Downs, D. (2002b). How much is too much? The development and validation of the exercise dependence scale. *Psychology and Health*, 17(4), 387–404.
- Hausenblas, H. A., Symons Downs, D. i Nigg, C. R. (2004). Factorial validity and psychometric examination of the exercise dependence scale-revised. *Measurement in Physical Education and Exercise Science*, 8(4), 183–201.
- 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.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed). New York: Guilford Press.
- Lejoyeux, M., Avril, M., Richoux, C., Embouazza, H. i Nivoli, F. (2008). Prevalence of exercise dependence and other behavioral addictions among clients of a Parisian fitness room. *Comprehensive Psychiatry*, 49(4), 353–358.
- Modoio, V. B., Antunes, H. K. M., Gimenez, P. R. B. D., Santiago, M. L. D. M., Tufik, S. i Mello, M. T. D. (2011). Negative addiction to exercise: Are there differences between genders?. *Clinics*, 66(2), 255–260.
- Mónok, K., Berczik, K., Urbán, R., Szabo, A., Griffiths, M. D., Farkas, J. i Kun, B. (2012). Psychometric properties and concurrent validity of two exercise addiction measures: A population wide study. *Psychology of Sport and Exercise*, 13(6), 739–746.
- Muthén, L. K. i Muthén, B. O. (2010). *Mplus user's guiden seventh edition*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.

Sljedeće tvrdnje odnose se na osjećaje i ponašanja koja se mogu iskazivati prilikom vježbanja. Na priloženoj ljestvici procijenite koliko se učestalost situacija sadržanih u tvrdnjama odnosi na vaše doživljavanje i ponašanje **u protekla 3 mjeseca**.

Navedeni brojevi imaju sljedeća značenja:

- 1 – nikada
- 2 – rijetko
- 3 – ponekad
- 4 – često
- 5 – vrlo često
- 6 – uvijek

1.	Vježbam kako se ne bih osjećao/osjećala razdražljivo.	1	2	3	4	5	6
2.	Vježbam unatoč ponavljanim tjelesnim problemima/ozljedama.	1	2	3	4	5	6
3.	Stalno povećavam intenzitet vježbanja kako bih došao/došla do željenih rezultata.	1	2	3	4	5	6
4.	Ne mogu skratiti trajanje vježbanja.	1	2	3	4	5	6
5.	Radije bih vježbao/vježbala nego provodio/provodila vrijeme s obitelji/prijateljima.	1	2	3	4	5	6
6.	Puno vremena provodim vježbajući.	1	2	3	4	5	6
7.	Vježbam dulje nego što sam namjeravao/namjeravala.	1	2	3	4	5	6
8.	Vježbam kako se ne bih osjećao/osjećala tjeskobno.	1	2	3	4	5	6
9.	Vježbam i kad sam ozlijeđen/ozlijeđena.	1	2	3	4	5	6
10.	Stalno povećavam učestalost vježbanja kako bih došao/došla do željenih rezultata.	1	2	3	4	5	6
11.	Ne mogu smanjiti učestalost vježbanja.	1	2	3	4	5	6
12.	Razmišljam o vježbanju kad bih se trebao/trebala koncentrirati na školu/posao.	1	2	3	4	5	6
13.	Većinu svoga slobodnog vremena provodim vježbajući.	1	2	3	4	5	6
14.	Vježbam dulje nego što sam očekivao/očekivala.	1	2	3	4	5	6
15.	Vježbam kako se ne bih osjećao/osjećala napeto.	1	2	3	4	5	6
16.	Vježbam unatoč učestalim fizičkim problemima.	1	2	3	4	5	6
17.	Stalno produljujem trajanje vježbe kako bih došao/došla do željenih rezultata.	1	2	3	4	5	6
18.	Ne mogu smanjiti intenzitet kojim vježbam.	1	2	3	4	5	6
19.	Odabirem vježbanje kako ne bih morao/morala provoditi vrijeme s obitelji/prijateljima.	1	2	3	4	5	6
20.	Veliki dio svoga vremena provedem vježbajući.	1	2	3	4	5	6
21.	Vježbam dulje nego što sam planirao/planirala.	1	2	3	4	5	6

Test moralnoga odlučivanja (TMO)⁶

Autori: Ljiljana Gregov i Andrea Tokić

Priredile: Ljiljana Gregov, Ana Proroković i Andrea Tokić

1. Teorijska osnova

U istraživanjima iz područja psihologije morala ključno pitanje odnosi se na mogućnost predikcije moralnoga ponašanja na osnovi nekih moralnih načela pojedinca, pri čemu se u funkciji prediktora najčešće nalaze različite mjere moralnoga rasuđivanja. U metaanalizi Penga i Huashana (2014), koja je uključila 50 studija i 16 736 ispitanika, dobivena je značajna, ali relativno niska korelacija između mjera moralnoga rasuđivanja i moralnoga ponašanja ($r = .238$) te nešto niža negativna povezanost s nemoralnim ponašanjem ($r = -.188$). Takvi nalazi pokazuju važnost moralnoga rasuđivanja u predikciji (ne)moralnoga ponašanja, ali i prisutnost i važnost drugih varijabli (dispozicijskih i okolinskih) koji imaju znatan doprinos u modeliranju tih relacija.

Kao primjer takve varijable Colby i Damon (1992) navode moralni identitet. Oni smatraju da tijekom djetinjstva, adolescencije i mlađega odraslog doba dolazi do progresivne integracije selfa i moralnosti, ali ta integracija ne mora biti potpuna. Primjerice, ako osoba *nije* internalizirala neke moralne vrijednosti, ona ih ipak prepoznaje i evaluira (rasuđivanje), ali može djelovati u suprotnosti s njima, pogotovo u situacijama kad su te moralne vrijednosti u suprotnosti s vlastitim ciljevima. Blasi (2004) također naglašava važnost moralnoga identiteta, štoviše, on smatra da bi moralno ponašanje trebalo biti usklađeno ponajprije s moralnim identitetom, a ne s moralnim načelima, kako npr. sugerira Kohlberg (Kohlberg, 1964; prema Lind, 2000). Iz pretpostavke koju navodi Blasi (2004) proizlazi da bi metodologija ispitivanja moralnoga identiteta i s njime povezanoga moralnog odlučivanja trebala biti ponešto drugačija u odnosu na metodologiju ispitivanja moralnoga rasuđivanja. Naime, mjerenje moralnoga rasuđivanja najčešće uključuje evaluaciju ili formulaciju argumenata (obrazloženja) moralnih odluka koje donose *akteri* u hipotetskim moralnim dilemama, pri čemu sâm stav osobe prema toj hipotetskoj situaciji nije posebno važan. Iz tako dobivenih mjera moralnoga rasuđivanja zaključuje se o mogućnosti osobe da rasuđuje u moralno dvojbjenim situacijama na *određenoj razini* moralnoga razvoja, pri čemu se često izjednačava moralno rasuđivanje i odlučivanje. Takvo izjednačavanje nije opravdano pri ovakvoj metodologiji primjene moralnih dilema jer odluku donose akteri hipotetske priče, a ne pojedinac čije moralno rasuđivanje mjerimo.

Kada u hipotetsku moralnu dilemu uključujemo pojedinca kao aktera, od njega se traži da donosi moralnu odluku, pri čemu on uzima u obzir kontekst i posljedicu te odluke, tada govorimo o moralnom odlučivanju. Iako je i dalje u pitanju hipotetska situacija, donošenje odluke koje uključuje anticipaciju potencijalnih posljedica za sebe i druge može potaknuti različite psihološke procese te je povezano i s moralnom slikom o sebi (Monin, Pizarro i Beer, 2007). Rezultati nekih istraživanja (Frith i de Vignemont, 2005; Nadelhoffer i Feltz, 2008) pokazali su da se odgovori na moralnim dilemama razlikuju s obzirom na poziciju onoga koji procjenjuje, odnosno na ulogu aktera ili promatrača. Općenito, čini se da direktna i indirektna involviranost u moralno odlučivanje ili ponašanje ima različite fiziološke mehanizme. Primjerice, Berthoz, Grezes, Armony, Passingham i Dolan (2006) utvrdili su da se različite regije u mozgu aktiviraju kada su u pitanju vlastiti moralni prijestupi i moralni prijestupi drugih. Drugim riječima, premda dijelom povezani, moralno rasuđivanje i moralno odlučivanje različiti su procesi. Tomu u prilog idu i rezultati Greena i sur. (2001), koji su utvrdili da su kod odlučivanja u dilemama u kojima je akter involviran osobno i direktno značajno aktivnija područja mozga povezana s emocijama (angularni desni i lijevi girus, medijalno frontalni girus i posteriorno cingularni girus) nego područja povezana s radnom memorijom (srednji frontalni girus desno i parijetalni lobus bilateralno). S druge strane, kod moralnoga odlučivanja u kojem je odluka indirektna i neosobna stanje je potpuno

⁶ Autorice *Testa moralnoga odlučivanja* suglasne su da se navedeni instrument može slobodno koristiti u istraživačke svrhe.

drugačije – područja mozga povezana s radnom memorijom značajno su aktivnija od područja povezanih s emocijama.

Upravo zbog tih razlika koje su povezane s pozicijom aktera (egocentrična perspektiva) i promatrača (alocentrična perspektiva) kod donošenja moralnih odluka cilj je bio konstruirati prihvatljiv oblik testa/mjere moralnoga odlučivanja koji ponajprije uključuje relativno realnije (svakodnevne) situacije u kojima bi pojedinac suprotstavljene moralne ishode procjenjivao i odlučivao iz pozicije aktera. Prve ideje o relativno realnim moralnim dilemama (očekivano su se dogodile svakom pojedincu ili njemu bliskim osobama) proizišle su iz niza hipotetskih etičkih scenarija konstruiranih za studente prava (Palermo i Evans, 2007) te su sadržajno promijenjene, doradene i prilagođene društvenim i kulturnim uvjetima u RH.

2. Opis testa

Prva verzija ovoga testa sadržavala je devet scenarija. Nakon preliminarnu primjenu četiri su scenarija odbačena. Unutar odbačenih scenarija preko 75% ispitanika biralo je isključivo jedan odgovor (DA ili NE), a sadržajnom analizom utvrđeno je da su ta četiri scenarija uključivala dilemu vezanu za članove obitelji te je odgovor koji su ispitanici birali bio u funkciji „zaštite“ obitelji, bez obzira na njegovu moralnost. Također, prosječno vrijeme odgovaranja na dileme opisane u predloženim scenarijama bilo je predugo (oko 45 minuta), što je nadasve nepraktično za korištenje u istraživačke svrhe te može demotivirati ispitanike da završe test do kraja. Stoga je u konačnoj verziji testa zadržano pet scenarija za koje je distribucija alternativnih odgovora (DA i NE) bila približno podjednaka i koji tematski nisu vezani za obitelj.

Dakle, u konačnoj predloženoj verziji test se sastoji od pet scenarija koji detaljno opisuju moralnu dilemu u kojoj se ispitanika postavlja kao aktera te on treba donijeti odluku o tome kako će postupiti. Primjerice, u drugome scenariju ispitanik treba odlučiti hoće li poslodavcu sugerirati ugovaranje posla sa svjetski poznatom korporacijom (koja će posao odraditi kvalitetno, a suradnja s njom povećat će buduće poslovne uspjehe tvrtke) ili s ispitanikovim dragim prijateljem kojemu se on osjeća dužnim zbog mnogo stvari, a koji vjerojatno nema resursa da odradi posao za koji se natječe na istoj razini kao jaka međunarodna korporacija. Odluka ispitanika procjenjuje se kroz tri segmenta:

1. Ispitanik odgovara s DA ili NE na tvrdnju o načinu postupanja (npr. „Sugerirat ću ugovaranje posla s korporacijom.“), pri čemu jedan od odgovora predstavlja moralniju, a drugi nemoralniju odluku. U prva dva scenarija odgovor DA predstavlja moralniju odluku, a u zadnja tri scenarija moralniju odluku predstavlja odgovor NE⁷.
2. Ispitanika se pita koliko je siguran u tu odluku te se zahtijeva da upiše postotak sigurnosti odluke na za to predviđeno mjesto.
3. Ispitanik treba obrazložiti svoju odluku zaokruživanjem jednoga najprihvatljivijeg odgovora. Ponuđena su po tri obrazloženja za varijantu odgovora DA i za varijantu odgovora NE, no ispitaniku se nude samo alternative vezane uz prethodni odgovor koji je dao (DA ili NE) te nema uvid u moguća obrazloženja one opcije koja nije odabrana. Iz navedenoga je jasno da se ovaj test može primjenjivati **isključivo računalno**⁸ kako bi se spomenuti uvjet mogao zadovoljiti.

Tri alternativna obrazloženja sadržajno su prilagođena trima temeljnim Kohlbergovim fazama moralnoga razvoja na način da svakoj fazi (pretkonvencionalnoj, konvencionalnoj i postkonvencionalnoj) odgovara jedna čestica/argument.

Postupak formiranja konačnoga rezultata na testu opisan je u poglavlju *Mjera moralnog odlučivanja*.

⁷ Na osnovi neovisnih procjena dobivenih od pet različitih procjenjivača eksperata utvrđeno je maksimalno slaganje oko toga što je moralnija/nemoralnija odluka za svaki od scenarija. Također, korelacije s indeksom moralnoga rasuđivanja idu u prilog točnosti utvrđene procjene.

⁸ Moguća je primjena testa i u formi „papir olovka“, ali bi onda primjena trebala biti individualna tako da eksperimentator ispitaniku pruža kartice s obrazloženjima koje su vezane za njegov prethodni odgovor.

2.1. Mjera moralnoga odlučivanja

Kao mjera moralnoga odlučivanja u ovome se testu predlaže tzv. IMO (indeks moralnoga odlučivanja) koji se temelji se na procjeni triju različitih aspekata pri donošenju odluke: sama odluka (moralnija-nemoralnija), faza moralnoga razvoja prema Kohlbergu (pretkonvencionalna, konvencionalna i postkonvencionalna) i sigurnost u donesenu odluku (procijenjena postotkom). Izračunava se prema sljedećoj formuli:

$$IMO = \sum_{i=1}^5 O_i F_i S_i$$

gdje je;

IMO – indeks moralnoga odlučivanja

O_i – donesena odluka za svaki scenarij

F_i – odabrani argument pri donošenju odluke (faza moralnoga razvoja)

S_i – sigurnost u donesenu odluku

Pritom treba naglasiti da autori predlažu ponderiranje pojedinih aspekata na sljedeći način: 1) O_i – moralnija odluka dobiva ponder 2, a nemoralnija ponder 1; 2) F_i – pretkonvencionalna faza ponderira se kao 1, konvencionalna kao 2 i postkonvencionalna kao 3; 3) S_i – ponderira se kao proporcija sigurnosti (postotak sigurnosti donesene odluke/100).

Dobiveni indeks moralnoga odlučivanja (IMO) kreće se u teoretskome rasponu od 0 do 30 pri čemu viša vrijednost indeksa označava višu razinu moralnoga odlučivanja. Teoretski raspon za svaki scenarij pojedinačno je od 0 do 6.

Ove različite ispitivane aspekte moralne odluke moguće je vrednovati i na druge načine, čime bi se promijenila neka obilježja distribucije ukupnih rezultata i osjetljivosti predložene mjere, dok bi u većini slučajeva pouzdanost i valjanost ostale iste.

3. Opis uzorka

Validacija *Testa moralnoga odlučivanja* provedena je na uzorku od 627 studenata (176 muškaraca i 451 žena) koji studiraju na sveučilištima u Zagrebu, Splitu i Zadru. U uzorak su uključeni studenti različitih studijskih usmjerenja i godina studija, a prosječna dob ispitanika bila je 22,7 godina ($SD = 2.99$).

4. Psihometrijska svojstva testa

4.1. Faktorska struktura i pouzdanost testa

Kada je riječ o faktorskoj strukturi i pouzdanosti odgovora ispitanika na pet zadržanih scenarija, prije prikaza ishoda ovih analiza potrebno je naglasiti dvije činjenice: 1) test pretpostavlja postojanje „točnih“ odgovora (slično testovima kognitivnih sposobnosti ili znanja) te se treba logično usmjeriti na eventualno dokazivanje egzistencije jednoga faktora (faktora moralnoga odlučivanja), pri čemu dileme iz pojedinih scenarija nemaju istu „težinu“, odnosno ne očekuju se osobito visoke korelacije među odgovorima na svih pet scenarija; i 2) test sadrži samo pet čestica (primarno zbog nemogućnosti produžavanja testa – vremenske zahtjevnosti primjene) te se visoka pouzdanost tipa unutarnje konzistencije također ne može realno očekivati. Iz navedenih razloga prikladni postupci provjere valjanosti ili pouzdanosti bili bi ispitivanje relacija s teoretski povezanim konstruktima te dokazivanje medijatorske uloge u procesima vezanim uz moralno ponašanje (biološka platforma, moralni identitet, moralno rasuđivanje, osobine ličnosti, socijalna okolina, ponašajni ishodi).

Tablica 1a. Faktorske saturacije, korelacije čestica s ukupnim rezultatom, deskriptivni parametri čestica i pouzdanost mjere IMO-a (N = 621)

Scenarij:	<i>F</i> ₁	<i>r</i> _{it}	<i>M</i>	<i>SD</i>	teoretski raspon
1	.34	.22	2.41	1.57	0–6
2	.18	.12	3.29	1.59	0–6
3	.42	.27	2.61	1.61	0–6
4	.34	.22	2.00	1.24	0–6
5	.38	.23	2.73	1.44	0–6
Karakteristični korijen		.58			
Proporcija objašnjene varijance		.12			
Cronbachov alfa		.41			

Tablica 1b. Korelacije između rezultata na pet scenarija

	Scenarij 1	Scenarij 2	Scenarij 3	Scenarij 4	Scenarij 5
Scenarij 1	1.00	.06*	.12**	.17**	.15**
Scenarij 2		1.00	.11**	.07	.02
Scenarij 3			1.00	.16**	.24**
Scenarij 4				1.00	.11**
Scenarij 5					1.00

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

32

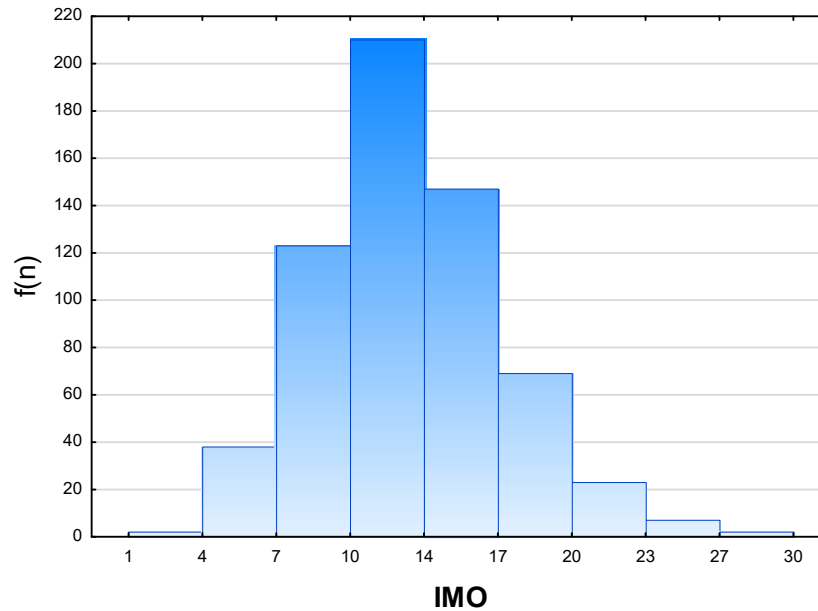
Primjenom faktorske analize (eksploratorna analiza zajedničkih faktora, procjena komunaliteta $h^2 = R^2$) pokazalo se da odgovori na različitim scenarijima ipak dijele određenu značajnu zajedničku varijancu (iako samo 11.6%), ali, kako je već obrazloženo, osobito visoke faktorske saturacije nisu bile ni očekivane (zbog osobina samoga testa). Pritom se ulazna matrica interkorelacija (Tablica 1b) pokazala podobnom za faktorsku analizu (Bartlettov test sfericiteta: $\chi^2 = 100.26$; $df = 10$; $p < .001$). Slično se može zaključiti i za procjenu pouzdanosti tipa unutarnje konzistencije koja je dosta niska (.411) te korelacije s ukupnim rezultatom. Stoga bi u budućim primjenama ovoga instrumenta bilo potrebno procijeniti pouzdanost drugim, primjerenijim empirijskim metodama (retest ili ekvivalentne forme).

4.2. Osjetljivost i osnovni deskriptivni parametri

Tablica 2. Osnovni deskriptivni parametri IMO-a

	IMO
<i>N</i>	621
<i>M</i>	13.04
<i>SD</i>	4.07
Raspon	29 (1–30)
Asimetričnost*	0.52 (0.09)
Spljoštenost*	0.55 (0.19)
Kolmogorov-Smirnovljeva <i>d</i>	0.045 ($p < .2$)
Ferguson δ	.97

* u zagradama su vrijednosti pripadajuće standardne pogreške

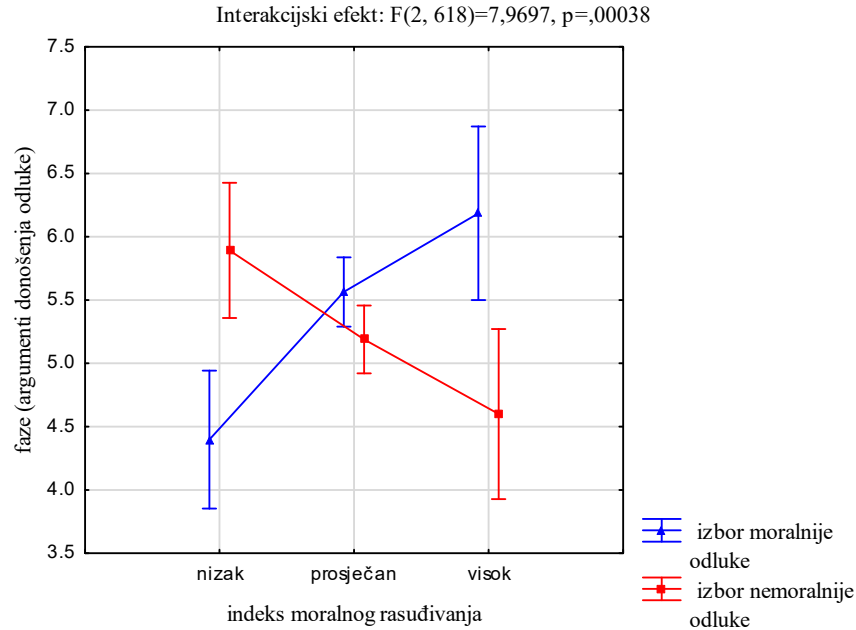


Slika 1. Distribucija rezultata IMO-a ($N = 621$)

Distribucija IMO-a pokazala je karakteristike normalne raspodjele s izrazito blagom tendencijom k nižim vrijednostima. Također, sve izračunate mjere varijabiliteta i ostvarenih razlikovanja među ispitanicima ukazuju na vrlo dobru osjetljivost ovoga mjernog instrumenta.

4.3. Konvergentna i divergentna valjanost

Kada je riječ o konvergentnoj valjanosti predložene mjere moralnoga odlučivanja, bilo bi najprimjerenije izračunati povezanosti s drugim relevantnim konstruktima unutar šire domene moralnoga ponašanja. U dosadašnjoj primjeni ovoga mjernog instrumenta na studentima različitih studijskih usmjerenja koji studiraju na sveučilištima u RH (društveni, humanistički i biomedicinski/zdravstveni smjer; $N = 621$, $M_{dob} = 22.7$) ispitivano je paralelno jedino moralno rasuđivanje (TMR test; Proroković, 2016). Korelacija između IMO-a i IMR-a (indeksa moralnoga rasuđivanja) iznosila je $r = .12$ i statistički je značajna $p < .01$. Ovaj podatak djelomično ide u prilog konvergentnoj valjanosti IMO-a, iako bi se teorijski mogla očekivati i značajno snažnija povezanost jer je moralno rasuđivanje očekivano značajan medijator prilikom donošenja odluke u moralno dvojbenim situacijama (neki autori poistovjećuju proces moralnoga rasuđivanja i odlučivanja). Kako bi se detaljnije pojasnila ova relacija (relativno niski koeficijent korelacije), u dodatnim analizama ispitanici su kategorizirani u tri kategorije s obzirom na indeks moralnoga rasuđivanja (nizak, prosječan i visok IMR) te je provjeren odnos s indeksom moralnoga odlučivanja zasebno kod donošenja moralnije i nemoralnije odluke.



Slika 2. Relacija između indeksa moralnoga rasuđivanja i donošenja odluke s obzirom na argumentaciju

34

Dobiveni rezultati (Slika 2) pokazali su da je razlog relativno niskoj povezanosti između moralnoga rasuđivanja i odlučivanja zapravo specifični fenomen (kontradikcija) kod kojega ispitanici s visokim stupnjem moralnoga rasuđivanja argumentiraju svoju „nemoralnu“ odluku primarno na najnižoj pretkonvencionalnoj razini (osobni interesi, egocentrizam), dok „moralnu“ odluku argumentiraju primarno na postkonvencionalnoj razini (koncept univerzalne pravde). S druge strane, ispitanici s niskom razinom moralnoga rasuđivanja procjenjuju svoju moralniju odluku na najnižoj razini moralnoga razvoja, a nemoralniju odluku na višim fazama. Pritom je interakcijski efekt statistički značajan ($p < .001$, parcijalni $\eta_p^2 = .025$). Ako se odvoje rezultati dobiveni prilikom donošenja moralnijih odluka, tada koeficijent korelacije između moralnoga rasuđivanja i odlučivanja značajno raste ($r = .24; p < .01$), što u većoj mjeri doprinosi konvergentnoj valjanosti. Također, rezultati idu u prilog tezi o moralnome rasuđivanju i odlučivanju kao odvojenim i relativno nezavisnim konstruktima, odnosno idu u prilog divergentnoj valjanosti predložene mjere moralnoga odlučivanja u odnosu na rasuđivanje.

Općenito se može zaključiti da dosadašnji rezultati upućuju na relativno prihvatljive metrijske karakteristike *Testa moralnoga odlučivanja* i predložene mjere moralnoga odlučivanja (IMO), ali primarno u istraživačke svrhe. Također, potrebna je dodatna validacija drugim adekvatnim postupcima jer procjena uporabne vrijednosti ovoga instrumenta sugerira potrebu za daljnjom psihometrijskom provjerom.

5. Literatura

- Berthoz, S., Grezes, J., Armony, J., Passingham, R. i Dolan, R. (2006). Affective response to one's own moral violations. *Neuroimage*, 31, 945–950.
- Blasi, A. (2004). Moral functioning: Moral understanding and personality. U: D. K. Lapsley i D. Narvaez (Ur.), *Moral development, self, and identity* (str. 189–212). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Colby, A. i Damon, W. (1992). *Some do care: Contemporary lives of moral commitment*. New York, NY: Free Press.
- Frith, U. i de Vignemont F. (2005). Egocentrism, allocentrism, and Asperger syndrome. *Consciousness and Cognition*, 14, 719–738.
- Greene, J. D. R., Sommerville, B., Nystrom, L. E. , Darley, J. M i Cohen, J. D. (2001). An fMRI investigation of emotional engagement in moral judgment. *Science*, 293, 2105–2108.
- Lind, G. (2000). Moral regression in medical students and their learning environment. *Revista Brasileira de Educacao Médica*, 24(3), 24–33.
- Monin B., Pizarro D. A. i Beer J. S. (2007). Deciding versus reacting: Conceptions of moral judgment and the reason-affect debate. *Review of General Psychology*, 11, 99–111.
- Nadelhoffer T. i Feltz A. (2008). The actor–observer bias and moral intuitions: Adding fuel to Sinnott-Armstrong's fire. *Neuroethics*, 1, 133–144.
- Palermo, J. i Evans, A. (2007). Relationships between personal values and reported behavior on ethical scenarios for law students. *Behavioral Sciences and the Law*, 25, 121–136.
- Peng, W. i Huashan, L. (2014). Association between moral reasoning and moral behavior: A systematic review and meta-analysis. *Acta Psychologica Sinica*, 46(8), 1192–1207.
- Proroković, A. (2016). Test moralnog rasuđivanja (TMR). U: I. Tucak Junaković, I. Burić, V. Čubela-Adorić, A. Proroković i A. Slišković (Ur.), *Zbirka psihologijskih skala i upitnika*, sv. 8 (str. 63–74). Zadar: Sveučilište u Zadru.

UPUTA: Ispred Vas nalazi se pet zamišljenih situacija (scenarija) s Vama kao sudionikom. Scenariji su sastavljeni tako da se u okviru svakoga od njih od Vas očekuje da donesete određenu odluku. Dakle, Vaš je zadatak da pažljivo pročitate svaki scenarij i odgovorite na pitanje biste li se odlučili na određeno ponašanje zaokruživanjem odgovora DA ili NE. Također, procijenite na skali od 1 do 100 koliko ste sigurni u donesenu odluku.

Nakon što ste se odlučili za odgovor DA ili NE bit će Vam prezentirana tri moguća objašnjenja odluke, a Vaš je zadatak da odaberete ono koje u najboljoj mjeri objašnjava razlog zašto ste donijeli takvu odluku.

Scenarij 1⁹.

Vi ste novi djelatnik u velikoj komercijalnoj tvrtki. Jedna dobrovoljna organizacija od javnoga interesa ponudi Vam volonterski rad na slučaju na kojem biste rado sudjelovali. Rad će biti *pro bono* i vrlo interesantan za Vas osobno, ali nije u interesu tvrtke u kojoj radite. Nažalost, rad na ovome slučaju zahtijeva puno Vašega vremena i truda te nećete moći uskladiti sve obaveze na poslu s ovim volonterskim aktivnostima. Vaš nadređeni u tvrtki ipak želi da povećate broj radnih sati koje ćete naplatiti, što ide u korist tvrtki Naime, u tvrtki u kojoj radite obično se ne radi *pro bono*, ali ne postoji stvarna politika protiv rada *pro bono*. Vaše vrijeme sada je ograničeno i realno možete učiniti jedno ili drugo.

Složio/Složila bih se da radim na slučaju od javnoga interesa? (označi): DA NE
Koliko ste sigurni u ovu odluku (od 1 do 100%) _____ (upiši vrijednost)

Objasnite svoju odluku (označavanjem jednoga najprihvatljivijeg odgovora):

Ako DA

Odlučio/Odlučila sam **raditi** na slučaju od javnoga interesa jer:

- jako volim raditi u ovome području
- takav rad nije protiv službenih pravila tvrtke
- ću takvim radom doprinijeti dobrobiti društva

Ako NE

Odlučio/Odlučila sam **ne raditi** na slučaju od javnoga interesa jer:

- bi to negativno utjecalo na moju karijeru
- bi takav rad mogao izići iz okvira ugovora koji sam potpisao/potpisala s tvrtkom
- bi moj volonterski rad vjerojatno išao na štetu tvrtke i njezinih djelatnika

⁹ Kao što je već rečeno u opisu instrumenta, test se primjenjuje **računalno** na način da se ispitaniku onda kada donese odluku u prvome koraku (DA ili NE) te procijeni sigurnost odluke prezentiraju **samo obrazloženja vezana za odabrani odgovor**. Ispitanik ne bi trebao vidjeti objašnjenja vezana za odgovor koji nije odabrao.

Ako se test primjenjuje u formi "papir olovka", primjena treba biti individualna te bi eksperimentator trebao ispitaniku nuditi kartice s obrazloženjima koja se vežu za njegov prethodni odgovor DA ili NE.

Scenarij 2.

Zaposlenik ste tvrtke koja je specijalizirana za posredovanje u procesima privatizacije. U toj djelatnosti Vaša tvrtka slovi kao vrlo ugledna i uspješna. Jedna svjetski poznata korporacija od Vaše tvrtke zatraži usluge posredovanja pri ostvarenju koncesije na javni prijevoz. Taj posao bio bi jako značajan za Vašu tvrtku jer bi sklapanje ugovora s tako uglednim klijentom u budućnosti dovelo još mnogo drugih klijenata i poslova. S druge strane, dolazite u dilemu jer Vaš jako blizak prijatelj od Vas očekuje da urgirate u tvrtki i omogućite usluge njemu jer se i on želi prijaviti na isti natječaj za koncesiju. Svjesni ste da bi svjetski ugledna korporacija, osim donošenja dobrobiti Vašoj tvrtki u vidu budućih klijenata koje će dovesti, sam proces koncesije vjerojatno odradila kvalitetnije jer ima više resursa, ugleda i iskustva nego Vaš prijatelj. S druge strane, riječ je o prijatelju koji Vam je jako drag i kojemu se osjećate dužni zbog mnogo stvari. U odluci se ne možete voditi pravilom „tko prvi zatraži uslugu“.

Sugerirat ću ugovaranje posla s korporacijom? (označi): DA NE

Koliko ste sigurni u ovu odluku (od 1 do 100%) _____ (upiši vrijednost)

Objasnite svoju odluku (označavanjem jednoga najprihvatljivijeg odgovora):

Ako DA

Sugerirat ću ugovaranje posla s korporacijom
jer:

- će korporacija kvalitetno odraditi taj posao i time doprinijeti razvoju tvrtke u kojoj sam zaposlen
- bi u suprotnome prekršio pravilnik o provedbi javnih natječaja
- će to pokazati da donosim kvalitetne odluke i time će se osnažiti moj položaj u tvrtki

Ako NE

Neću sugerirati ugovaranje posla s
korporacijom jer:

- bi to negativno utjecalo na moj odnos s prijateljem
- je moj prijatelj meni pomogao kad mi je trebalo, pa i ja trebam njemu pomoći
- stalno davanje poslova monopolističkim korporacijama onemogućava opstanak manjih tvrtki i pojedinaca

37

Scenarij 3.

Usprkos dugom i teškom radu Vi se borite da sastavite kraj s krajem u prvih nekoliko godina rada u svojoj tvrtki. Vaša tvrtka ima veća kreditna zaduženja i financijske obveze. U zadnje vrijeme obavljali posao za klijenta koji želi dobiti ugovor za izgradnju dionice autoputa. Posao ste uspješno odradili, klijent je dobio posao i vodi partnere i Vas na ručak. U neformalnome razgovoru klijent Vam povjerljivo otkriva informaciju o dionici kojom će proći autoput, sugerirajući gdje bi bilo profitabilno kupiti zemljište.

Hoćete li kupiti zemljište prije javne objave o trasi autoputa? (označi): DA NE

Koliko ste sigurni u ovu odluku (od 1 do 100%) _____ (upiši vrijednost)

Objasnite svoju odluku (označavanjem jednoga najprihvatljivijeg odgovora):

Ako DA

Kupit ću zemljište prije javne objave jer:

- mi je novac uistinu potreban
- sam ionako slučajno dobio informaciju čije korištenje nije protuzakonito
- će mi taj novac omogućiti da spriječim stečaj tvrtke i osiguram plaće i posao zaposlenicima u tvrtki

Ako NE

Neću kupiti zemljište prije javne objave jer:

- to nije korektno prema ostalim potencijalnim kupcima
- to može naškoditi mome ugledu
- nemam pravo svoju dobrobit staviti iznad dobrobiti drugih, tj. onih od kojih bi kupio tu zemlju

Scenarij 4.

Preko ljeta ste bili na ispomoći u jednoj radnoj organizaciji. Marljivo ste radili i ostavili ste dobar dojam na nadređene koji su Vas pozvali na probni rad, što bi moglo rezultirati Vašim trajnim zaposlenjem. Vaš nadređeni Vam dâ zadatak da pregledate troškovnike, tj. satnice rada za tri velika klijenta, i dâ Vam naputak da broj utrošenih sati koji je realan zaokružite na veći iznos (npr. ako je na neku stavku utrošeno 170 h, trebate napisati 200 h). Takvo zaokruživanje sati u znatnoj mjeri povećava ukupni trošak, tj. cijenu usluge. Traženi zahtjev nadređeni obrazlaže činjenicom da su klijenti ionako jako zadovoljni uslugom jer je ona na iznimno visokoj razini, pa to onda „omogućuje“ i povećavanje satnice. Poznajete svoga nadređenog dovoljno dobro da znate da se s njim/njom o toj temi ne može raspravljati, tj. da se neće predomisliti, a također ste svjesni da su klijenti uistinu jako zadovoljni pruženom uslugom.

Hoćete li zaokružiti utrošene radne sate na veću vrijednost? (označi): DA NE

Koliko ste sigurni u ovu odluku (od 1 do 100%) _____ (upiši vrijednost)

Objasnite svoju odluku (označavanjem jednoga najprihvatljivijeg odgovora):

Ako DA

Zaokružiti ću utrošene sate jer:

- cijene rada na tržištu diktiraju velike korporacije, a rad je uvelike podcijenjen. Ovo je prilika da se ta nepravda malo ublaži.
- se bojim da će mi to nadređeni zapamtiti i neće mi ponuditi stalno zaposlenje
- se time, pravno gledano, još uvijek ne krši potpisani ugovor

Ako NE

Neću zaokružiti utrošene sate jer:

- je to kršenje inicijalnoga dogovora
- ja potpisujem troškovnik i odgovoran sam za njega
- premda nije protuzakonito, kršenje usmenih dogovora rezultira lošim odnosima i gubljenjem međusobnoga povjerenja

Scenarij 5.

U bližoj okolini Vašega grada planirana je izgradnja odlagališta radioaktivnoga otpada, što Vi pod svaku cijenu želite spriječiti. Bliže se lokalni izbori na kojima se očekuje mrtva trka između dviju aktualnih političkih opcija kojima su građani uvelike nezadovoljni. Procjenjujete da bi treća politička opcija imala veliku prigodu postići dobar izborni rezultat, posebice ako se zauzme protiv izgradnje odlagališta. Stoga oko sebe okupljate tim istomišljenika, entuzijastičnih i izrazito poštenih ljudi i zajednički izlazite na izbore s osnovnim programom da se zabrani izgradnja opasnoga odlagališta. U nezavidnoj ste poziciji jer nemate novca za predizbornu kampanju pa su Vam potrebni donatori. S obzirom na to da Vi poznajete dosta ljudi koji su imućni i imaju dobrostojeće tvrtke, Vaši stranački kolege zahtijevaju od Vas da od poznanika tražite financijsku pomoć u predizbornoj kampanji. Ako Vaša politička opcija pobjedi i dođe na vlast, mnoge od tih tvrtki htjet će participirati u poslovima koji su u nadležnosti grada te će očekivati da ćete se Vi – ukoliko Vam daju novac za predizbornu kampanju – pri budućim natječajima založiti za njih kod svojih stranačkih kolega. Vi, međutim, znate da je Vaša stranka vrlo čista i gotovo sigurno Vaši kolege neće favorizirati niti jednoga donatora posebno.

Hoćete li se odlučiti za ovakav pristup traženja potencijalnih donatora?(označi): DA NE

Koliko ste sigurni u ovu odluku (od 1 do 100%) _____ (upiši vrijednost)

Objasnite svoju odluku (označavanjem jednoga najprihvatljivijeg odgovora):

Ako DA

Na ovaj način tražit ću potencijalne donatore jer:

- je to za viši cilj i opću dobrobit
- bi tako postupila većina mojih stranačkih i nestranačkih kolega
- ću time omogućiti pobjedu svojoj stranci i poboljšati svoj status u njoj

Ako NE

Neću na ovaj način tražiti potencijalne donatore jer:

- nije u redu nikomu davati neosnovanu nadu bez obzira na okolnosti
- ovako mogu izgubiti osobni kredibilitet
- jer je to protiv nepisanih pravila stranke kojoj pripadam

Trofaktorski upitnik obrazaca hranjenja¹⁰

Izvorni instrument: *Three-Factor Eating Questionnaire-R21* (Tholin, Rasmussen, Tynelius i Karlsson, 2005)

Adaptirale: Nikolina Moretić i Matilda Nikolić

Priredile: Matilda Nikolić, Andrea Tokić i Nikolina Moretić

1. Teorijska osnova

Ponašanje vezano za prehranu, odnosno obrasci hranjenja koje prakticiramo imaju značajne posljedice na naše zdravlje i dobrobit. Osjećaj gladi svakako je faktor koji je bitan za unos hrane, no posve sigurno nije jedini. Kao što se ljudi razlikuju po količini hrane potrebne za funkcioniranje, preferenciji za određene vrste hrane te učestalosti jedenja, tako se razlikuju i po korištenju različitih obrazaca hranjenja. Zastupljenost pretilosti na svjetskoj se razini u posljednja dva desetljeća dramatično povećala, što je – uz prepoznatu potrebu za boljim razumijevanjem prehrambenih navika (Ogden, Yanovski, Carroll i Flegal, 2007) i procesa koji su u njihovoj osnovi – potaknulo provođenje istraživanja na ovu temu. Jedan je od najčešće korištenih upitnika za procjenu obrazaca hranjenja *Trofaktorski upitnik obrazaca hranjenja* (*Three Factor Eating Questionnaire* – TFEQ), koji je primjenjivan na pretilim osobama, ali i na osobama koje nemaju problema s težinom (Cappeller i sur., 2009; Taboada i sur., 2015; Tholin, Rasmussen, Tynelius i Karlsson, 2005). Prva verzija ovoga upitnika nastala je još 1985. godine (Stunkard i Messick, 1985), sadržavala je 51 česticu i bila je namijenjena za pretilu populaciju. Sam je upitnik baziran na Hermanovoj i Mackovoj teoriji suzdržavanja (Herman i Mack, 1975), prema kojoj suzdržavanje od jela, koje možemo definirati kao svjesni napor da se spriječi unos hrane s ciljem gubitka na težini ili zadržavanja postojeće težine, predstavlja određenu vrstu rizičnoga faktora koji vodi do prejedanja (obično pod dodatnim utjecajem stresora). Upitnik se sastojao od triju subskala: kognitivnoga suzdržavanja, disinhibicije i gladi. Ipak, istraživanja koja su kasnije uslijedila dovela su u pitanje navedenu faktorsku strukturu upitnika (Hyland, Irvine, Thacker, Dann i Dennis, 1989). Kako bi evaluirali ovaj upitnik, Karlsson i suradnici (Karlsson, Persson, Sjöström i Sullivan, 2000) u Švedskoj su proveli opsežno istraživanje u koje su uključili 4377 pretilih muškaraca i žena srednje životne dobi. Oni također nisu uspjeli potvrditi originalnu trofaktorsku strukturu TFEQ-a te su kreirali njegovu revidiranu verziju koja je sadržavala 18 čestica grupiranih u tri faktora: **kognitivno suzdržavanje** (6 čestica), **nekontrolirano** (9 čestica) i **emocionalno jedenje** (3 čestice). Ovakva se faktorska struktura pokazala stabilnom na različitim subgroupama izdvojenima s obzirom na dob, spol i indeks tjelesne mase (Karlsson, Persson, Sjöström i Sullivan, 2000). U prethodnome je dijelu teksta već opisano kognitivno suzdržavanje. Nekontrolirano jedenje odnosi se na tendenciju da se jede više nego inače zbog gubitka kontrole nad unosom hrane, što je pak popraćeno subjektivnim osjećajem gladi (de Lauzon i sur., 2004). Ovaj obrazac hranjenja često je praćen osjećajem gubitka kontrole te posljedično srama. Takvo ponašanje posebno je problematično kada se količina unesene hrane nastoji kompenzirati različitim rigoroznim dijetama ili, u najtežim slučajevima, kada dolazi do namjerno izazvanoga povraćanja i upotrebe laksativa. Emocionalno jedenje odnosi se na obrazac hranjenja obilježen nemogućnošću razlikovanja prave gladi od negativnoga emocionalnog uzbuđenja (Spoor, Bekker, van Strien i van Heck, 2007). Pojedinci koji su usvojili ovakav obrazac prehrane ne žude za određenom vrstom hrane, već za osjećajem koji konzumiranje te hrane dovodi (Christie, 2010). Naknadno je ova verzija upitnika (TFEQ R18) i sama poboljšana na način da je subskala koja se odnosi na emocionalno jedenje obogaćena trima novim česticama, čime su postignuta bolja psihometrijska obilježja (Tholin i sur., 2005).

Upravo je validacija toga upitnika, s ukupno 21 česticom (TFEQ 21), prikazana u ovome prilogu. Upitnik je preveden na hrvatski jezik i po prvi je put primijenjen na hrvatskome uzorku.

¹⁰ Za adaptaciju i objavljivanje instrumenta dobivena je suglasnost autora izvorne verzije. Autori izvornoga upitnika i autori adaptirane verzije suglasni su da se hrvatska adaptirana verzija skale može slobodno koristiti u istraživačke i nastavne svrhe.

Prijevod su radila tri neovisna prevoditelja te se naknadim usuglašavanjem odabirala najbolja opcija, ukoliko je uopće bilo razlika u prijevodu.

2. Opis upitnika

Trofaktorski upitnik obrazaca hranjenja autora Tholina i suradnika (2005) (TFEQ-21) sastoji se od 21 čestice na kojima ispitanici procjenjuju vlastito ponašanje vezano za konzumaciju hrane. Od ukupnoga broja čestica njih 9 odnosi se na **nekontrolirano jedenje** (npr. „Uvijek sam dovoljno gladan/gladna da mogu jesti u bilo kojem trenutku.“), a po 6 na **emocionalno jedenje** (npr. „Kada se osjećam usamljeno, tješim se hranom.“) te na **kognitivno suzdržavanje** (npr. „Svjesno ograničavam količinu pojedene hrane u obrocima kako ne bih dobio/dobila na težini.“). Na prvih 20 čestica ispitanici odgovaraju na ljestvicama od 1 do 4 stupnja, a na zadnjoj, 21. čestici na ljestvici od 8 stupnjeva („Na skali od 1 do 8, gdje 1 znači potpuni nedostatak suzdržavanja u jelu, a 8 označava potpuno suzdržavanje, koji biste broj sebi dodijelili?“). Na navedenim ljestvicama ispitanici procjenjuju u kojoj se mjeri navedena tvrdnja odnosi na njih, odnosno koliko se često ponašaju na određeni način (ovisno na koji je način tvrdnja formulirana). Prilikom formiranja rezultata prvih 16 čestica obrnuto se kodira te je 21. česticu potrebno rekodirati kako bi se odgovori i na ovu tvrdnju sveli na četverostupanjsku ljestvicu. To se radi na sljedeći način: ukoliko ispitanik označi 1 ili 2, pridoda mu se rezultat 1; ako je označio 3 ili 4, pridoda mu se rezultat 2 itd. Rezultati za pojedine subskele formiraju se kao aritmetičke sredine odgovora na tvrdnje koje se odnose na pojedini obrazac hranjenja, tako da su rezultati pojedinih ispitanika u rasponu od 1 do 4, s tim da viši rezultat upućuje na veću sklonost određenom obrascu hranjenja.

3. Opis uzorka

U istraživanju su sudjelovala 274 ispitanika (202 žene i 72 muškarca) u dobi od 19 do 34 godine ($M = 22.78$, $SD = 1.71$). Muškarci i žene međusobno se nisu statistički značajno razlikovali po dobi ($M_M = 23.24$, $SD_M = 3.38$, $M_Z = 22.63$, $SD_Z = 3.16$, $t(272) = 1.38$, $p = .17$). Uzorak je obuhvaćao ispitanike različitoga stupnja obrazovanja (studente i studentice, osobe visoke, više te srednje stručne spreme). Indeks tjelesne mase (eng. *Body Mass Index* – BMI) kod svih ispitanika kretao se u rasponu od 18.5 do 30, odnosno u uzorak nisu ušli ispitanici koji bi se po kriteriju veličine ovoga indeksa ubrajali u kategoriju pothranjenosti ili pretilosti.

Istraživanje je provedeno putem interneta, i to pomoću mrežne aplikacije Google Docs. Internetski upitnik postavljen je u različite grupe na društvenoj mreži *Facebook*. Na početku upitnika ukratko je objašnjena svrha istraživanja te je ispitanicima zajamčena anonimnost i sloboda odustajanja u bilo kojem trenutku. Ispitanicima je postavljeno i nekoliko pitanja koja su se odnosila na potencijalne zdravstvene probleme, poput dijabetesa i poremećaja rada štitne žlijezde, koji mogu utjecati na tjelesnu težinu te na njihovo eventualno slijeđenje posebnoga režima prehrane, kao što su vegetarijanstvo i veganstvo, budući da se jedna čestica u upitniku obrazaca hranjenja odnosila na jedenje mesa. Također je provjeravano jesu li ispitanici uzimali neke lijekove koji mogu imati utjecaja na tjelesnu težinu. Nakon ovih općih pitanja uslijedila je primjena upitnika. Iz konačnih analiza isključeni su rezultati onih ispitanika koji su potvrdno odgovorili na opća pitanja. Primjena upitnika trajala je oko 10 minuta.

4. Psihometrijska svojstva upitnika

4.1. Faktorska struktura

U svrhu provjere pretpostavljene trofaktorske strukture upitnika u programu *Statistica 13* provedena je konfirmatorna faktorska analiza uz primjenu metode maksimalne vjerojatnosti prilikom procjene parametara u modelu.

Za procjenu stupnja slaganja predloženoga modela s podacima korišteni su sljedeći parametri: omjer χ^2 i stupnjeva slobode, CFI (eng. *comparative fit index*), GFI (eng. *goodness-of-fit index*), RSMSEA (eng. *root-mean-square error of approximation*) i SRMR (eng. *standardized-root-mean-residual*). Pokazatelji prihvatljivoga slaganja modela s podacima jesu vrijednosti χ^2/df manje od 3, CFI i GFI veće od .90 te vrijednosti RMSEA i SRMR manje od .10. Kriteriji *dobroga* slaganja modela s podacima jesu omjer χ^2 i stupnjeva slobode manji od 3, CFI i GFI veći od .95, RMSEA manji od .06, a SRMR manji od .08 (Hu i Bentler, 1999).

Rezultati konfirmatorne faktorske analize ukazuju na slabo slaganje modela s podacima: $\chi^2 = 659.64$, $df = 186$, $p < .01$, $\chi^2/df = 3.55$; CFI = .82; GFI = .82; RMSEA = .09 (.086 – .102); SRMR = .14. Uvidom u podatke o zasićenjima čestica s pretpostavljenim faktorom uočeno je da čestice pod rednim brojem 5 („Ne jedem neke vrste hrane jer se od njih debljam.“) i 6 („Kad sam pored nekoga tko jede, i ja poželim jesti.“) imaju neznačajna zasićenja (.026 i .003; $p > .05$).

Izbacivanjem dviju spomenutih čestica postignuto je znatno poboljšanje pristajanja modela te su dobivene sljedeće vrijednosti parametara: $\chi^2 = 376.20$, $df = 149$, $p < .01$, $\chi^2/df = 2.52$; CFI = .91; GFI = .87; RMSEA = .07 (.065 – .084); SRMR = .09. Ponovnom provjerom faktorskih zasićenja utvrđeno je da 21. čestica ima zasićenje 0.359 ($< .04$) (21. „Na ljestvici od 1 do 8, gdje 1 znači potpuni nedostatak suzdržavanja u jelu, a 8 označava potpuno suzdržavanje, koji biste broj sebi dodijelili?“). Navedena je čestica u istraživanju Cappelleri i sur. (2009) također imala zasićenje nadređenim faktorom ispod 0.4 te je i njihova preporuka da se ova čestica izbacuje (uz 17. i 18. česticu).

Konfirmatorna faktorska analiza nakon izbacivanja 21. čestice rezultirala je sljedećim vrijednostima parametara: $\chi^2 = 318.46$, $df = 132$, $p < .01$, $\chi^2/df = 2.41$; CFI = .92; GFI = .89; RMSEA = .07 (.061 – .082); SRMR = .08. Na osnovi navedenih parametara može se kazati da je slaganje predloženoga modela s podacima prihvatljivo. Sve čestice u modelu imale su zadovoljavajuće visoko zasićenje s pretpostavljenim faktorom ($> .40$).

Koeficijent povezanosti između faktora nekontroliranoga i emocionalnoga jedenja očekivano je pozitivan ($r = .44$, $p < .01$), faktori emocionalnoga jedenja i suzdržavanja od jedenja nisko su povezani ($r = .17$, $p < .01$), dok povezanost nije bila značajna između faktora suzdržavanja i nekontroliranoga jedenja ($r = -.07$; $p > .05$).

4.2. Deskriptivni parametri i osjetljivost

U Tablici 1 prikazani su osnovni deskriptivni parametri za tri subskele. Na osnovi mjera centralne tendencije te indeksa asimetričnosti i spljoštenosti vidljivo je blago odstupanje distribucija od normalne za sve tri subskele. Iako su indeksi asimetričnosti pozitivni, što sugerira da su ispitanici uglavnom izvještavali o rijetkom prakticiranju navedenih obrazaca hranjenja, vrijednosti su koeficijentata asimetričnosti ispod 0.5, što zapravo sugerira da je riječ o relativno simetričnim distribucijama. Uz navedeno, vrijednosti standardnih devijacija, raspona i koeficijenta varijabilnosti ukazuju na to da sve tri subskele imaju zadovoljavajuću osjetljivost.

Tablica 1. Deskriptivni podatci Trofaktorskoga upitnika obrazaca hranjenja ($N = 274$)

	<i>Nekontrolirano jedenje</i>	<i>Suzdržavanje</i>	<i>Emocionalno jedenje</i>
<i>Broj čestica</i>	8	4	6
<i>Dobiveni raspon</i>	1.13–4	1–3.75	1–4
<i>M</i>	2.31	2.05	2.1
<i>SD</i>	0.57	0.64	0.80
<i>C</i>	2.25	2	2
<i>D</i>	2.13	2	1
<i>Koeficijent varijabilnosti</i>	24.64%	31.24%	37.92%
<i>Shapiro Wilk W</i>	.98 ($p < .01$)	.97 ($p < .01$)	.95 ($p < .01$)
<i>Asimetričnost*</i>	0.41 (0.15)	0.26 (0.15)	0.41 (0.15)
<i>Spljoštenost*</i>	-0.24 (0.29)	-0.44 (0.29)	-0.71 (0.29)
<i>Cronbachov α</i>	.82	.77	.93
<i>Prosječna interkorelacija</i>	.37	.47	.70

* u zagradama su vrijednosti pripadajuće standardne pogreške

4.3. Pouzdanost

Sve tri subskale sadržane u ovom upitniku pokazuju zadovoljavajuće razine pouzdanosti tipa unutarnje konzistencije: skala nekontroliranoga jedenja ($\alpha = .82$), suzdržavanja od jela ($\alpha = .77$) i emocionalnoga jedenja ($\alpha = .93$).

42

4.4. Kriterijska valjanost

U prilog valjanosti Trofaktorskoga upitnika obrazaca hranjenja idu dobiveni koeficijenti korelacije između dimenzija upitnika i tjelesne težine, indeksa tjelesne mase (BMI – eng. *Body Mass Indeks*) te spola, koji su prikazani u Tablici 2. Tjelesna težina u pozitivnoj je korelaciji s nekontroliranim jedenjem, ali nije povezana sa suzdržavanjem od hrane ni s emocionalnim jedenjem. Budući da se pri izračunu indeksa tjelesne mase integriraju vrijednosti i tjelesne visine i težine, on je potpuniji i informativniji indikator o tome koliko je nečija tjelesna težina optimalna. Stoga ne iznenađuju pozitivne korelacije indeksa tjelesne mase sa svim trima obrascima hranjenja, a takvi rezultati dobiveni su i u nekim drugim istraživanjima (npr. Angle i sur., 2009).

Tablica 2. Korelacije dimenzija obrazaca hranjenja sa spolom, tjelesnom težinom, visinom i indeksom tjelesne mase ($N = 274$)

	<i>Nekontrolirano jedenje</i>	<i>Suzdržavanje</i>	<i>Emocionalno jedenje</i>
Spol ¹	-.01	.16**	.30**
Tjelesna težina	.16**	-.001	-.02
Indeks tjelesne mase	.16**	.13*	.18**

¹muškarci = 1, žene = 2; * $p < .05$; ** $p < .01$

Ako se osvrnemo na prakticiranje određenih obrazaca ponašanja kod muškaraca i žena, može se reći da su naši rezultati očekivani. Naime, u literaturi se konzistentno pronalazi podatak da su, kada je riječ o uzorcima iz nekliničke populacije, što odgovara našem uzorku, žene te koje su sklonije emocionalnomu jedenju (Cappelleri i sur., 2009). Kada je riječ o suzdržavanju, tu su rezultati nešto manje konzistentni, no ipak postoji cijeli niz istraživanja u kojima je potvrđeno češće korištenje ovoga obrasca kod žena (npr. Boerner, Spillane, Anderson i Smith, 2004). Muškarci i žene u podjednakoj su mjeri skloni nekontroliranomu jedenju, što je također uobičajen rezultat u literaturi (Cappelleri i sur., 2009).

Zaključno se može reći da prikazani psihometrijski parametri upitnika pokazuju da je on svakako prihvatljiv za korištenje u budućim stručnim i znanstvenim istraživanjima, za koje se nadamo da ih neće nedostajati budući da je zastupljenost različitih poremećaja vezanih uz prehranu u današnje vrijeme poprimila epidemijske razmjere. Ipak, napominjemo da je validacija napravljena na nekliničkoj populaciji, stoga je preporuka za daljnja istraživanja provjera metrijskih karakteristika upitnika upravo na kliničkome uzorku.

5. Literatura

- Angle, S., Engblom, J., Eriksson, T., Kautiainen, S., Saha, M. T., Lindfors, P., Lehtinen, M. i Rimpela, A. (2009). Three factor eating questionnaire-R18 as a measure of cognitive restraint, uncontrolled eating and emotional eating in a sample of young Finnish females. *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 6. doi:10.1186/1479-5868-6-41
- Boerner, L. M., Spillane, N. S., Anderson, K. G. i Smith, G. T. (2004). Similarities and differences between women and men on eating disorder risk factors and symptom measures. *Eating Behaviors*, 5, 209–222.
- Cappelleri, J. C., Bushmakin, A. G., Gerber, R. A., Leidy, N. K., Sexton, C. C., Lowe, M. R. i Karlsson, J. (2009). Psychometric analysis of the Three-Factor Eating Questionnaire-R21: Results from a large diverse sample of obese and non-obese participants. *International Journal of Obesity*, 33, 611–620.
- Christie, K. (2010). Sex differences in the effects of stress-induced eating. *The Huron University College Journal of Learning and Motivation*, 48(1), 54–73.
- de Lauzon, B., Romon, M., Deschamps, V., Lafay, L., Borys, J. M., Karlsson, J., Ducimetière, P. i Charles, M. A. (2004). The Three-Factor Eating Questionnaire-R18 is able to distinguish among different eating patterns in a general population. *The Journal of Nutrition*, 134(9), 2372–2380.
- Herman, C.P. i Mack, D. (1975). Restrained and unrestrained eating. *Journal of Personality*, 43(4), 647–660.
- 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.
- Hyland M. E., Irvine S. H., Thacker C., Dann P. L. i Dennis I. (1989). Psychometric analysis of the Stunkard-Messick Eating Questionnaire (SMEQ) and comparison with the Dutch Eating Behavior Questionnaire (DEBQ). *Current Psychology: Research and Reviews*, 8, 228–233.
- Karlsson J., Persson L. O., Sjöström L. i Sullivan M. (2000). Psychometric properties and factor structure of the Three-Factor Eating Questionnaire (TFEQ) in obese men and women. Results from the Swedish Obese Subjects (SOS) study. *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders*, 24(12), 1715–1725.
- Ogden C. L., Yanovski S. Z., Carroll M. D. i Flegal K. M. (2007). The epidemiology of obesity. *Gastroenterology*, 132, 2087–2102.
- Spoor, S. T., Bekker, M. H., van Strien, T. i van Heck, G. L. (2007). Relations between negative affect, coping, and emotional eating. *Appetite*, 48(3), 368–376.
- Stunkard, A.J. i Messick, S. (1985). The three-factor eating questionnaire to measure dietary restraint, disinhibition and hunger. *Journal of Psychosomatic Research*, 29(1), 71–83.
- Taboada, D., Navio, M., Jurado, R., Fernandez, V., Bayon, C., Alvarez, M. J., ... Jimenez, M. A., (2015). Factor structure and psychometric properties of the TFEQ in morbid obese patients, candidates to bariatric surgery. *Psichotema*, 27(2), 141–150.
- Tholin, S., Rasmussen, F., Tynelius, P. i Karlsson, J. (2005). Genetic and environmental influences on eating behavior: The Swedish Young Male Twins Study. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 81, 564–569.

Sljedeće tvrdnje odnose se na različite obrasce hranjenja. Molimo Vas da pažljivo pročitate svaku tvrdnju te da svoje odgovore označite zaokruživanjem broja ispred jednoga od ponuđenih odgovora.

1. Namjerno uzimam male porcije kako bih kontrolirao/kontrolirala svoju težinu.
(1) U potpunosti točno, (2) Uglavnom točno (3) Uglavnom netočno, (4) U potpunosti netočno
2. Jedem kada se osjećam nervozno.
(1) U potpunosti točno, (2) Uglavnom točno, (3) Uglavnom netočno, (4) U potpunosti netočno
3. Ponekad nakon što počnem jesti jednostavno ne mogu stati.
(1) U potpunosti točno, (2) Uglavnom točno, (3) Uglavnom netočno, (4) U potpunosti netočno
4. Kada sam tužan/tužna, često previše jedem.
(1) U potpunosti točno, (2) Uglavnom točno, (3) Uglavnom netočno, (4) U potpunosti netočno
5. Kada se osjećam napeto ili kada sam 'na rubu', često imam potrebu za hranom.
(1) U potpunosti točno, (2) Uglavnom točno, (3) Uglavnom netočno, (4) U potpunosti netočno
6. Često tako jako ogladnim da imam osjećaj da mi je želudac rupa bez dna.
(1) U potpunosti točno, (2) Uglavnom točno, (3) Uglavnom netočno, (4) U potpunosti netočno
7. Uvijek sam toliko gladan/gladna da mi je teško prestati jesti sve dok ne pojedem svu hranu s tanjura.
(1) U potpunosti točno, (2) Uglavnom točno, (3) Uglavnom netočno, (4) U potpunosti netočno
8. Kada se osjećam usamljeno, tješim se hranom.
(1) U potpunosti točno, (2) Uglavnom točno, (3) Uglavnom netočno, (4) U potpunosti netočno
9. Svjesno ograničavam količinu pojedene hrane u obrocima kako ne bih dobio/dobila na težini.
(1) U potpunosti točno, (2) Uglavnom točno, (3) Uglavnom netočno, (4) U potpunosti netočno
10. Kada osjetim miris pečenoga odreska ili vidim sočan komad mesa, teško mi je suzdržati se od jedenja čak i ako sam upravo pojeo/pojela obrok.
(1) U potpunosti točno, (2) Uglavnom točno, (3) Uglavnom netočno, (4) U potpunosti netočno
11. Uvijek sam dovoljno gladan/gladna da mogu jesti u bilo kojem trenutku.
(1) U potpunosti točno, (2) Uglavnom točno, (3) Uglavnom netočno, (4) U potpunosti netočno
12. Ako se osjećam nervozno, pokušavam se smiriti hranom.
(1) U potpunosti točno, (2) Uglavnom točno, (3) Uglavnom netočno, (4) U potpunosti netočno.
13. Kada vidim nešto što izgleda jako ukusno, često toliko ogladnim da moram odmah nešto pojesti.
(1) U potpunosti točno, (2) Uglavnom točno, (3) Uglavnom netočno, (4) U potpunosti netočno.
14. Kada se osjećam depresivno, imam potrebu jesti.
(1) U potpunosti točno, (2) Uglavnom točno, (3) Uglavnom netočno, (4) U potpunosti netočno
15. Koliko često izbjegavate 'gomilanje' primamljive hrane (kako ne biste došli u napast da je pojedete)?
(1) Gotovo nikada, (2) Rijetko, (3) Uglavnom, (4) Gotovo uvijek
16. Koliko je vjerojatno da ćete se potruditi pojesti manje no što želite?
(1) Gotovo nevjerojatno, (2) Malo vjerojatno, (3) Dosta vjerojatno, (4) Najvjerojatnije

17. Koliko često nekontrolirano jedete čak i kada niste gladni?

(1) Nikada, (2) Rijetko, (3) Ponekad, (4) Barem jednom tjedno

18. Koliko često ste gladni?

(1) Samo za vrijeme obroka, (2) Ponekad između obroka, (3) Često između obroka, (4) Gotovo uvijek

Formiranje rezultata

Faktori i pripadajuće čestice:

Nekontrolirano jedenje: 3, 6, 7, 10, 11, 13, 17, 18

Suzdržavanje: 1, 9, 15, 16,

Emocionalno jedenje: 2, 4, 5, 8, 12, 14

Napomena: Prvih 14 tvrdnji potrebno je obrnuto bodovati pri izračunavanju ukupnoga rezultata.

Upitnik kognitivne emocionalne regulacije – CERQ¹¹

Izvorni instrument: *Cognitive Emotion Regulation Questionnaire* (Garnefski, Kraaij i Spinhoven, 2001)

Adaptirale i priredile: Lidija Soldo i Anita Vulić-Prtorić

1. Teorijska osnova

Emocionalna regulacija važan je faktor koji utječe na dobrobit i uspješno funkcioniranje osobe te njezino mentalno zdravlje. To je proces kojim pojedinac svjesno i nesvjesno upravlja emocijama kako bi prikladno odgovorio na zahtjeve okoline (Aldao, Nolen-Hoeksema i Schweizer, 2010). Thompson (1991) definira emocionalnu regulaciju kao ekstrinzične i intrinzične procese odgovorne za praćenje, vrednovanje i mijenjanje emocionalne reakcije, dok ju Gross (1998) definira kao procese kojima pojedinac utječe na to koje emocije ima, kada ih ima te kako ih doživljava i izražava. Nešto kasnije Gross i Thompson (2007) proširuju konceptualizaciju emocionalne regulacije te ju definiraju kao automatski ili kontrolirani, svjesni ili nesvjesni proces kojim pojedinac utječe na vlastite emocije, emocije drugih ili pak oboje. Prema tome, koncept emocionalne regulacije može se odnositi na široki raspon bioloških, socijalnih, ponašajnih, kao i svjesnih i nesvjesnih procesa. Primjerice, u fiziološkome smislu emocije su samoregulirane brzim pulsom, ubrzanim disanjem, znojenjem i drugim popratnim promjenama do kojih dolazi zbog emocionalnoga uzbuđenja. Socijalna komponenta odnosi se na traženje interpersonalnih ili materijalnih izvora, dok su emocije ponašajno regulirane raznim bihevioralnim postupcima poput vikanja, plakanja ili povlačenja. Nadalje, emocije se mogu regulirati raznim nesvjesnim kognitivnim procesima poput projekcije ili poricanja ili svjesnim procesima poput okrivljavanja sebe ili drugih (Garnefski, Kraaij i Spinhoven, 2001).

Konstrukt emocionalne regulacije blizak je konstruktuo suočavanja, no emocionalna regulacija odnosi se kako na regulaciju negativnih, tako i na regulaciju pozitivnih emocija, dok je suočavanje nešto uže i odnosi se na sposobnost osobe da se nosi sa stresnim situacijama te smanji negativne emocije (Tahmouresi, Bender, Schmitz, Baleshzar i Tuschen-Caffier, 2014). Još je Lazarus (1993) napravio distinkciju između suočavanja usmjerena na problem (npr. pokušaj umanjivanja stresa mijenjanjem sebe ili okoline) te suočavanja usmjerena na emocije (npr. mijenjanje značenja stresnoga događaja, a time i negativnih emocija). Suočavanje usmjereno na problem prevladava kada pojedinac procijeni da može učiniti nešto konstruktivno u vezi stresne situacije, dok suočavanje usmjereno na emocije prevladava kada osoba procjenjuje da ne može ništa promijeniti u vezi stresora (Carver, Scheier i Weintraub, 1989; prema Garnefski, Kraaij i Spinhoven, 2001). Iako je Lazarusov pristup suočavanju usmjerenom na emocije ili na problem široko prihvaćen i većina se mjera suočavanja temelji na njemu, postoji nekoliko konceptualnih problema, a jedan je od njih prigovor kako to nije jedina dimenzija suočavanja te da je strategije moguće podijeliti na kognitivne (*što mislim*) nasuprot bihevioralnim (*što činim*). Čini se razumnim pretpostaviti da kognitivni procesi prethode poduzimanju akcije te ih nije prikladno smjestiti na istu dimenziju s obzirom na to da se odvijaju u vremenski različitim točkama. Ipak, u brojnim su upitnicima ovi pojmovi izjednačeni i smješteni unutar iste dimenzije te ih nije moguće odvojeno ispitati (Garnefski i sur., 2001). Prema tome, postoji potreba za jasnijim razlikovanjem i ispitivanjem pojedinčevih misli od stvarnih radnji koje poduzima nakon negativnoga događaja.

Potaknuta ovim razmišljanjem, nizozemska je skupina istraživača razvila upitnik koji mjeri isključivo kognitivnu komponentu suočavanja, odnosno svjesne strategije emocionalne regulacije na konceptualno čišći način i odvojeno od bihevioralnih strategija. Ovaj se upitnik ističe jer mjeri širi set kognitivnih procesa suočavanja. Garnefski i sur. (2001) razlikuju devet kognitivnih strategija unutar

¹¹ Za prijevod i korištenje instrumenta dobiveno je dopuštenje autora izvorne verzije. Za daljnje korištenje hrvatske verzije upitnika potrebno je tražiti dopuštenje autora izvornoga upitnika preko sustava dostupnoga na: <https://service.datec.nl/cerq/download.aspx>.

Upitnika kognitivne emocionalne regulacije (eng. *Cognitive Emotion Regulation Questionnaire – CERQ*), a to su samookrivljanje, prihvaćanje, ruminacija, pozitivno refokusiranje, preusmjeravanje na planiranje, pozitivna reprocjena, stavljanje u perspektivu, katastrofiziranje te okrivljanje drugih. Svaka od njih odnosi se na ono što osoba misli nakon iskustva prijetećega ili stresnoga životnog događaja (Garnefski, Kraaij i Spinhoven, 2002). Upitnik je nastao na osnovi postojećih mjera suočavanja, a autori su se vodili „racionalnim“, teorijskim pristupom pri definiranju i pojašnjavanju dimenzija kognitivnoga suočavanja. Upitnik je pogodan za primjenu na različitim populacijama poput adolescenata, odraslih, starijih osoba, studenata te psihijatrijskih pacijenata (Garnefski i sur., 2001). Autori upitnika navode dobru unutarnju pouzdanost, test-retest pouzdanost te diskriminantnu i konvergentnu valjanost (Garnefski i Kraaij, 2007).

Brojna istraživanja pokazala su povezanost između korištenja devet strategija kognitivne emocionalne regulacije i emocionalnih problema poput depresivnosti, anksioznosti, stresa i ljutnje (npr. Garnefski i sur., 2001; Garnefski i Kraaij, 2006, 2007; Garnefski, Teerds, Kraaij, Legerstee i Van den Komer, 2004; Garnefski, Van den Komer, Kraaij, Teerds, Legerstee i Onstein 2002). Istraživanja pokazuju vezu između ruminacije, katastrofiziranja i samookrivljanja te emocionalnih poteškoća svih dobnih skupina (Garnefski i Kraaij, 2006), što znači da su pojedinci korištenjem određenih strategija kognitivne emocionalne regulacije ranjiviji na razvijanje psihopatoloških simptoma kao odgovora na stresne životne događaje (Garnefski, Van den Kommer i sur., 2002). S druge strane, korištenjem kognitivnih strategija poput pozitivne reprocjene, stavljanja u perspektivu, pozitivnoga refokusiranja i planiranja osobe će lakše tolerirati i prebroditi negativna životna iskustva (Garnefski i Kraaij, 2006).

Razvoj CERQ-a omogućio je sveobuhvatno i jedinstveno istraživanje veze između strategija kognitivne emocionalne regulacije i mentalnoga zdravlja, a svoju primjenu nalazi u kliničkome radu, planiranju psihoterapijskih intervencija te kao korisno sredstvo za identifikaciju rizičnih i zaštitnih faktora povezanih s razvojem i održavanjem emocionalnih i ponašajnih problema (Garnefski i sur., 2001). Preveden je na brojne svjetske jezike, a s obzirom na važnost koju kognitivne strategije emocionalne regulacije imaju u planiranju prevencije i intervencije emocionalnih poteškoća, dostupnost ovakvoga upitnika od izuzetne je praktične važnosti. U Hrvatskoj odnedavno postoji prevedeni skraćeni oblik upitnika koji se sastoji od 18 čestica (po dvije čestice za svaku od devet subskala) i koji potvrđuje predloženu devetofaktorsku strukturu (Mišetić i Bubić, 2016). Odlučili smo prevesti i validirati originalnu, dužu verziju upitnika te time omogućiti istraživačima izbor između duže i kraće verzije, ovisno o svrsi njihova istraživanja.

2. Opis upitnika

Upitnik kognitivne emocionalne regulacije (Cognitive Emotion Regulation Questionnaire, CERQ; Garnefski, Kraaij i Spinhoven, 2001) multidimenzionalni je upitnik kojim se ispituju kognitivne strategije koje osoba koristi nakon što se suoči s nekim negativnim događajem ili situacijom. CERQ je samoizvještajna mjera kojom se ispituje kako ljudi razmišljaju nakon iskustva prijetećega ili stresnoga životnog događaja. Sastoji se od 36 čestica koje se raspoređuju na 9 konceptualno različitih subskala, i to po 4 čestice za svaku subskalu. Namijenjen je za osobe starije od 12 godina jer se smatra da osobe te dobi imaju razvijene kognitivne sposobnosti za razumijevanje značenja tvrdnji. Ispitanici na ljestvici od 5 stupnjeva (1 – „nikada“, 2 – „vrlo rijetko“, 3 – „ponekad“, 4 – „često“, 5 – „uvijek“) označavaju koliko često nakon neugodnoga iskustva koriste svaki od opisanih načina razmišljanja. Rezultat se izračunava zbrajanjem odgovarajućih čestica za svaku od kognitivnih strategija (u rasponu od 4 do 20), pri čemu visoki rezultat označava čestu upotrebu određene strategije, dok niski rezultat znači rijetko korištenje strategije. CERQ se može koristiti za mjerenje općega stila suočavanja kao i za mjerenje kognitivnih strategija koje osoba koristi kao odgovor na specifični događaj (Garnefski i sur., 2002), ovisno o istraživačkim problemima. U potonjem slučaju važno je, naravno, prilagoditi uputu. Značenja su subskala sljedeća

1. *Samookrivljanje* – zaokupljenost mislima o vlastitim pogreškama i sklonost pojedinca da okrivljuje sebe za negativna iskustva (npr. „Osjećam da sam ja ta koju treba kriviti.“).
2. *Prihvaćanje* – razmišljanje o tome kako nije moguće promijeniti ono što se dogodilo i prihvaćanje da život ide dalje (npr. „Mislim da moram naučiti živjeti s tim.“).
3. *Ruminacija* – neprekidno razmišljanje o osjećajima i mislima vezanima uz negativan događaj (npr.

„Zaokupljena sam time što mislim i osjećam u vezi toga što se dogodilo.“).

4. *Pozitivno refokusiranje* – razmišljanje o drugim, ugodnijim stvarima umjesto o stvarnome događaju (npr. „Mislim na nešto lijepo umjesto na ono što se dogodilo.“).

5. *Preusmjeravanje na planiranje* – razmišljanje o koracima koje je potrebno poduzeti kako bi se pojedinac suočio s događajem (npr. „Planiram što bi bilo najbolje učiniti.“).

6. *Pozitivna reproccjena* – razmišljanje o pridavanju pozitivnoga značenja događaju u smislu osobnoga razvoja (npr. „Mislim da mogu postati snažnija osoba nakon toga što se dogodilo.“).

7. *Stavljanje u perspektivu* – umanjivanje ozbiljnosti situacije njezinim uspoređivanjem s drugim događajima i iskustvima (npr. „Govorim si kako ima i gorih stvari u životu.“).

8. *Katastrofiziranje* – eksplicitno isticanje i naglašavanje katastrofičnosti situacije (npr. „Često mislim kako je to najgore što se osobi može dogoditi.“).

9. *Okrivljavanje drugih* – misli prebacivanja krivnje na druge za ono što je pojedinac iskusio (npr. „Osjećam da su drugi odgovorni za to što se dogodilo.“).

Instrument je do sada primijenjen na brojnim uzorcima, uključujući adolescente, studente, odrasle osobe, starije ljude te psihijatrijske pacijente. Također, prikladan je za različite obrazovne skupine. Može biti primijenjen na specifičnim skupinama poput kronično bolesnih adolescenata, osoba koje se boje letenja ili, primjerice, ljudi koji su doživjeli slična traumatska iskustva (Garnefski i sur., 2002).

Nakon dobivene suglasnosti autora za korištenje njihova upitnika CERQ je preveden na hrvatski jezik. Obavljen je dvostruki prijevod, pri čemu su tri osobe prevele upitnik na hrvatski jezik, a potom je usklađeni prijevod studentica engleskoga jezika prevela natrag u izvorni, engleski jezik. Prevedeni se upitnik sadržajno podudara s originalnim upitnicima.

3. Opis uzorka

Provjera psihometrijskih karakteristika nakon prijevoda provedena je na prigodnome uzorku od 250 studenata i studentica različitih fakulteta u Hrvatskoj, a upitnik je korišten u sklopu opširnijega istraživanja. Upitnik je primijenjen internetski, a ispitanicima je naglašeno da je sudjelovanje u istraživanju u potpunosti anonimno te da će se prikupljeni podatci koristiti isključivo u znanstvene svrhe. Stoga su zamoljeni da na pitanja odgovaraju što spontanije i iskrenije. Ispitivanje je obuhvatilo 101 muškoga ispitanika (40.4%) i 149 ženskih ispitanika (59.6%) u dobi od 18 do 40 godina ($M = 22.32$, $SD = 2.98$). Prosječna dob muških ispitanika iznosila je 22.62 godine ($SD = 3.16$), a ženskih 22.12 godina ($SD = 2.84$), pri čemu nema značajne razlike u dobi ($t(248) = -1.31$; $p > .05$).

4. Psihometrijska svojstva upitnika

Kako bismo provjerili pristaju li naši podatci modelu koji su predložili autori, provedena je konfirmatorna faktorska analiza u programu Mplus 6.12 (Muthén i Muthén, 1998–2012). Očekivana je umjereno visoka povezanost između faktora, a Garnefski i sur. (2001) preporučuju kako ona ne bi trebala prelaziti vrijednost od .07 ili .08. Procjene parametara izvršene su uz pomoć algoritma maksimalne vjerojatnosti (eng. *Maximum likelihood estimation method*), a matrica sa sirovim podatcima služila je kao ulazna matrica. Kao kriteriji pristajanja modela podatcima korišteni su: 1) hi-kvadrat, koji bi trebao biti statistički neznačajan (Hu i Bentler, 1999), ali je ovisan o veličini uzorka u smislu da je obično statistički značajan ako je N velik čak i ako model dobro pristaje podatcima; 2) omjer hi-kvadrata i broja stupnjeva slobode, koji prilagođava veličinu uzorka i trebao bi biti manji od 3 ili 2 (Ulman, 2007; prema Aldao, Nolen – Hoeksema i Schweizer, 2010); 3) TLI (*Tucker-Lewis Index*), koji bi trebao biti blizu .95 (Hu i Bentler, 1999); 4) CFI (*Comparative Fix Index*), koji bi trebao biti blizu .95 (Hu i Bentler, 1999); 5) RMSEA (*Root Mean Square Error Approximation*), koji bi trebao imati vrijednosti blizu .06 (Hu i Bentler, 1999) te 6) SRMR (*Standardized Root Mean Square*), koji bi trebao biti manji od .08 (Hu i Bentler, 1999).

Konfirmatornom faktorskom analizom dobiveni su sljedeći indeksi pristajanja: $\chi^2 = 1213.36$, $p < .01$, $df = 558$, $\chi^2/df = 2.17$, CFI = .84, TLI = .82, RMSEA = .07 (C.I. .06–.07) i SRMR = .08. Rezultati konfirmatorne faktorske analize ovoga modela upućuju na djelomično slaganje pretpostavljenoga

modela s podacima, pri čemu se vrijednosti inkrementalnih indeksa slaganja (CFI i TLI) nalaze ispod prihvatljive razine od .90. Budući da čestica „Mislim da ne mogu promijeniti ništa u vezi te situacije.“, koja pripada 2. faktoru, ima nisko, statistički neznajno faktorsko zasićenje, model je modificiran te je navedena čestica izbačena. Nakon modifikacije modela indeksi su pristajanja sljedeći: $\chi^2 = 1104.79$, $p < .01$, $df = 524$, $\chi^2/df = 2.11$, CFI = .86, TLI = .84, RMSEA = .06 (C.I. .06–.07) i SRMR = .08. Unatoč tomu što su inkrementalni indeksi slaganja i dalje ispod razine prihvatljivosti te sugeriraju odbacivanje modela, pri interpretaciji indeksa slaganja treba imati na umu da njihova vrijednost ovisi o različitim činiteljima kao što su veličina uzorka, kompleksnost modela, metoda procjene parametara, normalitet distribucija ili sama vrsta podataka (Brown, 2006, prema Sliškočić, Maslić Seršić i Burić, 2012). Primjerice, Hu i Bentler (1999) navode da, ukoliko je uzorak istraživanja malen, vrijednosti TLI često ukazuju na lažno odbacivanje modela. Nadalje, ako mjerni instrument na kojemu provodimo konfirmatornu faktorsku analizu sadrži veći broj faktora (5 do 10), kriteriji pristajanja modela podacima često su ograničavajući čak i kada se radi o dobrim mjerama (Marsh, Hau i Wen, 2004, prema Sliškočić i sur., 2012). Također, vrijednosti ostalih parametara u skladu su s pretpostavljenim modelom te je odlučeno da se zadrži devetofaktorska struktura.

Dobiveni rezultati podudaraju se s drugim validacijama ovoga instrumenta koji je preveden na različite jezike, poput francuskoga (Jermann, Van der Linden, d'Acremont i Zermatten, 2006), kineskoga (Zhu i sur., 2008), turskoga (Tuna i Bozo, 2012), španjolskoga (Domínguez-Sánchez, Lasaristu, Amor i Holgado-Tello, 2013; Medrano, Moretti, Ortiz i Pereno, 2013; Domínguez-Lara i Medrano, 2016) i arapskoga (Megreya, Latzman, Al-Attayah i Alrashidi, 2016). S druge strane, validacija na uzorku perzijskih adolescenata govori u prilog četverofaktorske strukture (Aminabadi, Dehghani i Khodapanahi, 2012), dok Ireland, Clough i Day (2017) potvrđuju devetofaktorsku strukturu upitnika nakon izbacivanja triju čestica.

U Tablici 1 vidljiva su standardizirana faktorska zasićenja koja su zadovoljavajuća i značajna, a kreću se od .43 do .88.

Tablica 1. Rezultati konfirmatorne faktorske analize Upitnika kognitivne emocionalne regulacije

Čestice	Standardizirana faktorska zasićenja
Faktor 1. Samookrivljavanje	
Osjećam da sam ja ta koju treba kriviti.	.70
Osjećam da sam ja odgovorna za to što se dogodilo	.72
Razmišljam o vlastitim pogreškama u toj situaciji.	.53
Mislim da je u osnovi uzrok u meni.	.73
Faktor 2. Prihvaćanje	
Mislim da moram prihvatiti to što se dogodilo.	.75
Mislim da moram prihvatiti situaciju.	.88
Mislim da ne mogu promijeniti ništa u vezi te situacije.	-.09
Mislim da moram naučiti živjeti s tim.	.48
Faktor 3. Ruminacija	
Često razmišljam o tome kako se osjećam u vezi toga što mi se dogodilo.	.66
Zakupljena sam time što mislim i osjećam u vezi toga što se dogodilo.	.78
Želim razumjeti zašto se tako osjećam u vezi situacije.	.51
Zadržavam se na osjećajima koje je situacija izazvala u meni.	.77
Faktor 4. Pozitivno refokusiranje	
Umjesto o tom događaju, razmišljam o ljepšim stvarima.	.80
Razmišljam o ugodnijim stvarima koje nemaju veze s događajem.	.86
Mislim na nešto lijepo umjesto na ono što se dogodilo.	.84
Mislim o ugodnim iskustvima.	.79
Faktor 5. Planiranje	
Razmišljam o tome što je najbolje učiniti.	.63
Razmišljam o tome kako se najbolje mogu nositi sa situacijom.	.76
Razmišljam o tome kako promijeniti situaciju.	.63
Planiram što bi bilo najbolje učiniti.	.77
Faktor 6. Pozitivna reprocjena	
Mislim da mogu naučiti nešto iz te situacije.	.67
Mislim da mogu postati snažnija osoba nakon toga što se dogodilo.	.72
Mislim da ta situacija ima i svoje pozitivne strane.	.80
Tražim pozitivne strane situacije.	.74
Faktor 7. Stavljanje u perspektivu	
Mislim da je moglo biti i gore.	.64
Mislim da drugi ljudi prolaze kroz mnogo gora iskustva.	.62
Mislim da to i nije bilo tako strašno u odnosu na druge stvari.	.74
Govorim si kako ima i gorih stvari u životu.	.72
Faktor 8. Katastrofiziranje	
Često mislim kako je ono što ja doživljavam gore od onoga što doživljavaju drugi ljudi.	.48
Stalno razmišljam kako je strašno to što mi se dogodilo.	.85
Često mislim kako je to najgore što se osobi može dogoditi.	.58
Neprekidno razmišljam kako je ta situacija bila užasna.	.83
Faktor 9. Okrivljavanje drugih	
Mislim da druge ljude treba kriviti za to.	.79
Osjećam da su drugi odgovorni za to što se dogodilo.	.83
Razmišljam o pogreškama drugih u toj situaciji.	.43
Osjećam da je u osnovi uzrok u drugima.	.66

Napomena: Faktorska zasićenja veća od .40 označena su podebljanim slovima i značajna uz $p < .001$. Čestica koja nije značajno zasićena faktorom u konačnoj verziji upitnika izostavljena.

Tablica 2. Deskriptivni parametri i procjene pouzdanosti pojedinih skala Upitnika kognitivne emocionalne regulacije ($N = 250$)

Skale	Broj čestica	Raspon	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>z</i>	Asimet.	Spljošt.	α
Samookrivljavanje	4	6–20	13.62	2.88	.09*	-0.08	-0.02	.76
Prihvatanje	3	6–15	11.26	2.26	.11**	-0.12	-0.44	.73
Ruminacija	4	5–20	14.07	3.24	.09*	-0.14	-0.46	.78
Pozitivno refokusiranje	4	4–20	11.76	3.60	.11**	0.23	-0.37	.89
Planiranje	4	5–20	15.67	2.80	.11**	-0.58	0.43	.79
Pozitivna reprocjena	4	6–20	14.87	3.28	.10**	-0.29	-0.57	.82
Stavljanje u perspektivu	4	5–20	14.96	3.14	.10*	-0.30	-0.43	.77
Katastrofiziranje	4	4–20	10.48	3.49	.10*	0.54	-0.04	.78
Okrivljavanje drugih	4	4–20	9.32	2.88	.08*	0.41	0.45	.76

Legenda: *M* – aritmetička sredina, *SD* – standardna devijacija, *z* – Kolmogorov-Smirnovljev test, * $p < .05$, ** $p < .01$, Cronbachov α – koeficijent pouzdanosti

Na osnovi dobivenih rezultata raspona i standardnih devijacija rezultata može se reći da subskale imaju zadovoljavajuću osjetljivost. Korištenjem Kolmogorov-Smirnovljeva testa utvrđeno je da distribucija rezultata statistički značajno odstupa od normalne na svim faktorima *Upitnika kognitivne emocionalne regulacije*, no uzimajući u obzir da je vrijednost asimetričnosti u rasponu $-/+3$ i vrijednost spljoštenosti u rasponu $-/+10$, odnosno da su unutar prihvatljivih granica koje navodi Kline (2011), može se zaključiti da su skale dovoljno diskriminativne. Pouzdanosti tipa unutarnje konzistencije (Cronbachov α) kreću se u rasponu od .73 do .89 (vidi Tablicu 2), a slični su rezultati dobiveni i u originalnom istraživanju u kojem je dobivena pouzdanost subskala u rasponu od .75 do .86 (Garnefski i sur., 2001). Dobiveni rezultati upućuju na visoku pouzdanost subskala adaptiranoga *Upitnika kognitivne emocionalne regulacije*.

Tablica 3. Korelacije među subskalama

Faktori	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.
1. Samookrivljavanje	-								
2. Prihvatanje	.24**	-							
3. Ruminacija	.65**	.07	-						
4. Pozitivno refokusiranje	-.19*	.23**	-.25*	-					
5. Planiranje	.04	.61**	.05	.39**	-				
6. Pozitivna reprocjena	-.16*	.58**	-.20**	.62**	.72**	-			
7. Stavljanje u perspektivu	-.10	.53**	-.13	.60**	.63**	.84**	-		
8. Katastrofiziranje	.51**	-.24**	.80**	-.21**	-.17*	-.49**	-.33**	-	
9. Okrivljavanje drugih	.13	-.17*	.31**	-.12	-.05	-.21**	-.16*	.40**	-

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

S ciljem provjere u kojoj su mjeri skale CERQ-a međusobno povezane izračunat je Pearsonov koeficijent korelacije, prikazan u Tablici 3. Korelacije između subskala kretale su se od -.16 (pozitivna reprocjena i samookrivljavanje te okrivljavanje drugih i stavljanje u perspektivu) do .84 (pozitivna reprocjena i stavljanje u perspektivu). Autori ovoga upitnika navode da bi bilo poželjno da korelacije među subskalama ne prelaze vrijednosti od .70 ili .80, dok je u ovome istraživanju dobiveno da su iznad ovih vrijednosti korelacije između planiranja i pozitivne reprocjene (.72), zatim katastrofiziranja i ruminacije (.80) te pozitivne reprocjene i stavljanja u perspektivu (.84), što bi se moglo objasniti time da su ovi koncepti blisko povezani i veoma slični. Ipak, u globalu se može zaključiti da korelacije između subskala podupiru multidimenzionalnost ovoga upitnika.

Tablica 4. Prikaz povezanosti strategija kognitivne emocionalne regulacije i simptoma depresivnosti, anksioznosti i stresa ($N = 250$)

	Depresivnost	Anksioznost	Stres
Samookrivljavanje	.30*	.32*	.36*
Prihvatanje	-.03	-.01	-.00
Ruminacija	.30*	.30*	.35*
Pozitivno refokusiranje	-.20*	-.14*	-.18*
Planiranje	-.19*	-.14*	-.12
Pozitivna reprocjena	-.33*	-.29*	-.29*
Stavljanje u perspektivu	-.25*	-.18*	-.19*
Katastrofiziranje	.36*	.40*	.39*
Okrivljavanje drugih	.16*	.13*	.11

* $p < .05$

Strategije emocionalne regulacije u vezi su sa simptomima emocionalnoga distresa (npr. depresivnost, anksioznost i stres). Iako se u posljednje vrijeme općenito izbjegava dijeliti strategije na „adaptivne“ ili „maladaptivne“, odnosno „dobre“ i „loše“ s obzirom na to da ono što se smatra prikladnim u jednoj situaciji ne mora biti prikladno u svim drugim situacijama, ipak postoji potvrda da su jedne pozitivno, a druge negativno povezane s emocionalnim problemima (npr. Garnefski i sur., 2001; Martin i Dahlen, 2005). Tako prijašnja istraživanja pokazuju da su supresija, samookrivljavanje, okrivljavanje drugih, ruminacija i katastrofiziranje pozitivno povezane s depresivnošću, anksioznošću i stresom, dok su reprocjena, stavljanje u perspektivu, pozitivno refokusiranje, planiranje i pozitivna reprocjena negativno povezane (npr. Garnefski i sur., 2001; Martin i Dahlen, 2005). Rezultati ovoga istraživanja u skladu su s prijašnjima te potvrđuju vezu između korištenja određenih strategija emocionalne regulacije i simptoma depresivnosti, anksioznosti i stresa. Na temelju dobivenih rezultata može se zaključiti da je korištenje „adaptivnih“ strategija emocionalne regulacije povezano s manje simptoma emocionalnoga distresa, dok je korištenje „maladaptivnih“ strategija povezano s većim razinama distresa. Dobiveni rezultati upućuju na dobru konvergentnu valjanost budući da su subskele očekivano povezane s vanjskim varijablama. Iz Tablice 4 vidljivo je da su sve subskele vrlo slično povezane s trima korištenim kriterijima, što ukazuje na njihovu konceptualnu sličnost.

Za kraj, može se zaključiti da prevedeni i adaptirani instrument ima dobre metrijske karakteristike te se pokazao zadovoljavajućom mjerom kognitivne emocionalne regulacije. Ipak, poželjne su daljnje provjere psihometrijskih svojstava ovoga upitnika na različitim uzorcima budući da je za validaciju upitnika korišten prigodni, neklinički uzorak studenata. S obzirom na spoznaju da se korištenje određenih strategija emocionalne regulacije mijenja kako raste životno iskustvo, bilo bi dobro u budućim istraživanjima uključiti različite dobne skupine. Također, prijašnjim je istraživanjima utvrđeno da klinički uzorak ima više rezultate na samookrivljavanju, ruminaciji i katastrofiziranju, dok neklinički uzorak izvještava o učestalijem korištenju kognitivnih strategija poput okrivljavanja drugih, stavljanja u perspektivu, pozitivnoga refokusiranja, pozitivne reprocjene, prihvatanja i planiranja

(Garnefski i sur., 2002). Stoga bi bilo zanimljivo usporediti kliničku i nekliničku skupinu te provjeriti oslanjaju li se na različite strategije kognitivne emocionalne regulacije. Ovaj je upitnik danas jedan od često korištenih instrumenata i ima izuzetnu praktičnu vrijednost u kliničkome radu te planiranju psihoterapijskih intervencija. Zahvaćanje i mjerenje kognitivnih strategija emocionalne regulacije koje osoba koristi u susretu s negativnim životnim situacijama omogućuje učinkovitiji rad na prevenciji i/ili intervenciji emocionalnih problema.

5. Literatura

- Aldao, A., Nolen-Hoeksema, S. i Schweizer, S. (2010). Emotion regulation strategies across psychopathology: A meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, 30(2), 217–237.
- Aminabadi, Z., Dehghani, M. i Khodapanahi, M. K. (2012). Factor structure and validation of the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire. *Journal of Behavioral Sciences*, 5(4), 365–371.
- Domínguez-Sánchez, F. J., Lasar-Aristu, A., Amor, P. J. i Holgado-Tello, F. P. (2013). Psychometric properties of the Spanish version of the cognitive emotion regulation questionnaire. *Assessment*, 20, 253–261.
- Domínguez-Lara, S. A. i Medrano, L. A. (2016). Propiedades psicométricas del cuestionario de regulación cognitiva de la emociones (CERQ) en estudiantes universitarios de Lima [Psychometric properties of the cognitive emotional regulation questionnaire (CERQ) in college students from Lima]. *Psychologia. Avances de la Disciplina*, 10, 53–67.
- Garnefski, N. i Kraaij, V. (2006). Relationship between cognitive emotion regulation strategies and depressive symptoms: A comparative study of five specific samples. *Personality and Individual Differences*, 40, 1659–1669.
- Garnefski, N. i Kraaij, V. (2007). The Cognitive Emotion Regulation Questionnaire: Psychometric Features and Prospective Relationships with Depression and Anxiety in Adults. *European Journal of Psychological Assessment*, 23(3), 141–149.
- Garnefski, N., Kraaij, V. i Spinhoven, P. (2001). Negative life events, cognitive emotion regulation and emotional problems. *Personality and Individual Differences*, 30, 1311–1327.
- Garnefski, N., Kraaij, V. i Spinhoven, P. (2002). *Manual for the use of the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire*. Leiderdorp, Datec.
- Garnefski, N., Teerds, J., Kraaij, V., Legerstee, J. i Van den Komer, T. (2004). Cognitive emotion regulation strategies and depressive symptoms: Differences between males and females. *Personality and Individual Differences*, 36, 267–276.
- Garnefski, N., Van den Komer, T., Kraaij, V., Teerds, J., Legerstee, J. i Onstein, E. (2002). The relationship between cognitive emotion regulation strategies and emotional problems: Comparison between a clinical and a non-clinical sample. *European Journal of Personality*, 16, 403–420.
- Gross, J. J. (1998). The emerging field of emotion regulation: An integrative review. *Review of General Psychology*, 2, 271–299.
- Gross, J. J. i Thompson, R. A. (2007). Emotion regulation: Conceptual foundations. U: J. J. Gross (Ur.), *Handbook of emotion regulation* (str. 3–24). New York, NY: Guilford Press.
- Hu, L. i Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1–55.
- Ireland, M. J., Clough, B. A. i Day, J. J. (2017). The cognitive emotion regulation questionnaire: Factorial, convergent, and criterion validity analyses of the full and short versions. *Personality and Individual Differences*, 110, 90–95.
- Jermann, F., Van der Linden, M., d'Acremont, M. i Zermatten, A. (2006). Cognitive emotion regulation questionnaire (CERQ): confirmatory factor analysis and psychometric properties of the french translation. *European Journal of Psychological Assessment*, 22, 126–131.
- Joormann, J. i Stanton, C. H. (2016). Examining emotion regulation in depression: a review and future directions. *Behaviour Research and Therapy*, 86, 35–49.
- Kline, R. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: The Guilford Press.
- Lazarus, R. S. (1993). Coping theory and research: Past, present, and future. *Psychosomatic Medicine*, 55, 234–247.
- Martin, R. C. i Dahlen, E. R. (2005). Cognitive emotion regulation in the prediction of depression, anxiety, stress, and anger. *Personality and Individual Differences*, 39, 1249–1260.
- Medrano, L., Moretti, L., Ortiz, A. i Pereno, G. (2013). Validación del cuestionario de regulación emocional cognitiva en universitarios de Córdoba, Argentina [validation of the cognitive emotion regulation questionnaire in university students of Córdoba, Argentina]. *Psykhe*, 22, 83–96.

- Megreya, A. M., Latzman, R. D., Al-Attayah, A. A. i Alrashidi, M. (2016). The robustness of the nine-factor structure of the cognitive emotion regulation questionnaire across four arabic-speaking middle eastern countries. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 47, 875–890.
- Mišetić, I. i Bubić, A. (2016). Hrvatski prijevod Upitnika kognitivne emocionalne regulacije – skraćeni oblik. *Klinička psihologija*, 9(2), 239–256.
- Muthén, L. K. i Muthén, B. O. (1998–2012). *Mplus user's guide*. Seventh Edition. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Slišković, A., Maslić Seršić, D. i Burić, I. (2012). Izvori stresa u radu nastavnika u visokom obrazovanju. *Psihologijske teme*, 1, 83–103.
- Tahmouresi, N., Bender, C., Schmitz, J., Baleshzar, A. i Tuschen-Caffier, B. (2014). Similarities and differences in emotion regulation and psychopathology in Iranian and German school-children: A cross-cultural study. *International Journal of Preventive Medicine*, 5(1), 52–60.
- Thompson, R. A. (1991). Emotional regulation and emotional development. *Educational Psychology Review*, 3(4), 269–307.
- Tuna, E. i Bozo, Ö. (2012). The cognitive emotion regulation questionnaire: factor structure and psychometric properties of the Turkish version. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 34, 564–570.
- Zhu, X., Auerbach, R. P., Yao, S., Abela, J. R., Xiao, J. i Tong, X. (2008). Psychometric properties of the cognitive emotion regulation questionnaire: chinese version. *Cognition & Emotion*, 22, 288–307.

Svatko se suoči s negativnim ili neugodnim iskustvom i pritom reagira na njega na svoj način. Pročitajte tvrdnje koje se odnose na načine na koje razmišljate kada Vam se **dogodi nešto negativno ili neugodno** te označite koliko često koristite svaki od navedenih načina razmišljanja. Brojevi imaju sljedeće značenje:

- 1 – Nikada
- 2 – Vrlo rijetko
- 3 – Ponekad
- 4 – Često
- 5 – Uvijek

1. Osjećam da sam ja ta koju treba kriviti	1	2	3	4	5
2. Mislim da moram prihvatiti to što se dogodilo.	1	2	3	4	5
3. Često razmišljam o tome kako se osjećam u vezi toga što mi se dogodilo.	1	2	3	4	5
4. Umjesto o tom događaju, razmišljam o ljepšim stvarima.	1	2	3	4	5
5. Razmišljam o tome što je najbolje učiniti.	1	2	3	4	5
6. Mislim da mogu naučiti nešto iz te situacije.	1	2	3	4	5
7. Mislim da je moglo biti i gore.	1	2	3	4	5
8. Često mislim kako je ono što ja doživljavam gore od onoga što doživljavaju drugi ljudi.	1	2	3	4	5
9. Mislim da druge ljude treba kriviti za to.	1	2	3	4	5
10. Osjećam da sam ja odgovorna za to što se dogodilo.	1	2	3	4	5
11. Mislim da moram prihvatiti situaciju.	1	2	3	4	5
12. Zaokupljena sam time što mislim i osjećam u vezi toga što se dogodilo.	1	2	3	4	5
13. Razmišljam o ugodnijim stvarima koje nemaju veze s događajem.	1	2	3	4	5
14. Razmišljam o tome kako se najbolje mogu nositi sa situacijom.	1	2	3	4	5
15. Mislim da mogu postati snažnija osoba nakon toga što se dogodilo.	1	2	3	4	5
16. Mislim da drugi ljudi prolaze kroz mnogo gora iskustva.	1	2	3	4	5
17. Stalno razmišljam kako je strašno to što mi se dogodilo.	1	2	3	4	5
18. Osjećam da su drugi odgovorni za to što se dogodilo.	1	2	3	4	5
19. Razmišljam o vlastitim pogreškama u toj situaciji.	1	2	3	4	5
20. Želim razumjeti zašto se tako osjećam u vezi situacije.	1	2	3	4	5
21. Mislim na nešto lijepo, umjesto na ono što se dogodilo.	1	2	3	4	5
22. Razmišljam o tome kako promijeniti situaciju.	1	2	3	4	5
23. Mislim da ta situacija ima i svoje pozitivne strane.	1	2	3	4	5
24. Mislim da to i nije bilo tako strašno u odnosu na druge stvari.	1	2	3	4	5
25. Često mislim kako je to najgore što se osobi može dogoditi.	1	2	3	4	5
26. Razmišljam o pogreškama drugih u toj situaciji.	1	2	3	4	5
27. Mislim da je u osnovi uzrok u meni.	1	2	3	4	5
28. Mislim da moram naučiti živjeti s tim.	1	2	3	4	5
29. Zadržavam se na osjećajima koje je situacija izazvala u meni.	1	2	3	4	5
30. Mislim o ugodnim iskustvima.	1	2	3	4	5
31. Planiram što bi bilo najbolje učiniti.	1	2	3	4	5
32. Tražim pozitivne strane situacije.	1	2	3	4	5
33. Govorim si kako ima i gorih stvari u životu.	1	2	3	4	5
34. Neprekidno razmišljam kako je ta situacija bila užasna.	1	2	3	4	5
35. Osjećam da je u osnovi uzrok u drugima.	1	2	3	4	5

Hvala na ispunjavanju upitnika!

Rezultat ispitanika na devet subskala *Upitnika kognitivne emocionalne regulacije* dobije se zbrajanjem rezultata koji su postignuti na toj subskali (vidi Tablicu 1). Viši rezultat označava učestalije korištenje određene strategije, a niži rijetko korištenje pojedine kognitivne strategije.

Upitnik navijačkoga identiteta (UNI)¹²

Izvorni instrument: Upitnik navijačkoga identiteta (Otašević i Sekereš, 2015)

Adaptirale: Petra Kasap i Marina Vidaković

Priredile: Marina Vidaković, Petra Kasap i Jelena Ombla

1. Teorijska osnova

Kao nezaobilazan aspekt suvremene kulture nogometa izdvajaju se navijanje i navijačke skupine. U tom kontekstu moguće je razlikovati sportsku publiku (nestrukturirana, spontana) i organiziranu navijačku udruhu (strukturirana i usmjerena na jedinstveni zajednički cilj) (Vejnović, 2014). Iako u europskim zemljama variraju termini kojima se označavaju strastveni navijači (npr. *ultras* u Italiji), svugdje je jasno istaknuta distinkcija između pasivnoga navijača i aktivnoga navijača. Pasivni je navijač u ulozi promatrača te ubrzo nakon završetka utakmice on gubi interes. S druge strane, kod aktivnoga je navijača značajno viša razina emocionalne uključenosti, strasti i uzbuđenja i svaki je dan posvećen omiljenom nogometnom klubu ili nekom događaju povezanom s njim.

Wann, Melnick, Russell i Pease (2001) izdvajaju osam ključnih motiva navijanja: *grupna pripadnost* (odraz je osnovne ljudske potrebe za pripadanjem i želje za zajedništvom), *jačanje samopoštovanja* (pozitivnu sliku o sebi pojedinac stječe na temelju karakteristika grupa kojima pripada), *samoprezentacija* (sudjelovanje u navijačkim aktivnostima povezano je s vrijednosnim orijentacijama, odnosno omogućuje pojedincima da se izraze). Osim prethodno navedenih motiva, navijanje i obožavanje nekoga nogometnog kluba može biti i *prilika za zajedničko obiteljsko druženje*. Nadalje, nogomet je prije svega *igra*, a navijanje *zabava* i *način bijega* od svakodnevnih obveza i problema. Također, danas je za sve veći broj ljudi, uključujući i navijače, primarni razlog praćenja nogometa *ekonomske prirode* (prilika za zaradu putem klađenja).

Fisher i Wakefield (1998) pod opisom tipičnih aktivnosti jednoga navijača navode redovito odlazanje na utakmice, praćenje utakmica na televiziji te česte razgovore o njima, posjedovanje navijačke opreme te odanost omiljenom klubu i kada je poražen. Nadalje, u istraživanju koje je proveo *Social Issues Research Centre* (2008) na nogometnim navijačima iz ukupno 17 europskih zemalja utvrđeno je da čak 93% sudionika povezuje nogomet s uzbuđenjem i snažnim emocijama, za 60% njih osjećaji vezani za nogomet i omiljeni klub jednaki su onim religijskim, a dvije trećine sudionika priznalo je da su na važnim utakmicama zaplakali. Dakle, ono što prvenstveno karakterizira nogometnoga navijača jest *odanost* omiljenom klubu – biti uz njega u dobru i zlu, prihvatiti emocionalni rizik te biti spreman na patnju u slučaju poraza. Istinski navijači nisu gledatelji, nego aktivni sudionici u nogometnome dvoboju te sebe doživljavaju kao dvanaestoga igrača, odnosno ključnu kariku koja može utjecati i na izvedbu samoga kluba. Također, veliku privrženost navijači gaje i prema stadionu, koji se doživljava gotovo kao sveto mjesto, odnosno hram (Dušanić, 2013).

Iz svega navedenog jasno je da, kada je riječ o strastvenim nogometnim navijačima, možemo govoriti i o posebnome aspektu identiteta koji je usko vezan upravo uz odanost klubu i navijačkom načinu života. Radi se o *navijačkom identitetu*, koji se definira kao doživljaj sličnosti, bliskosti i privrženosti drugim obožavateljima određenoga kluba, ali i najdražem klubu. Navijački identitet podrazumijeva i visoko vrednovanje te osobni doživljaj zadovoljstva koji proizlazi upravo iz identifikacije s osobama okupljenim oko najdražega kluba (Branscombe i Wann, 1992; Wann, Carlson i Schrader, 1999; Wann, Royalty i Roberts, 2000). Wann i suradnici (1999) operacionaliziraju ga kao stupanj doživljaja psihološke povezanosti sa sportskim timom te stupanj u kojem se izvedba tima doživljava osobno relevantnom. U svojim iscrpnim istraživanjima s nogometnim navijačima Wann (2006) je mjerio upravo stupanj identifikacije s timom i psihološku dobrobit te je utvrdio da je razina usamljenosti i otuđenja značajno niža, a razina pozitivnih emocija viša što je viša identifikacija s timom.

¹² Za korištenje instrumenta u istraživačke svrhe te za objavu podataka u ovome prikazu dobivena je suglasnost prve autorice izvorne verzije. Autori izvornoga upitnika i autori adaptirane verzije suglasni su da se hrvatska adaptirana verzija upitnika može slobodno koristiti u istraživačke svrhe.

U skladu s osnovnim postavkama teorije socijalnoga identiteta (Tajfel i Turner, 1979), identifikacija s timom ima pozitivan utjecaj na pojedinca jer mu pruža osjećaj pripadanja i zajedništva (Jacobson, 2003). U jednom istraživanju s nogometnim navijačima (Wann, 2006) većina ih je kao ključan motiv praćenja najdražega kluba navodila upravo društvenu povezanost. Nadalje, pozitivno vrednujući grupu kojoj pripada, pojedinac podiže vlastito samopoštovanje i postiže pozitivniji identitet. Primjerice, Hirt, Zillmann, Erickson i Kennedy (1992) u istraživanju s košarkaškim navijačima koji se visoko identificiraju s klubom utvrdili su da njihove procjene kompetentnosti i samopoštovanja variraju ovisno o uspjehu kluba.

Navijanje se često povezuje s nasilnim i agresivnim ponašanjem i većina dosadašnjih istraživanja navijačke identifikacije usmjerena je na njezine negativne efekte, odnosno upravo na nasilno ponašanje i agresivnost (Otašević i Sekereš, 2015). Popadić, Ljubisavljević i Ljuština (2015) dobili su da je navijački identitet povezan s nasiljem na sportskim utakmicama, ali i s nasiljem izvan sportskoga konteksta te s dispozicijskom agresivnošću. Autori su istraživanjem obuhvatili srednjoškolce/srednjoškolke na području Srbije te Bosne i Hercegovine koje nogomet uopće ne zanima, simpatizere, strastvene navijače/navijačice i članove/članice navijačkih udruga te utvrdili da članovi navijačkih udruga pokazuju najviše razine nasilničkoga ponašanja prema vršnjacima u školi, imaju više rezultate na mjerama dispozicijske agresije, ali se i češće sukobljavaju s drugim navijačima u odnosu na ostale podgrupe navijača. Wakefield i Wann (2006) navijače koji se visoko identificiraju s klubom nazivaju disfunkcionalnim fanovima jer su generalno skloniji nasilnom, agresivnom i antisocijalnom ponašanju kako na stadionu tako i izvan sportskoga konteksta u odnosu na one kod kojih je navijački identitet slabije izražen. I Branscombe i Wann (1992) agresivne tendencije pripisuju navijačima kod kojih je razina identifikacije s klubom visoka pod pretpostavkom da imaju manje kontrole nad svojim ponašanjem na utakmicama u odnosu na navijače s niskim i umjerenim razinama navijačkoga identiteta. Lalić (1993) također navodi da se incidenti nogometne publike najvećim dijelom odnose na one navijače koji su emocionalno i djelatno najangažiraniji.

2. Opis upitnika

Upitnik navijačkoga identiteta sastoji se od sedam čestica kojima se mjeri stupanj identifikacije s određenim sportskim klubom (primjer tvrdnje: „U kojoj mjeri se osjećate bliskim drugim navijačima svojega omiljenog kluba?“). Ispitanik daje svoje odgovore na ljestvici procjene od 5 stupnjeva čiji su ekstremi suprotstavljene kategorije (za navedeni primjer one glase 1 – „nimalo blisko“; 5 – „izrazito blisko“) te su prilagođeni sadržaju pojedinih tvrdnji. Ukupan rezultat određuje se kao prosječna vrijednost procjena na svim pripadajućim česticama, tako da je teoretski raspon rezultata između 1 i 5, a pritom viši rezultat označava ujedno i višu razinu navijačkoga identiteta.

3. Opis uzorka

Upitnik navijačkoga identiteta do sada je primijenjen na dvjema skupinama nogometnih navijača: na simpatizerima ($N = 108$) nogometnih klubova (Hajduk, Dinamo, Šibenik, Osijek, Cibalia, Rijeka, Zadar, Zrinski Mostar, Istra 1961, Marsonia, Zagreb i Inter Zaprešić) i na aktivnim članovima ($N = 98$) organiziranih navijačkih udruga (Torcida Split, Bad Blue Boys, Kohorta, Šibenski Funcuti, Ultras Vinkovci, Naš Hajduk, Armada, Društvo prijatelja Hajduka, Ultras Mostar, Demoni Pula, Uvijek vjerni). Prvi uzorak simpatizera uključivao je navijače u dobi od 15 do 69 godina ($M = 31.5$, $SD = 13.03$) pri čemu su veći dio uzorka činili muškarci (70.37%). Uzorak aktivnih članova navijačkih udruga uključivao je navijače u dobi od 15 do 60 ($M = 24.78$, $SD = 8.93$) pri čemu su veći dio uzorka činili muškarci (78.57%). Pri interpretaciji dobivenih rezultata treba voditi računa o ograničenjima koja mogu proizići iz spolne i dobne strukture ispitivanih skupina.

4. Psihometrijska svojstva upitnika

4.1. Faktorska struktura i pouzdanost

Analize latentne strukture *Upitnika navijačkoga identiteta* na obama uzorcima provedene su pod modelom zajedničkih faktora s kvadriranim koeficijentima multiple korelacije kao procjenama komunaliteta i uz korištenje Kaiser-Guttmanova kriterija za određivanje broja faktora. U objema primjenama ovoga upitnika dobivene su solucije s jednim faktorom čija je svojstvena vrijednost veća od 1 (vidi Tablicu 1).

Tablica 1. Rezultati faktorske analize (model zajedničkih faktora) rezultata na *Upitniku navijačkoga identiteta* u dvjema skupinama nogometnih navijača (I – simpatizeri nogometnih klubova; II – aktivni članovi navijačkih udruga)

Tvrdnje	Uzorak I.	Uzorak II.
1. U kojoj se mjeri osjećate kao navijač/navijačica svojega omiljenog kluba?	.71	.62
2. U kojoj se mjeri osjećate bliskim drugim navijačima/navijačicama svojega omiljenog kluba?	.66	.45
3. Koliko ste zadovoljni time što ste navijač/navijačica toga kluba?	.80	.67
4. Koliko mislite da ste slični prosječnom navijaču/navijačici svojega kluba?	.60	.48
5. Koliko Vam je važno što ste navijač/navijačica toga kluba?	.86	.72
6. Po Vašoj procjeni, koliko Vaše viđenje kluba dijele drugi njegovi navijači/navijačice?	.37	.65
7. Kada netko kritizira Vaš omiljeni klub, u kojoj se mjeri osjećate osobno kritiziranim/kritiziranom?	.54	.40

U prvoj primjeni na uzorku simpatizera izlučeni je faktor objašnjavao 43.99%, a u drugoj primjeni na uzorku aktivnih članova navijačkih udruga 33.64% zajedničke varijance njegovih sedam čestica. U objema su primjenama sve čestice imale umjereno visoka faktorska zasićenja (.35 ili veća). I nespurne korelacije pojedinih čestica s ukupnim rezultatom bile su zadovoljavajuće (.35 ili više) kao i vrijednosti *Cronbachova alfa* koeficijenta (vidi Tablicu 2). Prema tome, rezultati primjena na obama uzorcima sugeriraju da ovaj upitnik predstavlja zadovoljavajuće homogen niz čestica. Pritom su nešto viša faktorska zasićenja na uzorku simpatizera, što se može objasniti time što je ova skupina navijača homogenija u odnosu na skupinu aktivnih članova navijačkih udruga koji se između ostaloga međusobno razlikuju i po godinama članstva u istima (od 1 do 41) kao i u pripadnosti različitim udrugama. Sukladno tomu, na ovoj skupini navijača dobiven je i nešto niži koeficijent pouzdanosti ($\alpha = .77$).

Dobivene faktorske solucije u skladu su s rezultatima primjene izvornoga upitnika (Otašević i Sekereš, 2015) na prigodnome uzorku ispitanika, što ide u prilog faktorskoj valjanosti navedenoga upitnika s nešto nižim koeficijentima pouzdanosti u odnosu na inicijalnu primjenu upitnika ($\alpha = .89$). Podatci u inicijalnoj primjeni prikupljeni su putem internetske verzije upitnika te su bili obuhvaćeni sudionici neovisno o tome jesu li navijači ili osobe koje uopće ne prate sport.

4.2. Osnovni deskriptivni parametri

Tablica 2. Osnovni deskriptivni statistici Upitnika navijačkoga identiteta u dvjema skupinama nogometnih navijača (I – simpatizeri nogometnih klubova; II – aktivni članovi navijačkih udruga)

Uzorak	<i>N</i>	<i>M</i>	<i>min</i>	<i>max</i>	<i>SD</i>	asimetričnost	spljoštenost	α
I.	108	3.51	1	5	.74	-.56	.47	.83
II.	98	4.2	1.9	5	.56	-1.26	2.67	.77

Uz vrijednost *Cronbachova alfa* koeficijenta, u Tablici 1 navedene su i vrijednosti aritmetičkih sredina, standardnih devijacija te raspona rezultata dobivenih u objema primjenama ovoga upitnika. Iako indeksi raspršenja upućuju na relativno zadovoljavajući varijabilitet rezultata posebice na uzorku simpatizera, distribucije rezultata na obama korištenim uzorcima pomaknute su prema višim vrijednostima, pri čemu distribucija rezultata na uzorku aktivnih članova navijačkih udruga značajno odstupa od normalne distribucije (Kolmogorov-Smirnovljev test: I. uzorak: $d = .08, p > .02$, II. uzorak: $d = .14, p < .01$). To se može objasniti samim karakteristikama uzorka, odnosno činjenicom da uzorak čine isključivo nogometni navijači koji su dugogodišnji članovi organiziranih navijačkih udruga. Kao što se može vidjeti i iz prosječnih vrijednosti, izraženiji stupanj navijačkoga identiteta imaju aktivni članovi navijačkih udruga.

4.3. Konvergentna valjanost

U prilog konvergentnoj valjanosti ovoga upitnika idu rezultati korelacijskih analiza s pojedinim dimenzijama stava prema nasilju, konkretnije s mačizmom, i to na uzorku aktivnih članova navijačkih udruga. Mačizam se može definirati kao poseban oblik maskuline ideologije (Fragoso i Kashubeck, 2000), a prema Walker (2005), ona uključuje stid vezan uz povlačenje, opravdavanje nasilnoga odgovora na prijetnju ili napad te stav prema kojem je nasilje odlika snage, a strah i nenasilno ponašanje pokazatelji slabosti. Povezanost sporta i mačizma oduvijek je bila naglašena, osobito u angloameričkom svijetu i zapadnim kulturama, a sam nogomet kao visoko maskulinizirani sport svojevrsni je centar maskuline produkcije u zapadnoj kulturi (Messner, 2002, prema Adams, Anderson i McCormack, 2010). U skladu s navedenim, rezultati dosadašnjih istraživanja konzistentno pokazuju pozitivnu povezanost razine navijačkoga identiteta i mačizma. Slično je i dobiveno na uzorku aktivnih članova navijačkih udruga, odnosno navijači s višim razinama navijačkoga identiteta postižu i više rezultate na mjeri mačizma (kognitivna dimenzija stava prema nasilju) ($r = .25, p < .05$).

Na kraju se može zaključiti da je *Upitnik navijačkoga identiteta* na uzorku aktivnih članova navijačkih udruga i uzorku nogometnih simpatizera pokazao dobre metrijske karakteristike. No, ipak treba naglasiti da su oba uzorka dobno i spolno specifična, o čemu treba voditi računa u budućim primjenama. Posebno zanimljiva bila bi istraživanja fenomena ženskoga navijačkog identiteta te istraživanja usmjerena na detaljnije razmatranje razlika između sportskih navijača i pripadnika organiziranih navijačkih klubova, kao i između navijača u različitim sportskim disciplinama.

5. Literatura

- Adams, A., Anderson, E. i McCormack, M. (2010). Establishing and challenging masculinity. The influence of gendered discourses in organized sport. *Journal of Language and Social Psychology*, 29(3), 278–300.
- Branscombe, N. R. i Wann, D. L. (1992). The positive social and self concept consequences of sports team identification. *Journal of Sport and Social Issues*, 15, 115–127.
- Dušanić, S. (2013). *Karakteristike fudbalskih navijača*. Banjaluka: NVVO Perpetuum mobile – Centar za razvoj mladih i zajednice Banjaluka.
- Fisher, R. i Wakefield, K. (1998). Factors leading to group identification: A field study of winners and losers. *Psychology and Marketing*, 15(1), 23–40.
- Fragoso, J. M. i Kashubeck, S. (2000). Machismo, gender role conflict, and mental health in Mexican American men. *Psychology of Men and Masculinity*, 1, 87.
- Hirt, E. R., Zillmann, D., Erickson, G. A. i Kennedy, C. (1992). Costs and benefits of allegiance: changes in fans' self-ascribed competencies after team victory versus defeat. *Journal of Personality and Social Psychology*, 63(5), 724–738.
- Jacobson, B. (2003). The social psychology of the creation of a sports fan identity: A theoretical review of the literature. *Athletic Insight: The online Journal of Sport Psychology*, 5(2), 1–14.
- Lalić, D. (1993). *Torcida: Pogled iznutra*. Zagreb: AGM.
- Otašević, B. i Sekereš, V. (2015). Prediktori navijačkog identiteta: Demografski pokazatelji, dimenzije revidiranog Grayovog modela i kognicije o nasilju. *Primenjena psihologija*, 8(4), 453–469.
- Popadić, D., Ljubisavljević, M. i Ljuština, M. (2015). Agresivnost srednjoškolaca sportskih navijača. U: D. Radosavljević (Ur.), *Zbornik radova sa skupa „V međunarodni naučni skup Vrednosti i identitet“*, str. 125–132. Novi Sad.
- Tajfel, H. i Turner, J. C. (1979). *The social identity theory of intergroup behavior*. New York: Psychology Press.
- The Social Issue Research Centre (2008). *Football passions*. The Social Issue Research Centre, Oxford.
- Vejnović, D. (2014). *Nasilje i sport*. Banja Luka: Evropski defendologija centar za naučna, politička i ekonomska, socijalna i bezbedonosna, sociološka i kriminološka istraživanja.
- Wann, D. L. (2006). Understanding the positive social psychological benefits of sport team identification. The team identification – social psychological health model. *Group Dynamics Theory, Research, and Practice*, 10, 272–296.
- Wann, D. L., Carlson, J. D. i Schrader, P. M. (1999). The impact of team identification on the hostile and instrumental verbal aggression of sport spectators. *Journal of Social Behavior and Personality*, 14(2), 279–286.
- Wann, D. L., Melnick, M. J., Russel, G. W. i Peace, D. G. (2001). *Sport fans: The psychology and social impact of spectators*. New York: Routledge.
- Wakefield, K. L. i Wann, D. L. (2006). An examination of dysfunctional sport fans: Method of classification and relationships with problem behaviors. *Journal of Leisure Research*, 38, 168–186.
- Walker, J. S. (2005). The Maudsley Violence Questionnaire: Initial validation and reliability. *Personality and Individual Differences*, 38(1), 187–201.
- Wann, D. L., Royalty, J. i Roberts, A. (2000). The self-presentation of sport fans: Investigating the importance of team identification and self-esteem. *Journal of Sport Behavior*, 23, 198–206.

Molimo Vas da na svako od navedenih pitanja odgovorite tako da zaokružite onaj broj koji najbolje opisuje vaše mišljenje ili osjećaje. Koristite pritom ljestvicu na kojoj brojevi imaju sljedeća značenja:

1. U kojoj se mjeri osjećate kao navijač/navijačica svojega omiljenog kluba?

1	2	3	4	5
uopće se ne osjećam kao navijač/navijačica svojega kluba				u potpunosti se osjećam kao navijač/navijačica svojega kluba

2. U kojoj mjeri se osjećate bliskim drugim navijačima/navijačicama svojega omiljenog kluba?

1	2	3	4	5
nimalo blisko				izrazito blisko

3. Koliko ste zadovoljni time što ste navijač/navijačica toga kluba?

1	2	3	4	5
uopće nisam zadovoljan/zadovoljna				u potpunosti sam zadovoljan/zadovoljna

4. Koliko mislite da ste slični prosječnom navijaču/navijačici svojega kluba?

1	2	3	4	5
nimalo sličan/slična				izrazito sličan/slična

64

5. Koliko Vam je važno što ste navijač/navijačica toga kluba?

1	2	3	4	5
uopće mi nije važno				izrazito mi je važno

6. Po Vašoj procjeni, koliko Vaše viđenje kluba dijele drugi njegovi navijači/navijačice?

1	2	3	4	5
nitko ne dijeli moje mišljenje				svi dijele moje mišljenje

7. Kada netko kritizira Vaš omiljeni klub, u kojoj se mjeri osjećate osobno kritiziranim/kritiziranom?

1	2	3	4	5
uopće ne doživljam kao osobnu kritiku				u potpunosti doživljam kao osobnu kritiku

Upitnik radnoga pamćenja¹³

Izvorni instrument: *The Working Memory Questionnaire* (Vallat-Azouvi, Pradat-Diehl i Azouvi, 2012)

Adaptirale i priredile: Arta Dodaj i Kristina Sesar

1. Teorijska osnova

Premda su psihodijagnostički mjerni instrumenti koji se rabe za neuropsihologijsku procjenu kognitivnih funkcija iznimno značajni i korisni u kliničkoj praksi, njihova ekološka valjanost nije uvijek visoka. Jedan od razloga njihove niske ekološke valjanosti jest činjenica da je velika većina tih testova razvijena u istraživačke, a ne kliničke svrhe. Nadalje, neuropsihologijska procjena kognitivnih funkcija provodi se u klinički strogo strukturiranim uvjetima, pri čemu se zanemaruje kontekst nestrukturirane svakodnevne okoline u kakvoj se obično klijenti nalaze (Cazalis, Azouvi, Sirigu, Agar i Burnod, 2011; Chevingard i sur., 2000). Potonje dobro ilustriraju nalazi istraživanja koja pokazuju da klijenti ne postižu značajna odstupanja pri standardnim testiranjima kognitivnoga funkcioniranja, ali pokazuju značajne poteškoće u pamćenju i izvršnom funkcioniranju u svakodnevnome životu (Shallice i Burgess, 1991; Vallat-Azouvi, Pradat-Diehl i Azouvi, 2012). Primjerice, pokazuju poteškoće u pamćenju zadataka koje trebaju obaviti, poteškoće u čitanju složenijih tekstova i sl. Prethodno navedeno može se pojasniti navodima Hermann (1982), koji smatra da samoprocjene simptoma kognitivnih disfunkcija mogu biti objektivniji indikatori sposobnosti od testova provedenih u strogo kontroliranim laboratorijskim uvjetima. Razlog tomu može se potražiti u činjenici da su laboratorijski testovi za procjenu specifičnih kognitivnih sposobnosti često usmjereni na drugačije kognitivne procese nego testovi koji se temelje na procjeni simptoma putem upitnika za samoprocjenu. Razlike u rezultatima između objektivnih laboratorijskih testova za procjenu pamćenja i upitnika za samoprocjenu pamćenja, prema Helmstaedter i Elger (2000), mogu biti povezane i s razlikama između implicitnih teorija pamćenja koje imaju osobe bez nekih specifičnih znanja i poznavanja neuropsihologijskih definicija pamćenja.

Prema tome pitanje poteškoća radnoga pamćenja u svakodnevnome životu od iznimne je važnosti za kliničku praksu, posebno za kliničare u svrhu donošenja odluka o mogućnostima uspješne prilagodbe klijenta na svakodnevni život. Većina do sada razvijenih instrumenata za ispitivanje poteškoća svakodnevnoga kognitivnog funkcioniranja polazila je od pretpostavke da je za procjenu kognitivnih poteškoća nužno razviti „realistične zadatke“ koji su što sličniji zadacima kognitivnoga procesiranja u svakodnevnome životnom kontekstu. Sukladno tome, razvijeno je nekoliko mjera za ispitivanje teškoća u održavanju pažnje u općem svakodnevnom funkcioniranju (npr. *Test of Everyday Attention*, prema Robertson, Ward, Ridgeway i Nimmo-Smith, 1996; *Quantitative Assessment of Behavioral Inattentiveness*, prema Whyte i sur., 1996). Osim mjera pažnje, u nekim istraživanjima korišteni su zadatci koji se fokusiraju na specifična područja izvršnoga funkcioniranja (npr. *Multiple Errands Test*; prema Knight, Alderman i Burgess, 2002; *Hotel test*, prema Manly, Hawkins, Evans, Woldt i Robertson, 2002; *Executive Secretarial Test*, prema Spikman, Boelen, Lamberts, Brouwer i Fasotti, 2010). Važno je naglasiti da neke zadatke klijenti mogu raditi doma te naknadno izvještavati kliničara o uspješnosti rada na zadatku (npr. *Multiple Errands Test*).

Drugi oblik mjera jesu one na kojima klijent direktno procjenjuje poteškoće svakodnevnoga kognitivnog funkcioniranja. Takav je oblik mjere, primjerice, upitnik autora Broadbent, Cooper, FitzGerald i Parkes (1982) koji sadrži 25 tvrdnji. Upitnik se pokazao korisnim pri radu s pacijentima s ozbiljnijim psihološkim poteškoćama i/ili ozljedama mozga (Vallat-Azouvi, Pradat-Diehl i Azouvi, 2012). U istu skupinu ubraja se i mjerni instrument s 20 tvrdnji najučestalijih kognitivnih i ponašajnih poteškoća disfunkcije izvršnoga procesiranja koji su konstruirali Godefroy i sur. (2010).

¹³ Za prijevod i korištenje upitnika te za objavu podataka u ovome prikazu dobivena je suglasnost prve autorice izvorne verzije. Za daljnje korištenje hrvatske adaptirane verzije preporučujemo traženje suglasnosti autora izvorne verzije (e-mail kontakt: claire.vallat-ext@aphp.fr).

Instrument kojim se također ispituju poteškoće svakodnevnoga kognitivnog funkcioniranja jest upitnik koji su konstruirali Vallat-Azouvi i sur. (2012) i koji je prikazan u prilogu ovoga rada. Upitnik se temelji na Baddeleyevu modelu pamćenja te sugerira da se koncept radnoga pamćenja ne odnosi samo na kratkoročno pamćenje, nego obuhvaća i sposobnost pažnje i izvršne funkcije. Originalni upitnik omogućava procjenu triju oblika poteškoća u sposobnostima radnoga pamćenja: poteškoće u kratkoročnome pamćenju, poteškoće u sposobnostima održavanja pažnje i poteškoće u izvršnim funkcijama. Podatci su o metrijskim karakteristikama upitnika – provjeravani na prigodnome uzorku zdravih sudionika te uzorku sudionika s ozljedama mozga – zadovoljavajući (Vallat-Azouvi i sur., 2012).

2. Opis upitnika

Izvornu verziju *Upitnika radnoga pamćenja* (eng. *Working Memory Questionnaire*) konstruirali su i validirali Vallat-Azouvi i sur. (2012) na uzorku zdravih sudionika i sudionika s različitim ozljedama mozga. Autori su se prilikom konstrukcije upitnika vodili postavkama modela radnoga pamćenja Baddeleya (1986).

Za potrebe ovoga istraživanja upitnik je s engleskog jezika preveden na hrvatski jezik kako nalažu standardi za prijevod psiholoških instrumenata, nakon čega je urađen povratni prijevod s hrvatskoga na engleski jezik. Povratni prijevod uputio je na neznatne propuste koji su ispravljani na hrvatskoj verziji upitnika.

Upitnik je namijenjen mjerenju poteškoća u radnome pamćenju. Originalni upitnik sadrži 30 tvrdnji podijeljenih u tri subskale: kratkoročno pamćenje, pažnja i izvršna kontrola. Subskala kratkoročnoga pamćenja mjeri sposobnost zadržavanja verbalnih ili numeričkih informacija u kratkoročnome pamćenju. Subskala pažnje odnosi se na procjenu distraktibilnosti, mentalne usporenosti, umora ili mogućnosti dvostrukoga procesiranja zadataka. U konačnici, subskala izvršne kontrole mjeri sposobnost sudionika za donošenjem odluka, planiranjem te fleksibilnošću. Upitnik se sastoji od 30 tvrdnji na koje ispitanik odgovara na ljestvici od pet stupnjeva od 1 („uopće ne“) do 5 („izrazito“). Ukupan rezultat na određenoj subskali formira se kao zbroj rezultata na pojedinim česticama. Viši rezultati korespondiraju izraženijim poteškoćama u ispitivanim aspektima radnoga pamćenja.

3. Opis uzorka

Validacija hrvatske verzije *Upitnika radnoga pamćenja* provedena je na prigodnome uzorku od 476 zdravih sudionika dobi od 16 do 68 godina ($M = 27.31$; $SD = 9.14$), od čega je 398 žena i 78 muškaraca. Od ukupnoga broja sudionika njih 36.5% imalo je srednjoškolsku razinu obrazovanja, a višu razinu obrazovanja imalo je 63.5% sudionika. Sudionici su bili regrutirani putem društvenih mreža studenata psihologije i samih istraživačica te putem oglasa na sveučilišnim stranicama.

4. Psihometrijska svojstva upitnika

4.1. Faktorska struktura

U svrhu provjere faktorske strukture upitnika provedena je analiza glavnih komponenti uz kosokutnu oblimin-rotaciju i Guttman-Kaiserov kriterij ekstrakcije faktora s karakterističnom vrijednosti većom od jedan. Rezultati faktorske analize govore u prilog postojanju četiriju faktora (Tablica 1). Dobiveno rješenje od četiri faktora objašnjava oko 40% varijance.

Prvi faktor – *Poteškoće u pamćenju verbalnih informacija* – koji objašnjava najveći dio varijance od 19.67%, sadrži ukupno osam čestica, a najveće zasićenje tim faktorom imaju čestice pod rednim brojevima 7, 11 i 15. Drugi faktor nazvan je *Poteškoće u pamćenju numeričkih informacija*, a objašnjava 6.02% varijance. Ovaj faktor čini ukupno šest čestica, a čestice s najvećim zasićenjem ovim faktorom jesu one pod rednim brojevima 17, 25 i 26. Idući faktor predstavlja *Poteškoće u izvršnim*

funkcijama, a čini ga sedam čestica koje objašnjavaju 8.32% varijance. Faktorom *Poteškoće u izvršnim funkcijama* najzasićenije su čestice pod rednim brojevima 6 i 29. U faktor *Poteškoće u sposobnostima održavanja pažnje* uključeno je devet čestica. Čestice pod rednim brojevima 10 i 19 imaju najveće zasićenje na faktoru *Poteškoće u sposobnostima održavanja pažnje*, koji objašnjava ukupno 6.47% varijance.

Tablica 1. Faktorska struktura Upitnika radnoga pamćenja (N = 476)*

Redni broj čestice	Subskale Upitnika radnoga pamćenja			
	Poteškoće u pamćenju verbalnih informacija	Poteškoće u pamćenju numeričkih informacija	Poteškoće u izvršnim funkcijama	Poteškoće u sposobnostima održavanja pažnje
1.			.57	
2.			.60	
3.		.65		
4.				.63
5.	.44			
6.			.69	
7.	.75			
8.				.67
9.				.55
10.				.73
11.	.75			
12.			.53	
13.				.67
14.				.54
15.	.79			
16.			.56	
17.		.68		
18.		.65		
19.				.68
20.				.48
21.	.65			
22.	.51			
23.		.48		
24.			.58	
25.		.74		
26.		.68		
27.	.54			
28.	.61			
29.			.70	
30.				.60
Objašnjena varijanca (%)	19.67	6.02	8.32	6.47

*prikazane su samo vrijednosti faktorskih zasićenja veće od .30

Interkorelacije među subskalama prikazane su u Tablici 2 i kreću se u rasponu od .59 do .74. S obzirom na visoke vrijednosti koeficijenata povezanosti među subskalama, provedena je hijerarhijska faktorska analiza uz kosokutnu rotaciju, koja je ukazala na postojanje istovjetnih četiriju faktora prvoga reda te jednoga faktora višega reda. Provedba faktorske analize uzimanjem maksimalnoga jednog

moćnog faktora opravdava primjenu svih čestica kao jedne zajedničke mjere radnoga pamćenja. Ovaj faktor objašnjava tek 31% varijance te su saturacije čestica tim jednim faktorom znatno niže u odnosu na ranije spomenute saturacije.

Tablica 2. Koeficijenti povezanosti među subskalama

	Subskale Upitnika radnoga pamćenja			
	Poteškoće u pamćenju verbalnih informacija	Poteškoće u pamćenju numeričkih informacija	Poteškoće u izvršnim funkcijama	Poteškoće u sposobnostima održavanja pažnje
Poteškoće u pamćenju verbalnih informacija	1.00			
Poteškoće u pamćenju numeričkih informacija	.67*	1.00		
Poteškoće u izvršnim funkcijama	.67*	.59*	1.00	
Poteškoće u sposobnostima održavanja pažnje	.74*	.58*	.64*	1.00

* $p < .05$

4. 2. Osjetljivost

Kao indikatori osjetljivosti korišteni su totalni raspon i pokazatelji normalnosti distribucije (Tablica 3).

Najniži rezultat na subskali *Poteškoće u pamćenju verbalnih informacija* iznosi 8, a najviši 39 bodova, što znači da rezultati ove subskale pokrivaju 77.50 % teoretskoga raspona. Najniži rezultat na subskali *Poteškoće u pamćenju numeričkih informacija* iznosi 6, a najviši 29 bodova, što ukazuje na to da ti rezultati pokrivaju 76.67% teoretskoga raspona. Nadalje, rezultati subskale *Poteškoće u izvršnim funkcijama* pokrivaju 74.29% teoretskoga raspona, pri čemu je najniži rezultat 7, a najviši 33 boda, dok rezultati subskale *Poteškoće u sposobnostima održavanja pažnje* pokrivaju 73.33% teoretskoga raspona, gdje je najniži postignuti rezultat 9, a najviši 42.

Tablica 3. Osnovni deskriptivni parametri i osjetljivost Upitnika radnoga pamćenja

Deskriptivni parametri	Subskale Upitnika radnoga pamćenja			
	Poteškoće u pamćenju verbalnih informacija	Poteškoće u pamćenju numeričkih informacija	Poteškoće u izvršnim funkcijama	Poteškoće u sposobnostima održavanja pažnje
Aritmetička sredina	16.39	11.44	16.97	16.52
Standardna devijacija	6.26	4.58	5.64	6.24
Teoretski raspon rezultata	8–39	6–29	7–33	9–42
Dobiveni raspon rezultata	8–31	6–23	7–26	9–33
Relativni raspon	77.50 %	76.67 %	74.29 %	73.33 %
Asimetričnost	.91	1.04	.53	1.27
Spljoštenost	.40	.76	-.32	1.48
Kolmogorov-Smirnovljevi test	.10**	.14**	.09**	.15**

(d)

** $p < .01$

Distribucije postignutih rezultata na sva četiri ekstrahirana faktora odstupaju od normalne distribucije (Tablica 3). Sve distribucije pozitivno su asimetrične, što upućuje na to da se rezultati većine sudionika grupiraju oko nižih vrijednosti. Pomak distribucije prema nižim vrijednostima utvrđen je i u

originalnome istraživanju na uzorku zdravih sudionika te uzorku sudionika s ozljedama mozga. Unatoč značajnom odstupanju distribucija od normalne, pretpostavilo se da to ne bi trebalo značajnije utjecati na planirane statističke analize. Ta pretpostavka zasnovana je na kriteriju Klinea (2011), prema kojem samo one distribucije s vrijednostima indeksa spljoštenosti većima od 10 te indeksima simetričnosti većima od 3 značajno odstupaju od normalnih.

4. 3. Pouzdanost

Pouzdanost upitnika provjerena je koeficijentima unutarnje konzistencije te ona za cijeli upitnik iznosi .93. Najmanji *Cronbachov* α iznosi .75, dok je vrijednost najvećega .83. Prema dobivenim rezultatima može se zaključiti da je pouzdanost ovoga instrumenta zadovoljavajuća. Radi bolje preglednosti vrijednosti *Cronbachovih* α koeficijenata i prosječnih korelacija među česticama navedene su u Tablici 4.

Tablica 4. *Cronbachovi* α koeficijenti unutarnje konzistencije i prosječne korelacije među česticama

	Subskale Upitnika radnoga pamćenja			
	Poteškoće u pamćenje verbalnih informacija	Poteškoće u pamćenju numeričkih informacija	Poteškoće u izvršnom funkcioniranju	Poteškoće održavanja pažnje
<i>Cronbachov</i> α	.83	.75	.75	.83
Prosječne korelacije među česticama	.40	.34	.31	.36

4. 4. Kriterijska valjanost

Testiranjem značajnosti spolnih razlika u rezultatima na subskalama radnoga pamćenja utvrđeno je da muškarci pokazuju više poteškoća u pamćenju verbalnih informacija ($t = -4.35$; $df = 448$; $p < .001$), pamćenju numeričkih informacija ($t = -3.13$; $df = 448$; $p < .001$), u izvršnim funkcijama ($t = -3.76$; $df = 448$; $p < .001$) te sposobnostima održavanja pažnje ($t = -4.88$; $df = 448$; $p < .001$). Autori originalnoga upitnika nisu dobili statistički značajne spolne razlike u dobivenim mjerama radnoga pamćenja na uzorku zdravih sudionika (Vallat-Azouvi i sur., 2012).

Nadalje, u ovome uzorku utvrđena je slaba, ali statistički značajna tendencija porasta rezultata na skalama pamćenja verbalnih informacija ($r = .17$; $p < .05$), numeričkih informacija ($r = .13$; $p < .05$), izvršnih funkcija ($r = .10$; $p < .05$) te održavanja pažnje ($r = .20$; $p < .05$) u funkciji dobi sudionika.

Također, sve subskale poteškoća radnoga pamćenja bile su nisko do umjereno povezane s različitim oblicima zlostavljanja i zanemarivanja u djetinjstvu (Dodaj, Krajina, Sesar i Šimić, 2017). Pritom su najviše statistički značajne korelacije utvrđene za poteškoće u radnome pamćenju verbalnih informacija te izloženosti psihološkomu zlostavljanju i svjedočenju nasilju u obitelji. Poteškoće u pamćenju verbalnih informacija i psihološkoga zlostavljanja te svjedočenja nasilju idu u prilog temeljnim postavkama razvojne psihologije o međudjelovanju okoline na razvoj verbalnih funkcija kod djece.

Zaključno, dobiveni rezultati upućuju na dobre metrijske karakteristike *Upitnika radnoga pamćenja* te mogućnost njegove primjene u kliničke i istraživačke svrhe. Međutim, valja napomenuti da prigodnost uzorka te neujednačenost sudionika u pogledu spola i dobi predstavljaju ograničenje istraživanja. Doprinos daljnjoj provjeri valjanosti ovoga mjernog instrumenta bio bi ostvaren primjenom na kliničkome uzorku s obzirom na to da se rezultati validacije u prilogu ovoga rada odnose na zdrave sudionike.

5. Literatura

- Baddeley, A. D. (1986). *Working memory*. New York: Oxford University Press.
- Broadbent, D. E., Cooper, P. F., FitzGerald, P. i Parkes, K. R. (1982). The Cognitive Failures Questionnaire (CFQ) and its correlates. *British Journal of Clinical Psychology*, 21(1), 1–16.
- Cazalis, F., Azouvi, P., Sirigu, A., Agar, N. i Burnod, Y. (2001). Script knowledge after severe traumatic brain injury. *Journal of the International Neuropsychological Society*, 7(7), 795–804.
- Chevignard, M., Pillon, B., Pradat-Diehl, P., Taillefer, C., Rousseau, S., Le Bras, C. i Dubois, B. (2000). An ecological approach to planning dysfunction: Script execution. *Cortex*, 36(5), 649–669.
- Dodaj, A., Krajina, M., Sesar, K. i Šimić, N. (2017). The effects of maltreatment in childhood on working memory capacity in adulthood. *Europe's Journal of Psychology*, 13(4), 618–632.
- Godefroy, O., Azouvi, P., Robert, P., Roussel, M., Legall, D. i Meulemans, T. (2010). Dysexecutive syndrome: Diagnostic criteria and validation study. *Annals of Neurology*, 68(6), 855–864.
- Helmstaedter, C. i Elger, C. E. (2000). Behavioral markers for self- and other-attribution of memory: A study in patients with temporal lobe epilepsy and healthy volunteers. *Epilepsy Research*, 41(3), 235–243.
- Hermann, D. J. (1982). Know thy memory: The use of questionnaires to assess and study memory. *Psychological Bulletin*, 92(2), 434–452.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: The Guilford Press.
- Knight, C., Alderman, N. i Burgess, P. W. (2002). Development of a simplified version of the Multiple Errands Test for use in hospital settings. *Neuropsychological Rehabilitation*, 12(3), 231–255.
- Manly, T., Hawkins, K., Evans, J., Woldt, K. i Robertson, I. H. (2002). Rehabilitation of executive function: Facilitation of effective goal management on complex tasks using periodic auditory alerts. *Neuropsychologia*, 40(3), 271–281.
- Robertson, I. H., Ward, T., Ridgeway, V. i Nimmo-Smith, I. (1996). The structure of normal human attention: The Test of Everyday Attention. *Journal of the International Neuropsychological Society*, 2(6), 525–534.
- Shallice, T. i Burgess, P. (1991). Deficits in strategy application following frontal lobe damage in man. *Brain*, 114(2), 727–741.
- Spikman, J. M., Boelen, D. H., Lamberts, K. F., Brouwer, W. H. i Fasotti, L. (2010). Effects of a multifaceted treatment program for executive dysfunction after acquired brain injury on indications of executive functioning in daily life. *Journal of the International Neuropsychological Society*, 16(1), 118–129.
- Vallat-Azouvi, C., Pradat Diehl, P. i Azouvi, P. (2012). The Working Memory Questionnaire: A scale to assess everyday life problems related to deficits of working memory in brain injured patients. *Neuropsychological Rehabilitation: An International Journal*, 1, 1–16.
- Whyte, J., Polansky, M., Cavalucci, C., Fleming, M., Lhulier, J. i Coslett, H. B. (1996). Inattentive behavior after traumatic brain injury. *Journal of the International Neuropsychological Society*, 2(4), 274–281.

Molimo Vas da pažljivo pročitate dolje navedene tvrdnje i procijenite koliko se slažete ili ne slažete sa svakom od njih. Svoj stupanj slaganja sa svakom tvrdnjom izrazite označavanjem odgovarajućega broja na skali od 1 do 5. Brojevi na ljestvici imaju sljedeća značenja:

- 1 – uopće ne
 2 – malo
 3 – umjereno
 4 – prilično
 5 – izrazito

1.	Osjećate da se brzo umarate tijekom dana.	1	2	3	4	5
2.	Teško donosite odluke poput planiranja odmora.	1	2	3	4	5
3.	Imate poteškoća s pamćenjem niza brojeva, primjerice tijekom pamćenja telefonskih brojeva.	1	2	3	4	5
4.	Potrebno Vam je uložiti dodatne napore kako biste održali koncentraciju tijekom razgovora koji uključuje više drugih ljudi.	1	2	3	4	5
5.	Teško Vam je zapamtiti ime osobe koja Vam se upravo predstavila.	1	2	3	4	5
6.	Tijekom kupnje potrošite više novca od planiranoga.	1	2	3	4	5
7.	Imate poteškoća pri pamćenju pročitana.	1	2	3	4	5
8.	Imate poteškoća u nastavljanju trenutne aktivnosti ukoliko ste bili prekinuti, primjerice zbog glasnoga zvuka (npr. lupanje vrata, sirena auta).	1	2	3	4	5
9.	Teško vam je obavljati neku aktivnost kronološkim slijedom (kuhanje, šivanje, kućne popravke).	1	2	3	4	5
10.	Smeta Vam razgovor drugih dok Vi razgovarate s nekim.	1	2	3	4	5
11.	Potrebno Vam je da pročitate rečenicu više puta kako biste je razumjeli.	1	2	3	4	5
12.	Imate poteškoća u organiziranju Vašega vremena u skladu sa zakazanim terminima i dnevnim aktivnostima.	1	2	3	4	5
13.	Teško Vam je obavljati dvije ili više stvari istovremeno (npr. obavljati kućne poslove i slušati radio; kuhati i slušati radio).	1	2	3	4	5
14.	Teško Vam je promijeniti strategiju (metodu) rada ukoliko pri obavljanju neke aktivnosti uočite da griješite.	1	2	3	4	5
15.	Imate poteškoća pri razumijevanju pročitana.	1	2	3	4	5
16.	Osjećate da umor značajno smanjuje Vašu koncentraciju.	1	2	3	4	5
17.	Kada nešto kupujete gotovinom, teško Vam je procijeniti je li Vam vraćen točan ostatak novca.	1	2	3	4	5
18.	Teško Vam je pratiti sve upute navedene u nekom priručniku (npr. o sastavljanju namještaja, instaliranju novoga elektroničkog uređaja).	1	2	3	4	5
19.	Imate poteškoća u obavljanju aktivnosti dok je u pozadini buka (radio, TV).	1	2	3	4	5
20.	Neki neočekivani događaj značajno može poremetiti Vaše planove ili aktivnost koju trenutno obavljate.	1	2	3	4	5
21.	Imate poteškoća u razumijevanju teksta ukoliko se neki lik kroz tekst označava različito.	1	2	3	4	5
22.	Osjećate se neugodno dok razgovarate s nepoznatom osobom.	1	2	3	4	5
23.	Oklijevate dugo pri kupnji čak i nekih uobičajenih stvari.	1	2	3	4	5
24.	Osjećate se usporenim u obavljanju uobičajenih aktivnosti?	1	2	3	4	5

25.	Trebate više puta pregledati zapisani telefonski broj koji birate ako ga ne znate napamet.	1	2	3	4	5
26.	Imate poteškoća s papirologijom, plaćanjem računa i slično.	1	2	3	4	5
27.	Teško Vam je zapamtiti što je osoba rekla ili tražila od Vas ukoliko prebrzo razgovara s Vama.	1	2	3	4	5
28.	Brzo se umarate tijekom aktivnosti koja zahtijeva višu razinu koncentracije (npr. čitanje).	1	2	3	4	5
29.	Iznenadite se brojem nepotrebno kupljenih stvari nakon obavljene kupovine.	1	2	3	4	5
30.	Teško Vam je voditi razgovor s više osoba odjednom.	1	2	3	4	5

Upitnik samokritičnosti i samoohrabrivanja¹⁴

Izvorni instrument: *The Forms of Self – Criticising/Attacking & Self Reassuring Scale (FSCRS)* (Gilbert, Clarke, Hempel, Miles i Irons, 2004)
Adaptirale i priredile: Danijela Božić i Ivana Macuka

1. Teorijska osnova

Samokritičnost se definira kao samoevaluacijski proces u kojem pojedinci proučavaju i osuđuju različite aspekte sebe, kao što su osobine ličnosti, izgled i ponašanje (Shahar i sur., 2015). Iako se većina osoba u svakodnevnim situacijama samoevaluira, ljudi koji doživljavaju visoke razine samokritičnosti poprimaju oštra prijezirna ponašanja usmjerena upravo prema sebi. Specifičnije, samokritičnost se odnosi na konstantno i oštro promatranje samoga sebe te kroničan strah od neodobravanja i kritiziranja od strane značajnih drugih (Blatt, 2004). Pojedinci koji su izrazito samokritični sagledavaju vlastite pogreške i loše attribute (primjerice, tjelesni izgled, loše sposobnosti) te neprestano promišljaju o njima, što posljedično dovodi i do prijezirnih ponašanja usmjerenih prema sebi koja mogu uzrokovati osjećaj nemoći, anksioznosti ili depresije. Napad na sebe najčešće se aktivira kada ljudi vjeruju u svoj budući neuspjeh i osjećaju da su pogriješili u važnim aspektima svoga života. Pritom osobe mogu iskazivati intenzivne osjećaje mržnje, odbojnosti i prijezira prema sebi (Gilbert, Clarke, Hempel, Miles i Irons, 2004).

Samokritičnost se uglavnom promatra kao jedinstveni proces koji varira s obzirom na stupanj i ozbiljnost (Castilho, Pinto-Gouveia i Duarte, 2015). Autor Gilbert je, prema evolucijskom pristupu, detaljnije definirao samokritičnost kao oblik psihobiološkoga pristupa prema sebi navodeći da su ljudi razvili specifične kompetencije kako bi bili sposobni učiti, razumjeti i odobravati različite socijalne uloge (Gilbert i sur., 2004). Upravo su socijalne kompetencije osnova za unutarnju samoevaluaciju i djeluju kroz iste mehanizme procesiranja informacija i obrazaca ponašanja koji se razvijaju iz socijalnih odnosa (Gilbert i sur., 2004). Kada osoba pogriješi, ona može biti ljuta na sebe i samokritična na isti način na koji može biti ljuta na nekoga drugog tko je pogriješio ili je povrijedio. Drugim riječima, kao što ljudi mogu osjećati ljutnju, prijezir i mržnju prema drugima, tako mogu te iste osjećaje imati i prema sebi, odnosno mogu postati „objekt svojega napada“. Ljutnja usmjerena prema samom sebi može aktivirati obrambene strategije (primjerice, submisivnost) koje vode do osjećaja neuspjeha jer se osobe mogu osjećati nesposobnima boriti se protiv sebe. Navedeno je odraz unutarnje negativne samoevaluacije koja ima slične psihofiziološke efekte kao vanjska prijetnja i isto tako može pod nekim uvjetima aktivirati odgovore koji odgovaraju suočavanju s vanjskim prijetnjama kao što su submisivnost, obrambeno ponašanje i negativne emocije (Gilbert i sur., 2004).

Gilbert i suradnici (2004) navode različite dimenzije samokritičnosti (neadekvatan i nevoljeni self), ali i samoohrabrivanja kojima se mogu opisati specifični osjećaji i ponašanja usmjereni prema sebi u situacijama neuspjeha i gubitka osobnoga ili socijalnoga statusa. Preciznije, od dimenzija samokritičnosti tzv. *neadekvatni self* (eng. *inadequate self*) odnosi se na osjećaje vlastite neadekvatnosti u određenim situacijama, dok se *nevoljeni self* (eng. *hated self*) odnosi na osjećaje gađenja i mržnje prema sebi sa željom samoozljeđivanja. Nevoljeni self kao oblik samokritičnosti posebno je povezan sa psihološkom patnjom same osobe, odnosno osobe koje iskazuju više razine nevoljenoga selfa sklonije su poremećajima osobnosti i psihotičnim poremećajima (Birchwood, Meaden, Trower, Gilbert i Plaistow, 2000; Castilho i sur., 2015). S druge strane, pozitivan treći oblik samokritičnosti, tzv. *samoohrabrujući self* (eng. *reassure self*) ili samoohrabrivanje, odnosi se na ohrabrivanje i podržavanje

¹⁴ *Upitnik samokritičnosti i samoohrabrivanja* dostupan je za slobodno korištenje u istraživačke svrhe. Za prijevod i korištenje upitnika dobivena je i suglasnost autora izvornoga upitnika. Autori izvornoga upitnika i autori adaptirane verzije suglasni su da se hrvatska adaptirana verzija instrumenta može slobodno koristiti u nekomercijalne svrhe. Instrument je dostupan na: <https://compassionatemind.co.uk/resources/resources/scales>.

samoga sebe u različitim negativnim životnim situacijama i događajima. Smatra se zaštitnim faktorom s različitim komponentama kao što su sposobnost podsjećanja sebe na pozitivne stvari, na prošle uspjehe te sposobnost toleriranja vlastitoga razočaranja i osjećaja ranjivosti.

U nizu istraživanja navodi se da je izrazita samokritičnost pozitivan prediktor psihopatoloških simptoma, posebice depresivnosti i anksioznosti (Dunkley, Zuroff i Blankstein, 2003; Gilbert i sur., 2004; Gilbert, Baldwin, Irons, Baccus i Palmer, 2006), samoozljeđivanja (Gilbert, Stubbs, Gale, Dunk i Thomson, 2014) i poremećaja hranjenja (Kupeli, Chilcot, Schmidt, Campbell i Troop, 2012). Rezultati istraživanja Dunkleya i Grila (2007) ističu povezanost izrazite samokritičnosti i zasebnoga poremećaja hranjenja tzv. kompulzivnoga prejedanja. S druge strane, samoohrabivanje kao pozitivno podsjećanje na vlastite uspjehe u životu i dobru prilagodbu u teškim životnim situacijama povezano je s većom psihološkom dobrobiti pojedinca (Gilbert i sur., 2004, 2006).

Iako prethodno navedena strana istraživanja navode značajne odnose samokritičnosti i samoohrabivanja te adaptivne prilagodbe pojedinca, u Hrvatskoj bilježimo ograničen istraživački doprinos razumijevanju specifične prirode ove povezanosti. Stoga je u istraživanju odrednica kompulzivnoga prejedanja autorice Božić (2017) preveden i adaptiran na hrvatski jezik *Upitnik samokritičnosti i samoohrabivanja* autora Gilberta i suradnika (2004) s ciljem utvrđivanja psihometrijskih svojstava. Adaptacija i validacija *Upitnika samokritičnosti i samoohrabivanja* na hrvatskome uzorku (Božić, 2017) predstavlja svojevrsan metodološki doprinos području istraživanja negativnih (samokritičnost) i pozitivnih (samoohrabivanje) samoevalucijskih procesa. Ujedno je važno istaknuti značajnu ulogu samokritičnosti i samoohrabivanja u terapijskim procesima kod različitih poremećaja (poremećaja hranjenja, depresije, anksioznosti) te važnost razmatranja njihove izraženosti.

2. Opis upitnika

Upitnik samokritičnosti i samoohrabivanja autora Gilberta i suradnika (2004) namijenjen je procjenjivanju samokritičnosti osobe i sposobnosti samoohrabivanja. Upitnik je za potrebe ovoga istraživanja preveden s engleskoga na hrvatski jezik od strane triju nezavisnih prevoditelja te je konsenzusom dogovoren konačan prijevod čestica. Upitnik se sastoji od ukupno 22 čestice raspoređene u 3 subskale. Dvije subskale odnose se na samokritičnost: neadekvatan self (eng. *inadequate self*), koji se usmjerava na osjećaj osobne neadekvatnosti (ukupno 9 čestica, primjer: „Lako se razočaram u sebe.“), i nevoljeni self (eng. *hated self*), koji mjeri želju za ranjavanjem ili mučenjem sebe (ukupno 5 čestica, primjer: „Postanem toliko ljut na sebe da se želim ozlijediti.“). Treća se subskala odnosi na samoohrabivanje (eng. *reassure self*), odnosno ohrabivanje i podržavanje sebe u različitim životnim situacijama i događajima (ukupno 8 čestica, primjer: „Lako mi je voljeti samoga/samu sebe.“). Odgovori se daju na ljestvici procjene od 5 stupnjeva (od 0 do 4) (0 = „Uopće se ne odnosi na mene“; 1 = „Malo se odnosi na mene“; 2 = „Donekle se odnosi na mene“; 3 = „Uglavnom se odnosi na mene“; 4 = „U potpunosti se odnosi na mene“).

Ukupni se rezultat može izračunati na osnovi prosjeka pripadajućih čestica za pojedine subskale. Teoretski rasponi rezultata na trima subskalama kreću se između nula i četiri, pri čemu viši rezultat ukazuje na višu razinu samokritičnosti (kod subskala neadekvatnoga i nevoljenoga selfa), dok kod subskale samoohrabivanja viši rezultat ukazuje na višu razinu ohrabivanja i podržavanja samoga sebe.

Tablica 1. Redni broj tvrdnji i njihova pripadnost pojedinoj subskali samokritičnosti i samoohrabrivanja

	Ukupni broj tvrdnji (22)	Pripadajuće tvrdnje
<i>Neadekvatan self</i>	9	1, 2, 4, 6, 7, 14, 17, 18, 20
<i>Nevoljeni self</i>	5	9, 10, 12, 15, 22
<i>Samoohrabrivanje</i>	8	3, 5, 8, 11, 13, 16, 19, 21

3. Opis uzorka

Validacija hrvatske verzije *Upitnika samokritičnosti i samoohrabrivanja* provedena je na prigodnome uzorku od 302 ispitanice u dobi od 18 do 29 godina, prosječne dobi 22 godine ($M = 22.64$, $SD = 2.70$). Istraživanje je provedeno tijekom ožujka, travnja i svibnja 2016. godine primjenom internetskoga upitnika koji je kreiran pomoću mrežne aplikacije Google Docs. U istraživanju su sudjelovale samo žene s obzirom na to da se istraživanje u sklopu kojega su prikupljeni podaci bavilo odrednicama navika hranjenja isključivo kod žena.

4. Psihometrijska svojstva upitnika

4.1. Faktorska struktura

Kako bi se provjerila latentna struktura *Upitnika samokritičnosti i samoohrabrivanja*, provedena je konfirmatorna faktorska analiza u programu Mplus 6.11 (Muthen i Muthen, 2014). Za procjenu parametara korišten je algoritam maksimalne vjerojatnosti (eng. *maximum likelihood estimation method – ML*). 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 (*Comparative Fit Index*), TLI (*Tucker – Lewis Index*), RMSEA (*Root Mean Square Error Approximation*) i SRMR (*Standardized Root Mean Square*). Vrijednosti CFI i TLI jednake ili veće od .90 (Marsh, Balla i McDonald, 1988), vrijednosti SRMR i RMSEA 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 ukazuju na prihvatljivo pristajanje modela podacima (Brown, 2006; Hu i Bentler, 1999; Tabachnick i Fidell, 2007).

U provođenju konfirmatorne faktorske analize *Upitnika samokritičnosti i samoohrabrivanja* tri faktora (neadekvatan self, nevoljeni self i samoohrabrivanje) predstavljala su latentne varijable, a njima pripadajuće čestice ($n = 22$) njihove indikatore. Provjerom omjera broja sudionika u istraživanju s obzirom na broj čestica (najmanje 5:1, Bryant i Yarnold, 1995) zadovoljen je uvjet za provedbu faktorske analize te je omogućena provjera multifaktorskoga modela koji je sadržavao 22 čestice i za koji je pretpostavljena projekcija na tri faktora. Rezultati konfirmatorne faktorske analize prikazani su u Tablici 2.

Tablica 2. Indeksi slaganja modela s podacima ($N = 302$)

Indeksi slaganja	χ^2	χ^2/df	CFI	TLI	RMSEA (90% C.I.)	SRMR
	585.26*	2.84	.91	.90	.08	.06

* $p < .01$

Rezultati konfirmatorne faktorske analize ukazuju na dobro pristajanje pretpostavljenoga modela podacima. Ističe se da je omjer hi-kvadrata i broja stupnjeva slobode manji od 3 te da se vrijednosti RMSEA i SRMR kreću u rasponu od .05 do .10. Također, vrijednosti inkrementalnih indeksa slaganja (CFI i TLI) ukazuju na dobro pristajanje modela. Sugerirane su neke modifikacije kako bi došlo do poboljšanja slaganja modela s podacima. U ovom slučaju indeksi modifikacije sugerirali su uvođenje korelacije reziduala određenih čestica. Međutim, njihova je vrijednost bila niska te nije postojao niti jedan indeks koji jako odstupa od ostalih. Također je moguće da su modifikacije koje je program predložio vezane uz karakteristike uzorka ovoga istraživanja kao i uz sam sadržaj čestica. S obzirom na sve navedeno, odlučeno je da se ne provodi dodatna modifikacija modela. Sve čestice u modelu bile su zadovoljavajuće visoko zasićene pretpostavljenim faktorom (veće od .50; Brown, 2006). Rezultati konfirmatorne faktorske analize opisanoga trofaktorskog modela nalaze se u Tablici 3.

Tablica 3. Rezultati konfirmatorne faktorske analize trofaktorskog modela samokritičnosti i samoohrabrivanja

<i>Čestice</i>	<i>Standardizirana faktorska zasićenja*</i>
<i>Faktor 1. Neadekvatan self</i>	
Lako se razočaram u sebe.	.82
Postoji dio mene koji me ponižava.	.89
Teško mogu kontrolirati ljutnju i frustraciju prema sebi.	.78
Postoji dio mene koji osjeća da nisam dovoljno dobar/dobra.	.85
Osjećam se poraženim/poraženom vlastitim samokritičnim mislima.	.89
Pamtim svoje neuspjehe i zadržavam se na njima.	.69
Ne mogu prihvatiti poraze i nazadovanja, a da se ne osjećam neadekvatnim/neadekvatnom.	.65
Mislim da zaslužujem vlastiti samokriticizam.	.64
Postoji dio mene koji se želi riješiti onoga što mi se ne sviđa na meni.	.55
<i>Faktor 2. Nevoljeni self</i>	
Ponekad postajem tako ljut/ljuta na sebe da se želim povrijediti ili ozlijediti.	.70
Gadim se samom/samoj sebi	.82
Prestao/prestala sam se brinuti o samom/samoj sebi.	.56
Vrijedam samoga/samu sebe.	.85
Ne sviđa mi se biti ja.	.85
<i>Faktor 3. Samoohrabrivanje</i>	
Mogu se sjetiti pozitivnih stvari o sebi.	.70
Mogu lako oprostiti sebi.	.53
Sviđa mi se biti ja.	.86
Još uvijek se osjećam kao simpatična i prihvatljiva osoba.	.73
Lako mi je voljeti samoga/samu sebe.	.83
Nježan/Nježna sam i podržavajući/podržavajuća prema samom/samoj sebi.	.76
Mogu se brinuti i paziti na samoga/samu sebe.	.62
Ohrabrujem samoga/samu sebe za budućnost.	.57

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

U svrhu utvrđivanja valjanosti upitnika provjerene su međusobne korelacije subskala kreiranih na osnovi faktorske strukture. Dobiveni obrasci korelacija (prikazani u Tablici 4) značajni su, umjereni do visoki. Preciznije su utvrđene pozitivne korelacije između nevoljenoga i neadekvatnoga selfa te negativne korelacije navedenih subskala s faktorom samoohrabrivanja. Iz Tablice 5 vidljivo je da među subskalama neadekvatnoga i nevoljenoga selfa postoji visoka pozitivna povezanost koja ukazuje na

slabu diskriminativnu valjanost ovih dvaju faktora. Međutim, ovakvi odnosi navedenih subskala prisutni su i u drugim istraživanjima (Castilho i sur., 2015; Kupeli i sur., 2012) kao i u istraživanju autora upitnika (Gilbert i sur., 2004). S druge strane, postoje umjerene i negativne povezanosti samoohrabrivanja s neadekvatnim i nevoljenim selfom koje ukazuju na to da osobe više razine neadekvatnosti i mržnje prema sebi nemaju razvijene osjećaje ohrabriranja i ljubavi prema sebi.

Tablica 4. Interkorelacije subskala *Upitnika samokritičnosti i samoohrabrivanja*

	<i>Neadekvatan self</i>	<i>Nevoljeni self</i>	<i>Ohrabrujući self</i>
<i>Neadekvatan self</i>	-		
<i>Nevoljeni self</i>	.87*	-	
<i>Samoohrabrivanje</i>	-.63*	-.68*	-

* $p < .001$

Zaključno, konfirmatornom faktorskom analizom potvrđena su tri faktora koja ukazuju na mogućnost zasebnoga razlikovanja unutar samokritičnosti faktora neadekvatnoga selfa (koji se odnosi na osjećaje razočaranja i neadekvatnosti) i faktora nevoljenoga selfa (koji se temelji na sržbi i gađenju prema samom sebi). Međutim, važno je istaknuti da su dimenzije neadekvatnoga i nevoljenoga selfa visoko povezane, što sugerira da u osnovi čine jedinstvenu dimenziju.

4.2. Osjetljivost

U Tablici 5 prikazani su osnovni deskriptivni parametri subskala *Upitnika samokritičnosti i samoohrabrivanja*. Utvrđeni osnovni deskriptivni parametri (raspon rezultata i standardna devijacija) upućuju na dobru osjetljivost zasebnih subskala. Provjeren je oblik distribucije rezultata na pojedinim subskalama Kolmogorov-Smirnovljevim testom, kojim je utvrđeno da distribucija rezultata statistički značajno odstupa od normalne na subskali nevoljenoga selfa i samoohrabrivanja ($p < .01$). Rezultati na subskali nevoljenoga selfa pokazuju tendenciju grupiranja oko nižih vrijednosti, tj. na pozitivno asimetričnu distribuciju, dok na subskali samoohrabrivanja rezultati pokazuju tendenciju grupiranja oko viših vrijednosti, odnosno na negativno asimetričnu distribuciju. Provjerom indeksa asimetričnosti i spljoštenosti pojedinih subskala utvrđeno je da 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). Distribucije rezultata subskale neadekvatnoga selfa ne odstupaju značajno od normalne distribucije (Tablica 4).

Tablica 5. Deskriptivni parametri pojedinih subskala *Upitnika samokritičnosti i samoohrabrivanja* ($N = 302$)

Subskala	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>C</i>	<i>SD</i>	<i>Raspon dobivenih rezultata</i>	<i>Kolmogorov-Smirnovljevi D</i>	<i>Indeks asimetričnosti (st.pog)</i>	<i>Indeks spljoštenosti (st.pog)</i>	<i>a</i>
<i>Neadekvatan self</i>	9	1.87	1.89	0.98	0-4	0.07	0.07 (0.14)	-0.91 (0.28)	.92
<i>Nevoljeni self</i>	5	0.85	0.40	1.01	0-4	0.21*	1.17 (0.14)	0.22 (0.28)	.87
<i>Samoohrabrivanje</i>	8	2.74	2.74	0.79	0-4	0.10*	-0.68 (0.14)	0.10 (.28)	.89

Legenda: *n* – broj čestica, *M* – aritmetička sredina, *C* – medijan, *SD* – standardna devijacija, * $p < .01$

4.3. Pouzdanost

Pouzdanosti tipa unutarnje konzistencije upućuju na relativno dobru pouzdanost zasebnih subskala. Dobiveni rezultati analize pouzdanosti ukazuju na to da su *Cronbachove alfa* vrijednosti zadovoljavajuće visoke, odnosno iznose .92 za subskalu neadekvatnoga selfa, .87 za subskalu nevoljenoga selfa, dok za subskalu samoohrabivanja iznose .89 (Tablica 4). Dobivene visoke vrijednosti *Cronbachovih alfa* koeficijenata pojedinih subskala navode i autori upitnika; visokih .90 za neadekvatan self te .96 za nevoljeni self i samoohrabivanje (Gilbert i sur., 2004).

4.4. Kriterijska valjanost

U prilog kriterijskoj valjanosti *Upitnika samokritičnosti i samoohrabivanja* navedeni su koeficijenti korelacija utvrđeni između pojedinih subskala upitnika i kompulzivnoga prejedanja, emocionalne regulacije i kontrole te uzbuđenja zbog negativnoga raspoloženja utvrđenih u istraživanju Božić (2017). Rezultati odnosa navedenih varijabli prikazani su u Tablici 6.

Tablica 6. Korelacije subskala *Upitnika samokritičnosti i samoohrabivanja* s vanjskim varijablama ($N = 302$)

	Kompulzivno Prejedanje	Emocionalna regulacija i kontrola	Uzbuđenje zbog negativnoga raspoloženja
<i>Neadekvatan self</i>	.55**	-.64*	.58*
<i>Nevoljeni self</i>	.63**	-.56*	.54
<i>Samoohrabivanje</i>	-.46**	.38*	-.42**

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

78

Rezultati pokazuju da osobe koje se lako razočaraju u sebe kao i one koje osjećaju gađenje i mržnju prema sebi iskazuju veću zastupljenost kompulzivnoga prejedanja. S druge strane, one osobe koje su prema sebi ohrabrujuće, nježne i podržavajuće manje su sklone kompulzivnom prejedanju. Nadalje, osobe koje imaju veću sposobnost kontrole vlastitih negativnih emocija iskazuju niže razine neadekvatnoga i nevoljenoga selfa te više razine samoohrabivanja. Također, razina uzbuđenja zbog negativnoga raspoloženja značajno je pozitivno povezana s razinom neadekvatnoga i nevoljenoga selfa, dok je značajno negativno povezana sa samoohrabivanjem. Navedeni rezultati ukazuju na to da osobe koje su sklonije impulzivnom djelovanju u situacijama negativnoga raspoloženja iskazuju i veće razine mržnje, frustracije i neadekvatnosti, a niže razine samoohrabivanja (Božić, 2017).

Zaključno, na temelju provedene konfirmatorne faktorske analize može se utvrditi da *Upitnik samokritičnosti i samoohrabivanja* sadrži 22 čestice raspodijeljene u 3 faktora: neadekvatni self, nevoljeni self i samoohrabivanje. Općenito, može se zaključiti da utvrđeni indikatori pouzdanosti i valjanosti *Upitnika samokritičnosti i samoohrabivanja* upućuju na dobre metrijske karakteristike i korisnost primjene ovoga upitnika u budućim istraživanjima.

5. Literatura

- Birchwood, M., Meaden, A., Trower, P., Gilbert, P. i Plaistow, J. (2000). The power and omnipotence of voices: Subordination and entrapment by voices and significant others. *Psychological Medicine*, 30, 337–344.
- Blatt, S. J. (2004). *Experiences of depression: Theoretical, clinical and research perspectives*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Božić, D. (2017). *Osobne odrednice kompulzivnog prejedanja*. Diplomski rad. Odjel za psihologiju, Sveučilište u Zadru.
- 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). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guilford Press.
- Bryant F. B. i Yarnold P. R. (1995). Principal-components analysis and exploratory and confirmatory factor analysis. U: L. G. Grimm i P. R. Yarnold (Ur.), *Reading and understanding multivariate statistics* (str. 99–136). Washington, DC: American Psychological Association.
- Castilho, P., Pinto-Gouveia, J. i Duarte, J. (2015). Exploring self-criticism: Confirmatory Factor Analysis of FSCRS in clinical and nonclinical samples. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 22, 153–164.
- Dunkley, D. M. i Grilo C. M. (2007). Self-criticism, low self-esteem, depressive symptoms, and overevaluation of shape and weight in binge eating disorder patients. *Behaviour Research and Therapy*, 45, 139–149
- Dunkley, D. M., Zuroff, D. C. i Blankstein, K. R. (2003). Selfcritical perfectionism and daily affect: Dispositional and situational influences on stress and coping. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84, 234–252.
- Gilbert, P., Baldwin, M. W., Irons, C., Baccus, J. R. i Palmer, M. (2006). Self-criticism and self-warmth: An imagery study exploring their relation to depression. *Journal of Cognitive Psychotherapy: An International Quarter*, 20(2), 183–200.
- Gilbert, P., Clarke, M., Hempel, S., Miles, J. i Irons, C. (2004). Criticizing and reassuring oneself: An exploration of forms, styles and reasons in female students. *British Journal of Clinical Psychology*, 43, 31–50.
- Gilbert, J., Stubbs, R. J., Gale, C., Dunk, L. i Thomson, L. (2014). A qualitative study of understanding and use of „compassion focused coping strategies“ in people who suffer from weight difficulties. *Journal of Compassionate Health Care*, 1–9.
- 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.
- Kupeli, N., Chilcot, J., Schmidt, U. H., Campbell, I. C. i Troop, N. A. (2012). A confirmatory factor analysis and validation of the Forms of Self-criticism/Self reassurance Scale. *British Journal of Clinical Psychology*, 51(1), 12–25.
- 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.
- Muthen, L. K. i Muthen, B. O. (2014). *Mplus user's guide*, (7th ed.). Los Angeles, CA: Muthen& Muthen.
- Shahar, B., Szepsenwol O., Zilcha – Mano, S., Haim, N., Zamir, O., Levi – Yeshivi, S. i Levit - Binnun, N. (2015). A wait-list randomized controlled trial of loving-kindness meditation programme for self-criticism. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 22(4), 346–356.
- Tabachnick, B. G. i Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics*. Boston: Allyn and Bacon.

Sljedeće tvrdnje odnose se na Vaše uobičajene osjećaje i razmišljanje koje možete imati o sebi. Na priloženoj ljestvici procijenite koliko se slažete sa svakom tvrdnjom. Brojevi imaju sljedeća značenja:

0	1	2	3	4
Uopće se ne odnosi na mene	Malo se odnosi na mene	Donekle se odnosi na mene	Uglavnom se odnosi na mene	U potpunosti se odnosi na mene

1. Lako se razočaram u sebe.	0	1	2	3	4
2. Postoji dio mene koji me ponižava.	0	1	2	3	4
3. Mogu se sjetiti pozitivnih stvari o sebi.	0	1	2	3	4
4. Teško mogu kontrolirati ljutnju i frustraciju prema sebi.	0	1	2	3	4
5. Mogu lako oprostiti sebi.	0	1	2	3	4
6. Postoji dio mene koji osjeća da nisam dovoljno dobar/dobra.	0	1	2	3	4
7. Osjećam se poraženim/poraženom vlastitim samokritičnim mislima.	0	1	2	3	4
8. Sviđa mi se biti ja.	0	1	2	3	4
9. Ponekad postajem tako ljut/ljuta na sebe da se želim povrijediti ili ozlijediti.	0	1	2	3	4
10. Gadim se samom/samoj sebi.	0	1	2	3	4
11. Još uvijek se osjećam kao simpatična i prihvatljiva osoba.	0	1	2	3	4
12. Prestao/prestala sam se brinuti o samom/samoj sebi.	0	1	2	3	4
13. Lako mi je voljeti samoga/samu sebe.	0	1	2	3	4
14. Pamtim svoje neuspjehe i zadržavam se na njima.	0	1	2	3	4
15. Vrijeđam samoga/samu sebe.	0	1	2	3	4
16. Nježan/Nježna sam i podržavajući/podržavajuća prema samom/samoj sebi.	0	1	2	3	4
17. Ne mogu prihvatiti poraze i nazadovanja, a da se ne osjećam neadekvatnim/neadekvatnom.	0	1	2	3	4
18. Mislim da zaslužujem vlastiti samokriticizam.	0	1	2	3	4
19. Mogu se brinuti i paziti na samoga/samu sebe.	0	1	2	3	4
20. Postoji dio mene koji se želi riješiti onoga što mi se ne sviđa na meni.	0	1	2	3	4
21. Ohrabrujem samoga/samu sebe za budućnost.	0	1	2	3	4
22. Ne sviđa mi se biti ja.	0	1	2	3	4

Imenik autora
*(Abecednim sljedom prikazane su adrese priređivača
prikaza instrumenata uključenih u Zbirku)*

Danijela Božić

Šemovec, Srednja 50
42 202 Trnovec Bartolovečki, Hrvatska
e-mail: danijelabožic13@gmail.com

Irena Burić

Odjel za psihologiju, Sveučilište u Zadru
Obala kralja Petra Krešimira IV. 2
23 000 Zadar, Hrvatska
e-mail: buric.irena@gmail.com

Arta Dodaj

Odjel za psihologiju, Sveučilište u Zadru
Obala kralja Petra Krešimira IV. 2
23 000 Zadar, Hrvatska
e-mail: artadodaj@gmail.com

Ivana Garilović

Kutjevo d.d.
Kralja Tomislava 1
34 340 Kutjevo
e-mail: ivana.garilovic@kutjevo.com

Ljiljana Gregov

Odjel za psihologiju, Sveučilište u Zadru
Obala kralja Petra Krešimira IV. 2
23 000 Zadar, Hrvatska
e-mail: ljgregov@unizd.hr

Petra Kasap

Odjel za psihologiju, Sveučilište u Zadru
Obala kralja Petra Krešimira IV. 2
23 000 Zadar, Hrvatska
e-mail: petra_kasap@hotmail.com

Ivana Macuka

Odjel za psihologiju, Sveučilište u Zadru
Obala kralja Petra Krešimira IV. 2
23 000 Zadar, Hrvatska
e-mail: imorand@unizd.hr

Nikolina Moretić

Odjel za psihologiju, Sveučilište u Zadru
Obala kralja Petra Krešimira IV. 2
23 000 Zadar, Hrvatska
e-mail: nikolina.moretic@gmail.com

Matilda Nikolić

Odjel za psihologiju, Sveučilište u Zadru
Obala kralja Petra Krešimira IV. 2
23 000 Zadar, Hrvatska
e-mail: mnikolic@unizd.hr

Jelena Ombla

Odjel za psihologiju, Sveučilište u Zadru
Obala kralja Petra Krešimira IV. 2
23 000 Zadar, Hrvatska
e-mail: jlevac@unizd.hr

Ana Proroković

Odjel za psihologiju, Sveučilište u Zadru
Obala kralja Petra Krešimira IV. 2
23 000 Zadar, Hrvatska
e-mail: aprorok@unizd.hr

Kristina Sesar

Dom zdravlja Široki Brijeg
Centar za mentalno zdravlje Široki Brijeg
Dr. J. Grubišića 11
88 220 Široki Brijeg, Bosna i Hercegovina
e-mail: ksesar@gmail.com

Ana Slišković

Odjel za psihologiju, Sveučilište u Zadru
Obala kralja Petra Krešimira IV. 2
23 000 Zadar, Hrvatska
e-mail: aslavic@unizd.hr

Lidija Soldo

Sv. Leopolda Mandića 3
34 000 Požega, Hrvatska
e-mail: lidija.soldo5@gmail.com

Andrea Tokić

Odjel za psihologiju, Sveučilište u Zadru
Obala kralja Petra Krešimira IV. 2
23 000 Zadar, Hrvatska
e-mail: apupic@gmail.com

Marina Vidaković

Odjel za psihologiju, Sveučilište u Zadru
Obala kralja Petra Krešimira IV. 2
23 000 Zadar, Hrvatska
e-mail: mjurkin@unizd.hr

Anita Vulić-Prtorić

Odjel za psihologiju, Sveučilište u Zadru
Obala kralja Petra Krešimira IV. 2
23 000 Zadar, Hrvatska
e-mail: avulic@unizd.hr

Izdavač / Publisher
Sveučilište u Zadru / *University of Zadar*

Adresa uredništva / Address
Odjel za psihologiju, Sveučilište u Zadru
Obala kralja Petra Krešimira IV. 2
Zadar, Hrvatska / *Croatia*
Tel: +385 (0)23/200-625

Računalni slog / Layout
Zvezdan Penezić

Naklada / Print run
150 primjeraka / 150 copies

Tisak / Printed by