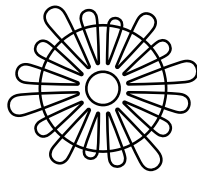


**Ana Šimunić
Marina Nekić
Jelena Ombla
Andrea Tokić
Marina Vidaković**

ZBIRKA PSIHOLOGIJSKIH SKALA I UPITNIKA

Svezak 13



mp morepress
morepress.unizg.hr

Zadar, 2026.

Nakladnik
Sveučilište u Zadru

Za nakladnika
Josip Faričić, rektor

Povjerenstvo za izdavačku djelatnost
Lena Mirošević, predsjednica

Glavna i odgovorna urednica
Ana Šimunić

Uredništvo
Ana Šimunić, Marina Nekić, Jelena Ombla, Andrea Tokić, Marina Vidaković

Recenzenti
Iva Šverko
Ivan Buljan

Lektor
Eda Šarić

CIP zapis je dostupan u nacionalnom skupnom katalogu knjižničnog sustava
Bukinet (katalog.bukinet.hr) pod brojem 991005963587909366.

ISBN 953-6721-04-X (cjelina)
ISBN 978-953-331-626-0 (svezak 13 - tiskano izdanje)
ISBN 978-953-331-627-7 (svezak 13 - online izdanje)



SADRŽAJ

Predgovor	5
Skala povezanosti s prirodom <i>Ana Šimunić i Anđela Šalov</i>	7
Lista kontakata i aktivnosti primjećivanja prirode <i>Ana Šimunić, Anđela Šalov i Noa Janžić</i>	19
Upitnik percepcije kvalitete zdravstvenih usluga <i>Ana Proroković i Maja Svegli Đapo</i>	33
Skala žaljenja zbog roditeljstva <i>Ivana Macuka i Neda Jukić</i>	41
Skala racionalnih i intuitivnih stilova odlučivanja <i>Pavle Valerjev i Marin Dujmović</i>	51
Inventar stresa školskih psihologa/stručnih suradnika <i>Izabela Sorić</i>	63
Skala povratnih informacija učeniku <i>Lozena Ivanov i Izabela Sorić</i>	83
Skala socijalne participacije starijih osoba <i>Ivana Tucak Junaković</i>	97
Kratka skala centralnosti događaja (CES-7) <i>Anđela Šikić i Nataša Šimić</i>	107
Skala problematičnog korištenja mobitela <i>Nataša Šimić i Dominik Katuša</i>	119
Strah od propuštanja na poslu (WFoMO) <i>Anamaria Mihatov i Andrea Tokić</i>	127
Skala duhovnog zdravlja i životne orijentacije <i>Marina Nekić, Krešimir Jakšić i Mirna Modrić</i>	133

Nova skala emocionalne i seksualne nevjere <i>Magdalena Batinović, Marina Nekić i Krešimir Jakšić</i>	145
Upitnik aktivnog i pasivnog sekstinga <i>Arta Dodaj, Kristina Sesar, Krešimir Prijatelj, Antonela Marković, Bruno Barać, Iva Vidović, Đani Škara, Marija Gradečak, Roma Đurić, Maja Kralj-Stančec, Silvana Vitez, Jasna Miličević, Monika Šego Bošnjak, Ana Horvat, Viktorija Hrga, Damir Posavec, Sanja Ajman Filipčić, Tea Milinović, Marina Sokol, Leonarda Bosilj, Mirjana Škoda, Maja Fabijanić i Irena Užović</i>	155
Imenik autora	164

Predgovor

Trinaesti svezak *Zbirke psihologijskih skala i upitnika* nastavak je dugogodišnje tradicije predstavljanja znanstvenog rada nastavnika Odjela za psihologiju Sveučilišta u Zadru. Riječ je o jedinstvenoj publikaciji u Hrvatskoj koja različitim korisnicima psihologijske struke omogućuje pristup mjernim instrumentima. Zbog raznolikosti prikazanih skala i upitnika, publikacija je zanimljiva ne samo znanstvenicima nego i stručnjacima iz prakse u različitim sustavima, uključujući odgoj i obrazovanje, socijalnu skrb, zdravstvo, ljudske resurse i sl. Posebno je vrijedna studentima psihologije, koji u njoj mogu pronaći instrument za potrebe završnog ili diplomskog rada, ali i svima koji žele pratiti recentna psihologijska istraživanja te nove konstrukte u različitim područjima psihologije.

Sadržaj trinaestog sveska *Zbirke psihologijskih skala i upitnika* odražava tematsku raznolikost kroz 14 priloga koji obuhvaćaju različita područja psihologije (školska/edukacijska psihologija, klinička i zdravstvena psihologija, organizacijska psihologija, ekološka psihologija i dr.). Upitnici i skale namijenjeni su mjerenju konstrukata u različitim populacijama, od djece i adolescenata do osoba starije životne dobi. U izradu priloga ovog sveska bilo je uključeno ukupno trinaest nastavnika Odjela za psihologiju Sveučilišta u Zadru. Svaki prilog sadrži teorijsku osnovu konstrukta, opis mjernog instrumenta (uključujući način primjene i bodovanja), prikaz uzoraka na kojima je instrument primijenjen, psihometrijska svojstva instrumenta te popis literature. Na kraju svakog priloga nalazi se mjerni instrument u cijelosti s pripadajućom uputom za primjenu, dostupan bez naknade za korištenje.

Prilozi obuhvaćaju novokonstruirane upitnike te adaptacije već postojećih mjernih instrumenata na drugim jezicima. Instrumenti su ili javno dostupni za istraživačke svrhe ili je za njihovu adaptaciju i objavljivanje osigurana suglasnost autora izvornih skala i upitnika. Konkretno, pet priloga odnosi se na prikaz izvornih instrumenata koje su konstruirali autori priloga i njihovi suradnici u okviru širega znanstvenog rada, zbog čega predstavljaju autorsko djelo (*Upitnik percepcije kvalitete zdravstvenih usluga, Skala povratnih informacija učeniku, Nova skala emocionalne i seksualne nevjere, Upitnik aktivnog i pasivnog sekstinga*). Preostalih deset priloga prikazuje adaptirane verzije postojećih instrumenata na drugim jezicima, za koje su autori priloga pribavili suglasnost autora izvorne verzije (*Skala povezanosti s prirodom, Lista kontakata i aktivnosti primjećivanja prirode, Skala žaljenja zbog roditeljstva, Skala racionalnih i intuitivnih stilova odlučivanja, Inventar stresa školskih psihologa/stručnih suradnika, Kratka skala centralnosti događaja (CES-7), Skala problematičnog korištenja mobitela, Strah od propuštanja na poslu (WFoMO), Skala duhovnog zdravlja i životne orijentacije*).

Vjerujemo da prilozi u ovome, trinaestom svesku *Zbirke psihologijskih skala i upitnika* mogu biti korisni psiholozima u njihovim budućim znanstvenim, nastavnim i stručnim aktivnostima. Zahvaljujemo svim autorima priloga, a posebno recenzentima, koji su svojim vrijednim sugestijama znatno pridonijeli kvaliteti ovog izdanja.

Uredništvo

Skala povezanosti s prirodom¹

Izvorni instrument: *Connectedness to Nature Scale* (CNS; Mayer i Frantz, 2004)
Adaptirale i priredile: Ana Šimunić i Anđela Šalov

1. Teorijska osnova

Povezanost s prirodom kao konstrukt proizlazi iz hipoteze o biofiliji koja opisuje duboko urođenu tendenciju ljudi za povezivanje s prirodom koja je prisutna zbog evolucijske povijesti čovjeka te činjenice kako je čovječanstvo tijekom čitave povijesti bilo okruženo prirodom i o njoj ovisilo (Wilson, 1984). Potvrda hipoteze o biofiliji očituje se i danas u posjetima parkovima, šumama, planinama i ostalim područjima gdje ljudi mogu uživati u blagodatima prirode. Konstrukt povezanosti s prirodom odnosi se na iskustvenu povezanost s prirodom i njezinu afektivnu, subjektivnu evaluaciju (Capaldi i sur., 2014; Nisbet i sur., 2009; Mayer i Frantz, 2004). Ovisno o specifičnoj operacionalizaciji, može se poimati i kao osjećaj srodnosti s prirodom (Nisbet i sur., 2009), uključivanje prirode u samopoimanje (Schultz, 2002), ekološki identitet (Clayton, 2003) ili emocionalna sklonost prema prirodi (Kals i sur., 1999). Povezanost s prirodom pokazala se iznimno važnom u kontekstu današnjega uurbanog načina života kada su ljudi sve udaljeniji od prirode, a time trpe brojne negativne posljedice poput narušene dobrobiti, ali i smanjene spremnosti za očuvanje okoliša (Chang i sur., 2024; Soga i Gaston, 2016). Stoga se upravo konstrukt povezanosti s prirodom pokazao kao ključan čimbenik na koji se važno usmjeriti s ciljem unapređenja zdravlja i dobrobiti čovjeka, ali i okoliša (npr. Martin i sur., 2020, Richardson i sur., 2020, Schultz, 2002) jer su povezanost s prirodom i shvaćanje da su dobrobit čovjeka i dobrobit prirode međusobno ovisne jedna o drugoj preduvjeti motivacije za zaštitu i očuvanje okoliša (Richardson i sur., 2025).

Skala koja je u dosadašnjim istraživanjima široko korišten alat za mjerenje povezanosti čovjeka s prirodom jest skala s 14 tvrdnji koju su originalno konstruirali Mayer i Frantz (2004; *Connectedness to Nature Scale*, CNS-14). Skala je razvijena na temelju teorijskog shvaćanja povezanosti s prirodom kao afektivnog i identitetskog konstrukta. Početni skup više od 20 tvrdnji autori su generirali teorijski, tako da zahvaćaju osjećaj jedinstva s prirodom, percepciju prirode kao dijela identiteta, emocionalnu reakciju na štetu prirodi, doživljaj međupovezanosti svih živih bića. Namjerno su izbjegnute ponašajne čestice kako bi se razlikovala povezanost (kao unutarnji doživljaj) od prookolišnog ponašanja. Autori su reducirali skalu na 14 tvrdnji primjenom eksploratorne faktorske analize, pri čemu je potvrđena jednofaktorska struktura skale i dobra unutarnja konzistentnost ($\alpha \approx .84$). Faktor je interpretiran kao opća emocionalna povezanost s prirodom. Jednofaktorski model bio je teorijski opravdan jer su autori konstrukt shvaćali kao globalni afektivni doživljaj, a ne skup odvojenih dimenzija. Poslije je predložena i skraćena verzija skale sa 7 tvrdnji na temelju pristupa teorije odgovora na zadatke (IRT) u radu Pasca i suradnici (2017; CNS-7) zbog svoje veće diskriminativnosti sudionika i učinkovitosti u bilježenju misli i osjećaja sudionika u kraćem vremenu, bez ugrožavanja psihometrijskih svojstava. Jednofaktorska struktura ovih verzija skale povezanosti s prirodom, konstruktnu i prediktivnu valjanost skale u odnosu na prookolišne stavove, namjere i dobrobit, a i prednost skraćene verzije skale utvrđeni su u kasnijim istraživanjima na više jezika (npr., Lovati i sur., 2023; Rosa i sur., 2022), pa i hrvatskome (Anđić i Šuperina, 2021; Swami i sur., 2024). Obje su verzije validirane zbog svoje pouzdanosti i valjanosti, što ih čini prikladnim za istraživanje i praktičnu primjenu u razumijevanju i promicanju snažne povezanosti s prirodom. U ovom je radu dan prikaz dulje i kraće verzije Skale povezanosti s prirodom i psihometrijska svojstva takvih verzija skale.

1 Ovaj upitnik predstavlja prijevod i adaptaciju engleske verzije upitnika (CNS) objavljene u radu Mayer i Frantz (2004). Prikazana hrvatska verzija upitnika je slobodna za upotrebu uz navođenje autora originalne skale i autora ovog priloga.

2. Opis skale

Skala povezanosti s prirodom (Connectedness to Nature Scale; CNS; Mayer i Frantz, 2004) jest skala jednodimenzijske strukture s ukupno 14 tvrdnji. Skala se može upotrijebiti i u skraćenoj verziji od 7 tvrdnji (Pasca i sur., 2017) koristeći se tvrdnjama pod brojevima 2, 5, 6, 7, 9, 10 i 11. U ovom je radu prikazana i validacija verzije skale s 13 tvrdnji, odnosno bez tvrdnje 12 zbog nedostatne valjanosti tvrdnje. Sudionici na skali od 1 do 5 procjenjuju svoj stupanj slaganja sa svakom od čestica pri čemu je 1 – izrazito se ne slažem, 5 – izrazito se slažem. Ukupan rezultat izražava se kao prosjek procjena na svim česticama nakon obrnutog bodovanja tvrdnji 4, 12 i 14. Viši rezultat upućuje na viši stupanj afektivne povezanosti pojedinca s prirodom. Skalu su na hrvatski jezik prevela dva nezavisna prevoditelja metodom povratnog prijevoda, a konačan je prijevod usuglašen među prevoditeljima i istraživačima.

3. Opis uzorka

Provjera psihometrijskih karakteristika hrvatske verzije Skale povezanosti s prirodom provedena je na uzorku od 210 sudionika, primjenom online Google obrasca. Većina sudionika bile su žene, njih 166, dok je muškaraca bilo 43, a rodno neopredijeljenih 1. Raspon dobi kretao se između 18 i 74 godine ($M = 44.1$, $SD = 13.8$). Većinom je riječ o osobama zaposlenim na puno radno vrijeme ($n = 133$), te osobama koje su završile diplomsku razinu studija ($n = 92$). Sastav kućanstva većine sudionika je takav da žive s odraslim osobama ($n = 104$) u visoko urbanim područjima ($n = 98$), a uglavnom su s područja Zadarske županije ($n = 44$) i grada Zagreba ($n = 43$).

4. Psihometrijska svojstva

4.1. Faktorska struktura

Kako bi se provjerila pretpostavljena jednofaktorska struktura Skale povezanosti s prirodom, provela se konfirmatorna faktorska analiza na duljoj i skraćenoj verziji Skale povezanosti s prirodom u statističkom programu JASP 0.95.3 (JASP Team, 2025). Prije provedbe testa provjereni su indeksi oblika distribucije rezultata na pojedinim tvrdnjama (Tablica 1), te je utvrđeno da su za većinu tvrdnji u prihvatljivom rasponu, odnosno indeksi asimetričnosti su u rasponu između -3 i 3, a spljoštenosti između -10 i 10 (Kline, 2016). Međutim, za tvrdnje 2 i 8 vrijednosti spljoštenosti prelaze navedeni raspon, no i dalje su u okviru prihvatljivog raspona prema Kline (2016). Uzimajući u obzir korištenu skalu procjene od 5 stupnjeva, procjene parametara obavljene su putem algoritma maksimalne vjerojatnosti s korekcijom standardne pogreške i vrijednosti hi-kvadrata koji uzima u obzir odstupanja od normalne distribucije i međuzavisnost opaženih rezultata (MLR – engl. Maximum Likelihood Robust). Kao pokazatelji slaganja modela s podacima korišteni su: omjer vrijednosti hi-kvadrata i stupnjeva slobode, CFI (engl. Comparative Fit Index), TLI (engl. Tucker-Lewis Indeks), RMSEA (engl. Root Mean Square Error Approximation) i SRMR (engl. Standardized Root Mean Square). Kriteriji prihvatljivosti indeksa slaganja modela bili su sljedeći: $\chi^2 / df < 5$ (Marsh i Hocevar, 1985); CFI i $TLI \geq .90$, $.05 \leq RMSEA \leq .08$; $SRMR \leq .05$ (Brown i Cudeck, 1993; Schumacker i Lomax, 2016). Hu i Bentler (1999) predlažu da SRMR može biti manji ili jednak .08. Također su korišteni informacijski kriteriji Akaike (AIC) i Bayesian (BIC) radi usporedbe konkurentskih modela, pri čemu manja vrijednost upućuje na bolji model.

Indeksi slaganja jednofaktorskog modela za dulju (CNS-14) i kraću verziju skale (CNS-7) bez dodatnih modifikacija prikazani su u Tablici 2, a standardizirana faktorska zasićenja prikazana su u Tablici 3. Vidljivo je nezadovoljavajuće, odnosno neznačajno zasićenje faktorom kod tvrdnje 12: Kad razmišljam o svom mjestu na Zemlji, smatram se najvišim članom hijerarhije koja postoji u prirodi. (.08), što upućuje na nedostatnu konstruktivnu valjanost te tvrdnje. Pretpostavljamo da je tvrdnja bila zbunjujuća te da nije bilo jasno sudionicima da se odnosi na promatranje ljudske vrste na vrhu hijerarhije među živim bićima u prirodi te da se originalna tvrdnja *When I think of my place on Earth, I consider myself to be a top member of a hierarchy that exists in nature* mogla drukčije prevesti. No, o niskoj faktorskoj saturaciji tvrdnje 12 izvijestili su i originalni autori skale Mayer i Frantz (2004). U kasnijim istraživanjima je iz istih razloga izbačena ova tvrdnja, radije nego revidirana, jer više mjeri antropocentrični odnosno ekocentrični pogled na položaj čovjeka u odnosu na prirodu u hijerarhiji bića na planetu Zemlji nego što mjeri povezanost s prirodom (Olivos i sur., 2011; Pasca i sur., 2017). Stoga je provedena i konfirmatorna faktorska analiza i na verziji skale bez navedene tvrdnje (CNS-13), a rezultati su prikazani u istim tablicama (Tablica 2, Tablica 3). Vidljivo je i niže zasićenje faktorom kod tvrdnje 14, no zadržana je zbog značajnosti i da se manje odstupa od do sad korištenih verzija skale. Evidentno je da indeksi slaganja modela s podacima i informacijski kriteriji upućuju na najbolje pristajanje verzije skale sa sedam tvrdnji (CNS-7). Za verzije skale s više tvrdnji se ne može, osim uvidom u hi-kvadrat test i ionako blagog postavljenog kriterija omjera vrijednosti hi-kvadrata i stupnjeva slobode, reći da ima zadovoljavajućeg pristajanja (Tablica 2). S obzirom na to da modifikacijski indeksi programa predlažu dodavanje korelacija među rezidualnim varijancama tvrdnji i da se smatraju teorijski opravdanim zbog istodobnosti mjerenja, provjereni su parametri i indeksi slaganja konfirmatornih modela uz njihovo dodavanje. Dodavane su rezidualne korelacije jedna po jedna sve dok nije bilo više modifikacijskih indeksa s vrijednošću većom od 10. Pazilo se pritom da se ne dodaju različite rezidualne korelacije kod različitih verzija, npr. kod CNS-7 predloženo je oslobađanje rezidualnih korelacija među tvrdnjama 6 i 7 i 10 i 11, te su iste dodavane kod verzija s više tvrdnji (ako su bile predložene), pa se dalje dodavalo prema drugim modifikacijskim indeksima. Riječ je o tvrdnjama koje su ili poredane jedna do druge ili dijele sličnu formulaciju („osjećam“, „povezanost“, „često“, „širi prirodni svijet“, „hijerarhija“). Dodane rezidualne korelacije i standardizirane procjene parametra modela prikazane su u Tablici 3, dok su indeksi slaganja ovih modela prikazani u donjem dijelu Tablice 2. Uvidom u rezultate može se tvrditi da se najmanje valjanom čini verzija skale sa svim tvrdnjama, nešto valjanijom verzija bez tvrdnje 12, a najveću faktorsku čistoću pokazuje kratka verzija sa sedam tvrdnji.

Tablica 1.*Deskriptivni opis tvrdnji Skale povezanosti s prirodom (N = 210)*

Čestice	<i>M</i>	<i>SD</i>	IA(SP)	IK(SP)
1. Često osjećam jedinstvo s prirodnim svijetom oko sebe.	4.26	0.90	-1.06(0.17)	0.49(0.33)
2. O prirodnom svijetu mislim kao o zajednici kojoj pripadam.	4.57	0.77	-2.01(0.17)	4.40(0.33)
3. Prepoznajem i cijenim inteligenciju drugih živih organizama.	4.68	0.57	-1.74(0.17)	2.84(0.33)
4. Često se osjećam nepovezano s prirodom. (R)	4.24	0.96	-1.22(0.17)	0.95(0.33)
5. Kad razmišljam o svom životu, zamišljam sebe kao dio većega neprekidnog životnog ciklusa.	4.20	1.00	-1.27(0.17)	1.28(0.33)
6. Često osjećam srodnost sa životinjama i biljkama.	3.94	1.09	-0.93(0.17)	0.22(0.33)
7. Osjećam se kao da pripadam Zemlji jednako kao i ona meni.	4.30	0.89	-1.29(0.17)	1.59(0.33)
8. Imam duboko razumijevanje o tome kako moji postupci utječu na prirodni svijet.	4.41	0.75	-1.40(0.17)	2.42(0.33)

Čestice	<i>M</i>	<i>SD</i>	IA(SP)	IK(SP)
9. Često se osjećam dijelom mreže života.	4.19	0.93	-1.18(0.17)	1.15(0.33)
10. Osjećam da svi stanovnici Zemlje, ljudi i drugi živi svijet, dijele zajedničku „životnu snagu“.	4.05	1.09	-0.97(0.17)	0.09(0.33)
11. Kao što drvo može biti dio šume, osjećam se uklopljeno u širi prirodni svijet.	4.19	0.89	-0.96(0.17)	0.41(0.33)
12. Kad razmišljam o svom mjestu na Zemlji, smatram se najvišim članom hijerarhije koja postoji u prirodi. (R)	3.36	1.27	-0.19(0.17)	-0.97(0.33)
13. Često se osjećam kao da sam samo mali dio prirodnog svijeta oko sebe i da nisam važniji od trave na tlu ili ptica na drveću.	3.73	1.18	-0.65(0.17)	-0.41(0.33)
14. Moja osobna dobrobit neovisna je o dobrobiti prirodnog svijeta. (R)	3.77	1.30	-0.80(0.17)	-0.47(0.33)

Napomena. IA – indeks asimetričnosti; IK – indeks kurtičnosti (spljoštenosti); SE – standardna pogreška

Tablica 2.

Indeksi pristajanja testiranih modela podacima prije i nakon dodavanja rezidualnih korelacija

	CNS-14	CNS-13	CNS-7
χ^2 (df)	363.64 (77)	318.88 (65)	64.19 (14)
CFI	.763	.784	.926
TLI	.720	.741	.889
RMSEA (90% C.I.)	.133 (.120, .147)	.136 (.122, .152)	.131 (.099, .164)
SRMR	.086	.083	.055
AIC	7134.28	6437.84	3390.24
BIC	7228.00	6524.86	3437.10
<i>Nakon dodavanja rezidualnih korelacija</i>			
χ^2 (df)	160.18 (69)	130.82 (58)	25.91 (12)
CFI	.925	.938	.979
TLI	.901	.917	.964
RMSEA (90% C.I.)	.079 (.063, .095)	.077 (.060, .095)	.074 (.034, .114)
SRMR	.064	.062	.039
AIC	6946.83	6263.77	3355.97
BIC	7067.32	6374.23	3409.52

Tablica 3.*Faktorska zasićenja čestica Skale povezanosti s prirodom prije i nakon dodavanja rezidualnih korelacija (rk) (N = 210)*

Čestice	Standardizirana faktorska zasićenja					
	CNS-14	CNS-14 (+ rk)	CNS-13	CNS-13 (+ rk)	CNS-7	CNS-7 (+ rk)
1. Često osjećam jedinstvo s prirodnim svijetom oko sebe.	.65***	.57***	.65***	.57***		
2. O prirodnom svijetu mislim kao o zajednici kojoj pripadam.	.63***	.56***	.63***	.56***	.50***	.51***
3. Prepoznajem i cijenim inteligenciju drugih živih organizama.	.59***	.55***	.59***	.55***		
4. Često se osjećam nepovezano s prirodom. (R)	.43***	.35***	.43***	.35***		
5. Kad razmišljam o svom životu, zamišljam sebe kao dio većega neprekidnog životnog ciklusa.	.66***	.70***	.67***	.70***	.69***	.71***
6. Često osjećam srodnost sa životinjama i biljkama.	.64***	.56***	.64***	.56***	.59***	.54***
7. Osjećam se kao da pripadam Zemlji jednako kao i ona meni.	.73***	.70***	.73***	.70***	.70***	.68***
8. Imam duboko razumijevanje o tome kako moji postupci utječu na prirodni svijet.	.64***	.64***	.64***	.64***		
9. Često se osjećam dijelom mreže života.	.82***	.87***	.82***	.88***	.85***	.88***
10. Osjećam da svi stanovnici Zemlje, ljudi i drugi živi svijet, dijele zajedničku „životnu snagu“.	.65***	.65***	.65***	.65***	.72***	.67***
11. Kao što drvo može biti dio šume, osjećam se uklopljeno u širi prirodni svijet.	.78***	.79***	.78***	.79***	.85***	.82***
12. Kad razmišljam o svom mjestu na Zemlji, smatram se najvišim članom hijerarhije koja postoji u prirodi. (R)	.08	.06				
13. Često se osjećam kao da sam samo mali dio prirodnog svijeta oko sebe i da nisam važniji od trave na tlu ili ptica na drveću.	.37***	.37***	.37***	.37***		
14. Moja osobna dobrobit neovisna je o dobrobiti prirodnog svijeta. (R)	.16*	.18*	.16*	.18*		
	Standardizirane rezidualne korelacije					
6 ↔ 7		.32***		.32***		.37***
10 ↔ 11		.37***		.37***		.31***
1 ↔ 2		.48***		.48***		
1 ↔ 6		.27***		.27***		
1 ↔ 4		.42***		.42***		
2 ↔ 4		.36***		.36***		
2 ↔ 3		.25***		.25***		
12 ↔ 13		.27***				

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

4.2. Osjetljivost i pouzdanost

U Tablici 4 prikazani su deskriptivni parametri hrvatske verzije Skale povezanosti s prirodom za sve razmatrane verzije skale. S obzirom na vrijednosti indeksa asimetričnosti i spljoštenosti koje ne prelaze $-/+1$, može se zaključiti kako je distribucija rezultata približno normalna. Pokazatelji varijabiliteta rezultata upućuju na najveću osjetljivost najkraće verzije skale (CNS-7). Analiza pouzdanosti prikazana je u Tablici 5

i rezultirala je visokom pouzdanosti. Izražena je preko koeficijenta unutarnje konzistencije Cronbachova alpha i McDonaldova omega. Koeficijenti pouzdanosti viši su od .84 kod svih verzija skale, a najviša je pouzdanost kod najkraće verzije sa sedam tvrdnji, kod koje se izbacivanjem tvrdnji ne bi povećala pouzdanost. U Tablici 5 prikazane su i korelacije pojedinih tvrdnji s ostatkom skale i prosječne korelacije među tvrdnjama, a zaključci o tim koeficijentima su u skladu s već navedenim.

Tablica 4.
Deskriptivni parametri Skale povezanosti s prirodom (CNS-14; CNS-13 i CNS-7) (N = 210)

	CNS-14	CNS-13	CNS-7
<i>C</i>	4.214	4.269	4.286
<i>M</i>	4.135	4.194	4.205
<i>SD</i>	0.564	0.587	0.715
Koeficijent varijabilnosti	0.136	0.140	0.170
Asimetričnost	-0.833	-0.909	-0.949
Standardna pogreška asim.	0.168	0.168	0.168
Spljoštenost	0.834	0.762	0.732
Standardna pogreška spljošt.	0.334	0.334	0.334
Raspon	2.786	2.692	3.429
Minimum	2.214	2.308	1.571
Maksimum	5.000	5.000	5.000

Tablica 5.
Analiza pouzdanosti Skale povezanosti s prirodom (CNS-14; CNS-13 i CNS-7)

	CNS-14			CNS-13			CNS-7		
	ω ako se izbaci	α ako se izbaci	r_{ir}	ω ako se izbaci	α ako se izbaci	r_{ir}	ω ako se izbaci	α ako se izbaci	r_{ir}
1.CNS	.829	.823	.599	.851	.842	.621			
2.CNS	.831	.825	.592	.853	.845	.600	.870	.869	.477
3.CNS	.834	.829	.583	.856	.849	.578			
4.CNS	.842	.835	.393	.863	.856	.395			
5.CNS	.831	.825	.550	.852	.843	.594	.857	.851	.628
6.CNS	.828	.821	.605	.851	.842	.610	.870	.861	.574
7.CNS	.825	.819	.667	.847	.839	.687	.851	.843	.691
8.CNS	.833	.827	.566	.854	.846	.588			
9.CNS	.819	.814	.738	.841	.834	.753	.840	.833	.765
10.CNS	.830	.824	.558	.853	.845	.572	.856	.852	.630
11.CNS	.823	.818	.681	.845	.838	.702	.838	.833	.773
12.CNS	.865	.858	.131						
13.CNS	.847	.839	.362	.870	.844	.325			
14.CNS	.863	.856	.169	.884	.861	.142			
ω	.846			.865			.872		
α		.840			.858			.868	
<i>IIC</i>			.315			.355			.491

4.3. Valjanost

Konkurentna valjanost hrvatske verzije Skale povezanosti s prirodom utvrđena je na temelju korelacija rezultata na navedenoj skali s rezultatima na skalama koje zahvaćaju konstrukte zadovoljstva životom i životni stil očuvanja okoliša (Tablica 6). Zadovoljstvo životom u ovom je istraživanju provjereno tvrdnjom *Koliko ste sveukupno zadovoljni svojim životom?*, a procjene sudionika izražavaju se na ljestvici od 0 (potpuno nezadovoljstvo) do 10 (potpuno zadovoljstvo) (Korajlija i sur., 2019). Životni stil očuvanja okoliša subskala je s trima tvrdnjama iz Skale prookolišnih ponašanja (Larson i sur., 2015; PEB – Pro-environmental Behavior Scale) kojom se mjeri učestalost uključenosti sudionika u ponašanja koja se odnose na štednju vode i energije, recikliranje ili pak kupnju ekološki i/ili energetski prihvatljivih proizvoda u privatnoj sferi kao što je kućanstvo na skali procjene od 1 (nikada) do 5 (jako često). Utvrđene su značajne niske pozitivne korelacije rezultata na svim verzijama Skale povezanosti s prirodom sa zadovoljstvom životom i umjerene pozitivne korelacije s ponašanjima očuvanja okoliša.

Konvergentna i divergentna valjanost Skale povezanosti s prirodom provjerena je korelacijama navedene skale s uključenosti (ovo dijelom upućuje i na kriterijsku valjanost) i vrednovanja uključenosti u aktivnosti koje se temelje na naturalističkoj, humanističkoj, negativističkoj i dominionističkoj vrijednosti biofilije, mjerene subskalama Indikatora angažmana s prirodom (Nature indicators; Lumber i sur., 2017), prikazanih također u Tablici 6. Sudionici na skali procjene od 1 do 7 označavaju koliko često sudjeluju u određenoj aktivnosti (1 – nikad, 7 – svakodnevno) i/ili kako vrednuju/cijene uključenost u određenu aktivnost opisanu u tvrdnji na skali od 1 (ne cijenim/ne bih cijenio/la) do 5 (iznimno cijenim/iznimno bih cijenio/la). Korelacije su značajne, umjerene i pozitivne kad je riječ o humanističkoj i naturalističkoj vrijednosti biofilije, a negativne i niske kad je riječ o uključenosti u aktivnosti temeljene na negativističkoj vrijednosti biofilije. Kad je riječ o vrednovanju uključenosti u aktivnosti temeljene na negativističkoj vrijednosti biofilije, korelacija je niska i negativna s rezultatima na CNS-14, no korelacije nisu značajne kad je riječ o kraćim verzijama skale, što može ići u prilog tomu da tvrdnja 12 obuhvaća antropocentrični stav o odnosu čovjeka i prirode. Korelacije nisu značajne kad je riječ o dominionističkoj vrijednosti biofilije. Valja napomenuti da su sve utvrđene značajne korelacije najniže kod najkraće verzije skale (CNS-7), što može upućivati na veću obuhvaćenost drugih srodnih varijabli u duljim verzijama skale.

Tablica 6.

Prikaz Pearsonovih koeficijenata korelacije između rezultata na Skali povezanosti s prirodom (CNS-14; CNS-13; CNS-7) i procjene zadovoljstva životom, životnog stila očuvanja okoliša, te uključenosti i vrednovanja uključenosti u aktivnosti koje se temelje na naturalističkoj, humanističkoj, negativističkoj i dominionističkoj vrijednosti biofilije (N = 210)

Varijabla	CNS-14	CNS-13	CNS-7
CNS-14	—		
CNS-13	.987***	—	
CNS-7	.926***	.949***	—
Koliko ste sveukupno zadovoljni svojim životom?	.177*	.186**	.174*
Životni stil očuvanja okoliša	.383***	.389***	.371***
Uključenost – humanistička	.398***	.392***	.344***
Vrednovanje uključenosti – humanistička	.351***	.335***	.306***
Uključenost – naturalistička	.325***	.323***	.264***
Vrednovanje uključenosti – naturalistička	.333***	.314***	.274***
Uključenost – negativistička	-.270***	-.278***	-.265***
Vrednovanje uključenosti – negativistička	-.144*	-.112	-.041
Uključenost – dominionistička	.037	.064	.045
Vrednovanje uključenosti – dominionistička	.008	.012	.041

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

S obzirom na rezultate provedene konfirmatorne faktorske analize, kao i na temelju utvrđenih indikatora pouzdanosti i valjanosti, zaključuje se kako je psihometrijski opravdano buduće korištenje hrvatske inačice Skale povezanosti s prirodom u istraživanjima u kojima se ispituje konstrukt povezanosti s prirodom kao i njegov odnos s drugim konstruktima od značaja. Rezultati upućuju na oprez kod korištenja tvrdnje 12, a i tvrdnje 14, te na prednost korištenja najkraće verzije skale od 7 tvrdnji (koja ne obuhvaća navedene tvrdnje), zbog utvrđene veće razine faktorske čistoće te verzije skale i zbog bolje ekonomičnosti korištenja kraćih skala procjene.

Literatura

- Capaldi, C. A., Dopko, R. L., i Zelenski, J. M. (2014). The relationship between nature connectedness and happiness: A meta-analysis. *Frontiers in Psychology*, 5, 92737. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2014.00976>
- Andić, D. i Šuperina, L. (2021). How Important Is Future Teachers' "Connectedness to Nature"? Adaptation and Validation of the Connectedness to Nature Scale. *Education Sciences*, 11, 250. <https://doi.org/10.3390/educsci11050250>
- Chang, C. C., Lin, B. B., Feng, X., et al. (2024). A lower connection to nature is related to lower mental health benefits from nature contact. *Scientific Reports*, 14, 6705. <https://doi.org/10.1038/s41598-024-56968-5>
- Clayton, S. (2003). Environmental identity: A conceptual and an operational definition. U: S. Clayton i S. Opatow (Ur.), *Identity and the natural environment: The psychological significance of nature* (str. 45–65). MIT Press.
- JASP Team (2025). JASP (Version 0.95.3)[Computer software]. <https://jasp-stats.org/>
- Kals, E., Schumacher, D., i Montada, L. (1999). Emotional affinity toward nature as a motivational basis to protect nature. *Environment and behavior*, 31(2), 178–202. <https://doi.org/10.1177/00139169921972056>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (4th ed.). The Guilford Press.
- Korajlija, L. A., Mihaljević, I., i Jokić-Begić, N. (2019). Mjerenje zadovoljstva životom jednom česticom. *Socijalna Psihijatrija*, 47(4), 449–469. <https://doi.org/10.24869/spsih.2019.449>
- Larson, L. R., Stedman, R. C., Cooper, C. B., i Decker, D. J. (2015). Understanding the multi-dimensional structure of pro-environmental behavior. *Journal of Environmental Psychology*, 43, 112–124. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1016/j.jenvp.2015.06.004>
- Lovati, C., Manzi, F., Di Dio, C., Gilli, G. i Marchetti, A. (2023). Feeling connected to nature: Validation of the Connectedness to Nature Scale in the Italian context. *Frontiers in Psychology*, 14, 1242699. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1242699>
- Lumber, R., Richardson, M., i Sheffield, D. (2017). Beyond knowing nature: Contact, emotion, compassion, meaning, and beauty are pathways to nature connection. *PloS One*, 12(5), e0177186. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0177186>
- Martin, L., White, M. P., Hunt, A., Richardson, M., Pahl, S. i Burt, J. (2020). Nature contact, nature connectedness and associations with health, wellbeing and pro-environmental behaviours. *Journal of Environmental Psychology*, 68, 101389. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2020.101389>
- Mayer, F. S., i Frantz, C. M. (2004). The connectedness to nature scale: A measure of individuals' feeling in community with nature. *Journal of Environmental Psychology*, 24(4), 503–515. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2004.10.001>
- Nisbet, E. K., Zelenski, J. M. i Murphy, S. A. (2009). The nature relatedness scale: Linking individuals' connection with nature to environmental concern and behavior. *Environment and Behavior*, 41(5), 715–740. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1177/0013916508318748>
- Pasca, L., Aragonés, J. I. i Coello, M. T. (2017). An analysis of the connectedness to nature scale based on item response theory. *Frontiers in Psychology*, 8, 1330. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01330>
- Richardson, M., Lengieza, M. L., White, M. P., Tran, U. S., Voracek, M., Stieger, S. i Swami, V. (2025). Macro-level determinants of nature connectedness: An exploratory analysis of 61 countries. *Ambio*, 55(1), 80–100. <https://doi.org/10.1007/s13280-025-02275-w>
- Richardson, M., Passmore, H. A., Barbett, L., Lumber, R., Thomas, R., i Hunt, A. (2020). The green care code: How nature connectedness and simple activities help explain pro-nature conservation behaviours. *People and Nature*, 2(3), 821–839. <http://dx.doi.org/10.1002/pan3.10117>

- Rosa, C. D., Collado, S., Profice, C. C. i Pires, P. P. (2022). The 7-items version of the connectedness to nature scale: A study of its validity and reliability with Brazilians. *Current Psychology*, 41, 5105–5110. <https://doi.org/10.1007/s12144-020-01026-2>
- Schultz, P. W. (2002). Inclusion with nature: The psychology of human-nature relations. U P. Schmuck i W. P. Schultz (Ur.), *Psychology of sustainable development* (str. 61–78). Boston, MA: Springer US. http://dx.doi.org/10.1007/978-1-4615-0995-0_4
- Soga, M., i Gaston, K. J. (2016). Extinction of experience: The loss of human–nature interactions. *Frontiers in Ecology and the Environment*, 14(2), 94–101. <https://doi.org/10.1002/fee.1225>
- Swami, V., White, M. P., Voracek, M., Tran, U. S., Aavik, T., Ranjbar, H. A., Adebayo, S. O., Afhami, R., Ahmed, O., Aimé, A., Akel, M., Halbusi, H. A., Alexias, G., Ali, K. F., Alp-Dal, N., Alsalhani, A. B., Álvarez-Solas, S., Amaral, A. C. S., Andrianto, S., ... Chien, C.-L. (2024). Exposure and connectedness to natural environments: An examination of the measurement invariance of the Nature Exposure Scale (NES) and Connectedness to Nature Scale (CNS) across 65 nations, 40 languages, gender identities, and age groups. *Journal of Environmental Psychology*, 11, 102432. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2024.102432>
- Wilson, E. O. (1984). *Biophilia: The Human Bond with Other Species*. Harvard University Press, Cambridge, MA.

Odgovorite na svako od ovih pitanja s obzirom na to kako se općenito osjećate.

1 – Izrazito se NE slažem

5 – Izrazito se slažem

1.	Često osjećam jedinstvo s prirodnim svijetom oko sebe.	1	2	3	4	5
2.	O prirodnom svijetu mislim kao o zajednici kojoj pripadam.	1	2	3	4	5
3.	Prepoznajem i cijenim inteligenciju drugih živih organizama.	1	2	3	4	5
4.	Često se osjećam nepovezano s prirodom.	1	2	3	4	5
5.	Kad razmišljam o svom životu, zamišljam sebe kao dio većega neprekidnog životnog ciklusa.	1	2	3	4	5
6.	Često osjećam srodnost sa životinjama i biljkama.	1	2	3	4	5
7.	Osjećam se kao da pripadam Zemlji jednako kao i ona meni.	1	2	3	4	5
8.	Imam duboko razumijevanje o tome kako moji postupci utječu na prirodni svijet.	1	2	3	4	5
9.	Često se osjećam dijelom mreže života.	1	2	3	4	5
10.	Osjećam da svi stanovnici Zemlje, ljudi i drugi živi svijet, dijele zajedničku „životnu snagu“.	1	2	3	4	5
11.	Kao što drvo može biti dio šume, osjećam se uklopljeno u širi prirodni svijet.	1	2	3	4	5
12.	Kad razmišljam o svom mjestu na Zemlji, smatram se najvišim članom hijerarhije koja postoji u prirodi.	1	2	3	4	5
13.	Često se osjećam kao da sam samo mali dio prirodnog svijeta oko sebe i da nisam važniji od trave na tlu ili ptica na drveću.	1	2	3	4	5
14.	Moja osobna dobrobit neovisna je o dobrobiti prirodnog svijeta.	1	2	3	4	5

Bodovanje:

Obrnuto se boduju tvrdnje 4, 12 i 14.

CNS-14: Uprosjećuju se odgovori na svim tvrdnjama nakon obrnutog bodovanja 4, 12 i 14.

CNS-13: Uprosjećuju se odgovori na svim tvrdnjama osim tvrdnje 12, nakon obrnutog bodovanja 4 i 14.

CNS-7: Uprosjećuju se odgovori na tvrdnjama 2, 5, 6, 7, 9, 10 i 11.

Lista kontakta s prirodom i aktivnosti primjećivanja prirode¹

Izvorni instrument: *Contact with nature and noticing nature activities*
(Richardson i sur., 2022)

Adaptirale i priredile: Ana Šimunić, Anđela Šalov i Noa Janžić

1. Teorijska osnova

U području ekološke psihologije kontakt s prirodom jedan je od ključnih konstrukata kada je riječ o istraživanju odnosa čovjeka i prirodnog okruženja kao i načina na koji se taj odnos odražava na čovjekovo zdravlje i dobrobit. S obzirom na to da striktna operacionalna definicija boravka u prirodi ne postoji, Frumkin i suradnici (2017) navode kako je u svakom istraživanju koje proučava odnos između kontakta s prirodom i ljudskog funkcioniranja važno operacionalizirati što za istraživače u tom istraživanju predstavlja kontakt s prirodom. Stoga je razvoj odgovarajućih instrumenata za ispitivanje kako i uolikoj mjeri ljudi ostvaruju kontakt s prirodom od iznimne važnosti za istraživanja u ovom području. Jedan od takvih instrumenata je i Lista kontakta s prirodom i aktivnosti primjećivanja prirode (*Contact with nature and noticing nature activities*; Richardson i sur., 2022). Ovaj instrument osim što ispituje kako i koliko su pojedinci izloženi prirodnim okruženjima, odnosno opseg i učestalost kontakta s prirodom (6 tvrdnji) radi i distinkciju između izloženosti prirodi i aktivnog angažmana s prirodom u kojem se ona primjećuje, odnosno aktivno primjećivanje prirode u svakodnevnim situacijama (13 tvrdnji). Na taj način istraživači mogu pratiti kako iskustveni aspekti pasivnog boravka u prirodi i svjesnog primjećivanja prirode pridonose konstruktima poput povezanosti s prirodom, ali i dobrobiti, zdravlju i drugim varijablama od interesa. Primjerice, prema Teoriji redukcije stresa (Ulrich i sur., 1991) čak i sama izloženost prirodi vodi k oporavku od stresa kroz stvaranje pozitivnih emocija. Dakle, razlikovanje pasivnog kontakta s prirodom i aktivnog angažmana u istraživanjima omogućuje preciznije razumijevanje na koji način određeni oblici boravka u prirodi pridonose ili utječu na specifične ishode.

Autori Richardson i suradnici (2022) provjerili su faktorsku strukturu svakog skupa tvrdnji zasebno pomoću eksploratorne faktorske analize, pri čemu je svaka skala pokazala jednofaktorsku strukturu. Interna pouzdanost procijenjena je pomoću Cronbachova alfa koeficijenta, koji je pokazao dobru unutarnju konzistenciju skala. Napominje se da autori nisu provodili konfirmatornu faktorsku analizu u nezavisnom uzorku niti spajali sve tvrdnje u jednu skalu. Iako skale *Contact with Nature* i *Noticing Nature Activities*, uvedene u radu Richardson i suradnika (2022), još nisu prošle opsežnu neovisnu psihometrijsku validaciju, temeljni konstrukt aktivnog primjećivanja prirode bio je važan predmet interesa u nekim prethodnim eksperimentalnim i intervencijskim studijama (McEwan i sur., 2019; Passmore i Holder, 2016; Richardson i Sheffield, 2017). Ove studije dosljedno pokazuju da namjerno obraćanje pažnje na prirodne elemente predviđa povećanje povezanosti s prirodom i psihološke dobrobiti, iznad učinka pukog boravka u prirodi. Nadalje, povezivanje aktivnog primjećivanja prirode s etabliranim mjernim instrumentima, poput *Connectedness to Nature Scale* (CNS; Mayer Frantz, 2004) ili *Nature Relatedness Scale* (NR-6; Nisbet i Zelenski, 2013), pruža dodatnu kriterijsku validaciju i teorijsku utemeljenost, pokazujući da ovaj konstrukt odražava stvarne indi-

¹ Ovaj upitnik predstavlja prijevod i adaptaciju engleske verzije upitnika *Contact with nature and noticing nature activities* Richardsona i suradnika (2022). Prikazana hrvatska verzija upitnika je slobodna za upotrebu uz navođenje autora originalne skale i autora ovog priloga.

vidualne razlike u povezanosti s prirodom te ima potencijalnu prediktivnu vrijednost za različite pokazatelje dobrobiti i prookolišnog ponašanja.

U modifikaciji skale na hrvatski jezik, koja je prikazana u ovom radu, dodana su još dva dijela, odnosno dvije liste: lista kojom se ispituje *vrednovanje* uključenosti u aktivnosti kontakta s prirodom, te lista kojom se ispituje *vrednovanje* uključenosti u aktivnosti primjećivanja prirode. Navedeno je učinjeno po uzoru na drugu skalu kojom se ispituju indikatori angažmana s prirodom (*Nature indicators*, Lumber i sur., 2017). U spomenutom radu autori naglašavaju važnost ovakvog mjerenja zbog činjenice da ljudi katkad, zbog različitih životnih okolnosti, nisu u mogućnosti sudjelovati u određenim aktivnostima u prirodi, iako to možda žele i smatraju vrijednim.

2. Opis skale

Lista kontakta s prirodom i aktivnosti primjećivanja prirode (*Contact with nature and noticing nature activities*; Richardson i sur., 2022) u originalnoj verziji sastoji se od dvaju dijelova: liste kojom se ispituje kontakt s prirodom koja sadrži ukupno 6 čestica, te liste koja ispituje aktivni angažman s prirodom, odnosno primjećivanje prirode, a koja se sastoji od 13 čestica. u odnosu na originalnu skalu u modificiranoj verziji izmijenjena je ljestvica na kojoj sudionici procjenjuju uključenost u pojedine aktivnosti, odnosno odgovaraju na pitanje *Koliko često se bavite ovom aktivnošću?*. U originalnoj verziji riječ je o skali s 4 stupnja, dok modificirana verzija skale ima 7 stupnjeva, pri čemu je 1 – nikada, a 7 – svakodnevno. Navedeno je učinjeno radi usklađivanja formata odgovaranja s drugom skalom koja je također usmjerena na aktivnosti u kojima se procjenjuje angažman s prirodom, a koja je korištena u istom istraživanju. Na taj se način sudionicima omogućio jedinstven i ujednačen način odgovaranja i izbjegla eventualna zbunjenost sudionika. Skala procjene sa 7 stupnjeva bila je primijenjena na česticama Kontakta s prirodom i Primjećivanja prirode izuzev čestice na kojoj sudionici procjenjuju broj dana u kojima su proveli 1 ili više sati u prirodi tjedno. Ova čestica pripada subskali kojom se ispituje kontakt s prirodom, a rabi se skala od 5 stupnjeva pri čemu je: 0 – ne provodim vrijeme u prirodi, 1 – 1 dan, 2 – 2-3 dana, 3 – 4-6 dana, 4 – svaki dan. U modifikaciji skale na hrvatski jezik dodana su još dva dijela: vrednovanje uključenosti u aktivnosti kontakta s prirodom (5 tvrdnji), vrednovanje uključenosti u aktivnosti primjećivanja prirode (13 tvrdnji). Tu sudionici za svaku od navedenih aktivnosti odgovaraju na pitanje *Koliko cijenite ili biste cijenili sudjelovanje u ovoj aktivnosti?* na skali od 5 stupnjeva, pri čemu je 1 – ne cijenim/ne bih cijenio/la, a 5 – iznimno cijenim/iznimno bih cijenio/la. Ukupan rezultat na svakoj od subskala formira se kao prosjek procjena na svakoj od čestica, s tim da se prethodno odgovori na 5-stupanjskoj skali procjene broja dana u kojima su sudionici proveli 1 ili više sati u prirodi transformiraju u skalu sa 7 stupnjeva. Viši rezultat na skali upućuje na veći pasivni kontakt, odnosno primjećivanje prirode, tj. njihovo vrednovanje. Skalu su na hrvatski jezik prevela tri nezavisna prevoditelja, a konačan je prijevod usuglašen među prevoditeljima i istraživačima.

3. Opis uzorka

Za validaciju dijela upitnika koji se odnosi na učestalost kontakta s prirodom i primjećivanje prirode spojena su dva neovisna uzorka sudionika ($N_1 = 210$; $N_2 = 295$) što je činilo ukupno 505 punoljetnih sudionika iz Republike Hrvatske. U oba su slučaja sudionici ispunjavali *online* upitnik. Podaci o rodnom identitetu bili su dostupni za 505 sudionika; ukupno je sudjelovalo 384 žena (76 %), 120 muškaraca (23.8 %) te 1 rodno neopredijeljena osoba i 2 osobe koje se nisu izjasnile o rodnom identitetu

(ukupno 0.6 %). Dob sudionika kretala se u rasponu od 18 do 74 godine, pri čemu je drugi uzorak u prosjeku bio mlađi ($M = 29.51$; $SD = 12.77$) u odnosu na prvi ($M = 44.1$; $SD = 13.8$). S obzirom na status zaposlenja, podaci su bili dostupni za 497 sudionika. U uzorku su bile zastupljene osobe koje se školuju ($N = 175$), zaposleni na puno radno vrijeme ($N = 227$), zaposleni na nepuno radno vrijeme ($N = 29$), nezaposleni ($N = 27$), umirovljenici ($N = 11$) te sudionici koji su naveli opciju „ostalo“ ($N = 28$). Podaci o razini obrazovanja bili su dostupni za 503 sudionika. Najveći udio sudionika imao je završeno srednjoškolsko ($N = 207$) i visokoškolsko obrazovanje (preddiplomska i diplomatska razina; $N = 259$), dok je manji broj sudionika imao poslijediplomsko obrazovanje, osnovno obrazovanje ili je naveo opciju „ostalo“. Sudionici su prebivali u urbanim i ruralnim područjima Republike Hrvatske, pri čemu su u oba uzorka prevladavali sudionici iz urbanih sredina. S obzirom na dijeljenje kućanstva, najčešće su bili zastupljeni sudionici koji žive s odraslim osobama te oni koji žive s odraslim osobama i djecom, dok je manji broj sudionika živio sam ili isključivo s djecom.

U oba uzorka prikupljeni su i podaci o odnosu sudionika prema prirodi. Većina sudionika navela je da se smatra povezanom s prirodom ($N = 472$), pri čemu je najčešće iskazana srednja razina izloženosti prirodi u svakodnevnom okruženju i izvan njega, uz visoku razinu primjećivanja prirode u oba konteksta.

Za validaciju dijela upitnika koji se odnosi na vrednovanje uključenosti u aktivnosti kontakta s prirodom i vrednovanja uključenosti u aktivnosti primjećivanja prirode korišten je samo prvi uzorak od 210 punoljetnih sudionika iz Republike Hrvatske jer se u drugom istraživanju nije rabio ovaj dio upitnika. Stoga je potrebno i zasebno opisati ovaj uzorak. U uzorku je bilo 166 žena, 43 muškarca te jedna rodno neopredijeljena osoba. Dob sudionika kretala se od 18 do 74 godine ($M = 44.1$; $SD = 13.8$). Većina sudionika bila je zaposlena na puno radno vrijeme ($N = 133$), dok su ostale kategorije zaposlenja (osobe koje se školuju, zaposlene na nepuno radno vrijeme, nezaposleni i umirovljenici) bile zastupljene u manjem broju. Najveći udio sudionika imao je završenu diplomsku razinu studija ($N = 92$), slijede sudionici sa srednjoškolskim obrazovanjem ($N = 54$), preddiplomskim ($N = 34$) i poslijediplomskim obrazovanjem ($N = 28$). Sudionici su većinom živjeli u urbanim područjima, osobito u gradovima s više od 50 000 stanovnika ($N = 98$), te najčešće u kućanstvima s odraslim osobama ($N = 104$) ili s odraslima i djecom ($N = 58$). Najveći broj sudionika dolazio je iz Zadarske županije i Grada Zagreba, dok su ostale županije bile slabije zastupljene.

4. Psihometrijska svojstva

4.1. Faktorska struktura

Kako bi se ispitala faktorska struktura Liste kontakta s prirodom i aktivnosti primjećivanja prirode u statističkom programu JASP 0.95.3 (JASP Team, 2025), provedena je konfirmatorna faktorska analiza uz pretpostavku dvofaktorske strukture i koreliranih faktora (Kontakt s prirodom i Primjećivanje prirode) naspram jednofaktorske strukture, čime se ispituje i diskriminativna valjanost skale. Za dodatni dio skale kojim se ispituje vrednovanje uključenosti u aktivnosti kontakta i primjećivanja prirode, s obzirom na prvu takvu primjenu, a po uzoru na originalne autore skale (Richardson i sur., 2022), provedene su dvije odvojene eksploratorne faktorske analize. Prije provedbe analiza provjerena su obilježja distribucije rezultata na pojedinim tvrdnjama, odnosno indeksi asimetričnosti i spljoštenosti, čime je utvrđeno da su vrijednosti za Kontakt s prirodom i Primjećivanje prirode u prihvatljivom rasponu prema kriterijima koje predlaže Kline (2016), prema kojima su indeksi asimetričnosti prihvatljivi u rasponu od -3 do 3, a spljoštenosti od -10 do 10. Na ovim su tvrdnjama procjene bile pomaknute prema višim vrijednostima.

S obzirom na korištenje petostupanjske skale, procjene u jednoj od tvrdnji Kontakta s prirodom, parametri konfirmatornog modela procijenjeni su metodom maksimalne vjerojatnosti s robu-snom korekcijom standardnih pogrešaka i vrijednosti hi-kvadrata (MLR; engl. *Maximum Likelihood Robust*), koja uzima u obzir različite varijabilite podataka. Slaganje modela s empirijskim podacima procijenjeno je pomoću sljedećih pokazatelja: omjera hi-kvadrata i stupnjeva slobode (χ^2/df), CFI (*Comparative Fit Index*), TLI (*Tucker-Lewis Index*), RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*) i SRMR (*Standardized Root Mean Square Residual*). Kriteriji prihvatljivosti indeksa slaganja bili su: $\chi^2/df < 5$ (Marsh i Hocevar, 1985), CFI i TLI $\geq .90$, RMSEA u rasponu od .05 do .08 te SRMR $\leq .05$ (Brown i Cudeck, 1993; Schumacker i Lomax, 2016), pri čemu Hu i Bentler (1999) navode da se vrijednosti SRMR-a do .08 također mogu smatrati prihvatljivima. Za usporedbu konkurentskih modela korišteni su i informacijski kriteriji Akaike (AIC) i Bayesian (BIC), pri čemu niže vrijednosti upućuju na bolje slaganje modela s podacima. Za dvofaktorski model utvrđeni su visoka korelacija među faktorima ($r = .752$; $p < .001$) i sljedeći indeksi slaganja modela s podacima: $\chi^2/df = 838.897/151 = 5.556$; CFI = .823; TLI = .800; RMSEA = .095 (90 % interval pouzdanosti .089 - .101); SRMR = .06; AIC = 32897.15; BIC = 33142.4. Za jednofaktorski model indeksi slaganja su bili: $\chi^2/d = 1069.041/152 = 7.033$; CFI = .764; TLI = .735; RMSEA = .109 (90 % interval pouzdanosti .103 - .115); SRMR = .068; AIC = 33125.29; BIC = 33366.32. Kad se usporede ovi indeksi, vidljivo je da se dvofaktorski model nešto bolje slaže s podacima te je odlučeno daljnje razmatranje samo tog modela. Neki indeksi slaganja dvofaktorskog modela s podacima nisu bili zadovoljavajući, pa se uvidom u modifikacijske indekse koje program predlaže odlučilo dodati rezidualne kovarijance među tvrdnjama za koje je to imalo smisla, bilo zbog sličnosti verbalnog sadržaja ili jer su se odnosile na slične aktivnosti (K1 i K2 - lokalni park ili zelena površina; K3 i K4 - fizičke aktivnosti u prirodi; P3 i P6 - fotografiranje; P1 i P11 - gledanje šireg prostora; P2 i P9 - promatranje divljeg svijeta; P7 i P12 - posjet plaži).

Nakon dodavanja rezidualnih kovarijanci, indeksi slaganja modela s podacima bili su sljedeći: $\chi^2/df = 453.676/145 = 3.125$; CFI = .921; TLI = .906; RMSEA = .065 (95 % interval pouzdanosti .058 - .072); SRMR = .048. Svi indeksi upućuju na prihvatljivo slaganje modela s podacima. U Tablici 1 prikazani su procijenjeni standardizirani parametri modela: faktorska zasićenja i korelacije među rezidualnim varijancama tvrdnji. Sva su faktorska zasićenja značajna i iznad vrijednosti .30, osim granične vrijednosti (.297) za česticu 3 Kontakta s prirodom, što upućuje na nešto nižu valjanost te čestice kao mjere pretpostavljenog konstrukta. Tako nešto nižu valjanost, ako bi se uzeo stroži kriterij vrijednosti zasićenja od .40, imaju čestice 7 i 8 Pri-mjećivanja prirode.

Tablica 1.

Faktorska zasićenja čestica Liste kontakta s prirodom i primjećivanja prirode i rezidualne korelacije (N = 507; svi su parametri značajni uz $p < .001$)

Faktor	Indikator	Std. parametar
Kontakt s prirodom	K1 – Posjećujem lokalni park ili drugu obližnju zelenu površinu.	.693
	K2 – Odabirem proći kroz lokalni park ili neko drugo zeleno područje na putu prema drugim mjestima.	.669
	K3 – Plivam ili veslam u rijeci ili moru.	.293
	K4 – Penjem se ili uspinjem na visoko brdo/planinu.	.448
	K5 – Provodim vrijeme u prirodi da se osjećam sretnije.	.837
	K6 – Prosječan broj dana u tjednu u kojima u prirodi provodim više od 1 sat.	.576
Primjećivanje prirode	P1 – Gledam prirodne krajolike iz zatvorenog prostora ili tijekom putovanja.	.493
	P2 – Promatram divlji svijet.	.621
	P3 – Snimam fotografije ili videa divljeg svijeta, biljaka ili životinja.	.644
	P4 – Slušam ptičji pjev.	.704
	P5 – Mirišem divlje/poljsko cvijeće.	.761
	P6 – Fotografiram ili crtam/slikam prizore iz prirode, biljke, cvijeće, životinje itd.	.595
	P7 – Sakupljam školjke ili kamenčiće na plaži.	.392
	P8 – Proučavam prirodu mikroskopom ili dalekozorom.	.333
	P9 – Uživam u promatranju divlje životinje kako se igra.	.594
	P10 – Odvojim vrijeme da primijetim leptire i/ili pčele.	.778
	P11 – Zastanem kako bih pogledao/la Mjesec i/ili zvijezde.	.648
	P12 – Gledam izlazak Sunca.	.447
	P13 – Gledam oblake.	.657
Rezidualne korelacije	P3 ↔ P6	.493
	P11 ↔ P1	.437
	K1 ↔ K2	.434
	K3 ↔ K4	.264
	P2 ↔ P9	.238
	P7 ↔ P12	.215

Dalje su provedene dvije eksploratorne faktorske analize, jedna na česticama procjene vrednovanja uključenosti u kontakt s prirodom, a druga na česticama procjene vrednovanja aktivnosti primjećivanja prirode uz metode ekstrakcije minimalnih reziduala. Broj faktora ispitan je primjenom paralelne analize temeljene na analizi glavnih komponenti, koja je korištena isključivo kao kriterij za odlučivanje o broju zadržanih faktora, dok je faktorska struktura naknadno testirana primjenom zajedničkih faktorskih modela. Kao metoda ekstrakcije faktora korištena je metoda minimalnih reziduala. U oba je slučaja zadržan jedan faktor. Ujedno je u oba slučaja samo jedan faktor imao karakteristični korijen veći od 1 (kod nerotirane solucije), pa je broj faktora u skladu s tim. Dobiveni faktor kod obje eksploratorne faktorske analize (vrednovanje kontakta s prirodom i vrednovanje aktivnosti primjećivanja prirode) objašnjava 45.3 % ukupne varijance rezultata. U Tablici 2 prikazani su rezultati eksploratornih faktorskih analiza. Sva su faktorska zasićenja iznad vrijednosti .40, konkretnije u rasponu su od .490 do .797.

Tablica 2.

Faktorska zasićenja čestica Vrednovanja kontakta s prirodom i primjećivanja prirode i rezidualne korelacije (N = 210)

Faktor	Indikator	r_{if}	Unikvitet
	Koliko cijenite ili biste cijenili sudjelovanje u ovoj aktivnosti?		
E.FA. 1: Vrednovanje kontakta s prirodom	VK1 – Posjećujem lokalni park ili drugu obližnju zelenu površinu.	.728	.470
	VK2 – Odabirem proći kroz lokalni park ili neko drugo zeleno područje na putu prema drugim mjestima.	.742	.449
	VK3 – Plivam ili veslam u rijeci ili moru.	.526	.723
	VK4 – Penjem se ili uspinjem na visoko brdo/planinu.	.522	.728
	VK5 – Provodim vrijeme u prirodi da se osjećam sretnije.	.797	.364
E.FA. 2: Vrednovanje primjećivanja prirode	VP1 – Gledam prirodne krajolike iz zatvorenog prostora ili tijekom putovanja.	.526	.723
	VP2 – Promatram divlji svijet.	.689	.525
	VP3 – Snimam fotografije ili videa divljeg svijeta, biljaka ili životinja.	.732	.465
	VP4 – Slušam ptičji pjev.	.708	.499
	VP5 – Mirišem divlje/poljsko cvijeće.	.727	.472
	VP6 – Fotografiram ili crtam/slikam prizore iz prirode, biljke, cvijeće, životinje itd.	.680	.538
	VP7 – Sakupljam školjke ili kamenčiće na plaži.	.489	.761
	VP8 – Proučavam prirodu mikroskopom ili dalekozorom.	.490	.760
	VP9 – Uživam u promatranju divlje životinje kako se igra.	.675	.545
	VP10 – Odvojim vrijeme da primijetim leptire i/ili pčele.	.766	.413
	VP11 – Zastanem kako bih pogledao/la Mjesec i/ili zvijezde.	.723	.477
	VP12 – Gledam izlazak Sunca.	.712	.493
	VP13 – Gledam oblake.	.749	.439

Napomena. r_{if} – korelacija između tvrdnje i faktora

4.2. Osjetljivost i pouzdanost

U Tablici 3 prikazani su deskriptivni parametri i rezultati analize pouzdanosti za četiri subskale: Kontakt s prirodom, Primjećivanje prirode, Vrednovanje kontakta s prirodom i Vrednovanje primjećivanja prirode. Kolmogorov-Smirnovljev test upućuje na normalnost distribucija rezultata na subskali Kontakt s prirodom i Primjećivanje prirode, no i na značajno odstupanje od normalne distribucije kad je riječ o Vrednovanju kontakta s prirodom i Vrednovanju primjećivanja prirode. S obzirom na visoku osjetljivost Kolmogorov-Smirnovljeva testa na veličinu uzorka, posebice kod većih uzoraka, normalnost distribucije procijenjena je i na temelju indeksa asimetričnosti i spljoštenosti, koji pružaju informativniji uvid u oblik distribucije rezultata. S obzirom na vrijednosti indeksa asimetričnosti i spljoštenosti koje ne prelaze $-/+2$, može se zaključiti kako je distribucija rezultata približno normalna (George i Mallery, 2010). Rezultati na subskalama kojima se ispituje vrednovanje kontakta s prirodom i primjećivanja prirode su pomaknuti prema višim vrijednostima i pozitivne vrijednosti spljoštenosti upućuju na leptokurtičnu distribuciju rezultata. Pokazatelji varijabiliteta rezultata upućuju na veću osjetljivost procjena čestine uključenosti u navedene aktivnosti, no pouzdanost se pokazala nešto većom kod vrednovanja tih aktivnosti, što se vjerojatno može pripisati manjoj podređenosti osobnih vrijednosti vanjskim okolnostima i mogućnostima. Pouzdanost subskala izražena preko koeficijenta unutarnje konzistencije Cronbachova alpha i McDonaldova omega pokazala se zadovoljavajuće visokom za sve skale i kreće se u rasponu od .776 do .913. Treba napomenuti da bi se pouzdanost Kontakta s prirodom povećala na oko .80 da se izbacila čestica 3 (*Plivam ili veslam u rijeci ili moru*), no ipak je zadržana radi usporedivosti s originalnom skalom.

Moguće je da dio varijance rezultata odgovora na toj čestici nije toliko odraz kontakta s prirodom ili želje za takvim kontaktom, već preferencije aktivnosti plivanja i veslanja same po sebi. Prosječne korelacije među česticama su umjerene razine i kreću se od .36 do .44.

Tablica 3.

Deskriptivni parametri i rezultati analize pouzdanosti subskala Liste kontakta s prirodom i primjećivanja prirode (N = 210)

	Kontakt s prirodom	Primjećivanje prirode	Vrednovanje kontakta s prirodom	Vrednovanje primjećivanja prirode
<i>N</i>	507	507	210	210
<i>M</i>	4.490	4.563	4.614	4.410
<i>C</i>	4.500	4.615	5.000	4.615
Minimum	1.167	1.462	2.800	1.923
Maksimum	7.000	7.000	5.000	5.000
<i>SD</i>	1.054	1.065	0.536	0.597
Koeficijent varijabilnosti	23.476	23.338	11.619	13.533
Asimetričnost	-0.381	-0.275	-1.487	-1.084
Standardna pogreška asimetričnosti	0.108	0.108	0.168	0.168
Spljoštenost	0.024	-0.145	1.549	0.712
Standardna pogreška spljoštenosti	0.217	0.217	0.334	0.334
Kolmogorov-Smirnovljevi D	.050	.042	.269**	.161**
McDonald ω	.788	.883	.801	.913
Cronbach α	.776	.880	.795	.912
Prosječna korelacija među česticama	.366	.361	.437	.444

** $p < .01$

4.3. Valjanost

Konvergentna, odnosno divergentna valjanost Liste kontakta s prirodom i primjećivanja prirode ispitana je izračunom korelacija rezultata na sve četiri subskale međusobno i s rezultatima na Skali povezanosti s prirodom (*Connectedness to Nature Scale*; CNS; Mayer i Frantz, 2004) te s rezultatima na Petofaktorskom upitniku usredotočene svjesnosti (*FFMQ – Five Facet Mindfulness Questionnaire*; Baer i sur., 2006) (Tablica 4). Kod potonjeg je riječ o upitniku koji se sastoji od 5 međusobno povezanih dimenzija, a koje se odnose na faktore koji su uključeni u proces usredotočene svjesnosti: opažanje, opisivanje, djelovanje sa sviješću, neprosuđivanje i nereagirane. Za dvije subskale Kontakt s prirodom i Primjećivanje prirode provjerene su korelacije s dihotomnim odgovorima na pitanje smatra li se sudionik povezan s prirodom te s procjenama izloženosti i primjećivanja prirode u svakodnevnom okruženju i izvan njega mjerenih s po jednom tvrdnjom (Tablica 5). Riječ je o podacima iz različitih istraživanja odnosno na različitim uzorcima, zbog čega su analize provedene odvojeno. Kad je riječ o međusobnoj povezanosti rezultata na subskalama, sve su pozitivne i značajne. Umjereno su visoke korelacije među subskalama učestalosti u aktivnosti kontakta i primjećivanja prirode, među subskalama vrednovanja kontakta i primjećivanja prirode, te vrednovanja primjećivanja i učestalosti primjećivanja prirode, dok su ostale korelacije umjerene (Tablica 4). Utvrđene su umjerene pozitivne korelacije s mjerama povezanosti s prirodom, dakle, što je netko povezaniji s prirodom, ujedno je u

prosjeku češće uključen u aktivnosti kontakta i primjećivanja prirode i više vrednuje te aktivnosti. Učestalije aktivnosti kontakta s prirodom i primjećivanja prirode također su umjereno značajno povezane s iskazanom većom razinom izloženosti prirodi i primjećivanja prirode na jednočestičnim mjerama, no u oba su slučaja veće korelacije s učestalosti kontakta s prirodom iako bi se očekivalo da će biti s primjećivanjem kad je riječ o mjerama procjene primjećivanja prirodnih okruženja (Tablica 5). S obzirom na umjereno visoke korelacije među subskalama kontakta i primjećivanja prirode, moglo bi se govoriti i dijelom o preklapanju tih mjera. Nije neobično očekivati da će netko tko je učestalije u kontaktu s prirodom ili izloženiji prirodi u okruženjima općenito ujedno i više primjećivati prirodu, no moguće je da su neki oblici navedenih aktivnosti primjećivanja prirode ujedno i odraz razloga izlaganju prirodi odnosno kontakta s prirodom i konkretni oblici aktivne interakcije, a ne samo pasivnog primjećivanja (npr. fotografiranje, proučavanje mikroskopom, slušanje pjeva ptica), a i da su neke navedene aktivnosti kontakta više usputan kontakt s prirodom što se odražava u izloženosti prirodi u svakodnevnom ili drugom okruženju. Kad je riječ o mjerama usredotočene svjesnosti (Tablica 4), sve su subskale nisko do umjereno korelirane pozitivno s dimenzijom opažanja, s tim da je najviše korelirana subskala učestalosti aktivnosti primjećivanja prirode, što bi se i moglo očekivati. S dimenzijama neprosuđivanje i djelovanje sa sviješću nema značajnih korelacija, s opisivanjem je korelirana nisko samo subskala učestalosti primjećivanja prirode, a nereagirane je nisko povezano s učestalosti primjećivanja i vrednovanja primjećivanja, dok nije s kontaktom i vrednovanjem kontakta.

Za provjeru konkurentne valjanosti *Liste kontakta s prirodom i primjećivanja prirode*, provjerene su korelacije s rezultatima na Kratkom upitniku mentalnog zdravlja (MHI-5; Davies i sur., 1988; Slišković, 2020) (Tablica 4) te na jednočestičnoj mjeri procjene zadovoljstva životom (Korajlija i sur., 2019) i na subskali Životni stil očuvanja okoliša iz Skale prookolišnih ponašanja (*PEB – Pro-environmental Behavior Scale*; Larson i sur., 2015) (Tablica 5). Rezultati na svim subskalama su u značajnoj niskoj pozitivnoj korelaciji s rezultatima na mjeri ponašanja očuvanja okoliša (Tablica 4). S mjerom zadovoljstva životom su pozitivno povezane učestalost aktivnosti kontakta s prirodom (umjereno nisko) i primjećivanja prirode (nisko), no ne i vrednovanje tih aktivnosti (Tablica 4). Procjena mentalnog zdravlja je pozitivno, umjereno nisko povezana s učestalošću aktivnosti kontakta s prirodom, ali ne i s učestalosti aktivnosti primjećivanja prirode. Navedene aktivnosti kontakta s prirodom su ujedno i odraz više razine kretanja odnosno fizičke aktivnosti (šetanje, planinarenje, plivanje, veslanje), pa bi se doprinos mentalnom zdravlju mogao pripisati i tom dijelu varijance rezultata. Još k tomu, ako netko vrednuje neku aktivnost i uključen je u nju, to može doprinijeti osjećaju dobrobiti. S druge strane, smanjenom osjećaju dobrobiti može doprinijeti neuključivanje u cijenjenju aktivnost (npr. zbog nemogućnosti ili pak snižene razine energije zbog određene mentalne poteškoće), pa se poništava korelacija kad se uzme u obzir širi varijabilitet odgovora. Rezultati idu u prilog konkurentnoj i diskriminativnoj valjanosti subskala *Liste kontakta s prirodom i primjećivanja prirode*.

Tablica 4.

Prikaz Pearsonovih koeficijenata korelacija rezultata na subskalama Liste kontakta s prirodom i primjećivanja prirode međusobno i s povezanosti s prirodom (CNS), procjenom zadovoljstva životom, životnim stilom očuvanja okoliša i faktorima koji su uključeni u proces usredotočene svjesnosti (FFMQ: opažanje, opisivanje, djelovanje sa sviješću, neprosuđivanje i nereagirane) (N = 210)

	Kontakt	Primjeć.	Vredn. kontakta	Vredn. primjećiv.
Kontakt s prirodom	1			
Primjećivanje prirode	.696***	1		
Vrednovanje kontakta	.452***	.343***	1	
Vrednovanje primjećivanja	.385***	.612***	.715***	1
CNS Povezanost s prirodom	.379***	.392***	.374***	.424***
FFMQ nereagirane	.110	.201**	.090	.145*
FFMQ neprosuđivanje	.026	-.016	.047	.050
FFMQ djelovanje sa sviješću	.116	.112	.014	.041
FFMQ opisivanje	.084	.140*	.071	.117
FFMQ opažanje	.348***	.440***	.297***	.359***
Očuvanje okoliša	.179**	.192**	.177*	.180**
Koliko ste sveukupno zadovoljni svojim životom?	.241***	.166*	.062	.103

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

Tablica 5.

Prikaz Pearsonovih koeficijenata korelacija rezultata na subskalama Kontakt s prirodom i Primjećivanje prirode međusobno i s procjenama povezanosti s prirodom, izloženosti prirodnom okruženju, primjećivanja prirodnog okruženja i mentalnog zdravlja (N = 297)

	Kontakt s prirodom	Primjećivanje prirode
Kontakt s prirodom	1	.562***
Primjećivanje prirode	.562***	1
Smatrate li se osobom koja je povezana s prirodom? (ne – 0; da – 1)	.492***	.386***
U svakodnevnom kućnom, putničkom i radnom okruženju i aktivnostima, ocijenite razinu izloženosti „prirodnom okruženju“.	.444***	.308***
Koliko primjećujete prirodno okruženje u svom svakodnevnom životu?	.445***	.416***
Ocijenite učestalost izlaganja okolišu bogatom prirodom IZVAN svojega svakodnevnog okruženja.	.461***	.331***
Koliko primjećujete prirodu u tim okruženjima?	.347***	.332***
Mentalno zdravlje (MHI-5)	.221***	.110

*** $p < .001$

Zaključno, razmatrajući više ispitanih psihometrijskih karakteristika Liste kontakta s prirodom i primjećivanja prirode koje su se pokazale zadovoljavajućima, može se preporučiti korištenje subskala ovoga mjernog instrumenta u znanstvene, pa i praktične svrhe za osmišljavanje ili provjeru intervencija. Međutim, potrebno je poduzimati daljnje provjere i eventualne modifikacije ovoga mjernog instrumenta na specifičnim poduzorcima ili većim reprezentativnijim uzorcima dijelova opće populacije. Struktura bi mjernog instrumenta mogla biti ovisna o mogućnostima koje osoba ima za kontakt s prirodom, može također biti ovisna o konceptualizaciji same prirode ili bi se mogle razmatrati neke tvrdnje korištene u ovome mjernom instrumentu kroz primjećivanje i interakciju s okolinom općenito, a ne

samo prirodnih elemenata, te bavljenje različitim aktivnostima koje ne mora biti motivirano izlaganjem samomu prirodnom okruženju. Riječ je o jako širokom konstrukt, koji je možda teže operacionalizirati, te se u budućnosti može ići u tom smjeru. Čini se čak i preporučljivim uzimati u obzir uže kategorije aktivnosti unutar ove liste aktivnosti kad se uzmu u obzir značajne rezidualne kovarijance između određenih tvrdnji. Trebalo bi dalje provjeriti kakvi bi bili odnosi takvih kategorija ili pak odgovora na pojedinačnim tvrdnjama s drugim varijablama, što je nadilazilo opseg ovog rada. Bilo bi zanimljivo i dodatno proširiti aktivnosti kontakta i primjećivanja prirode i bolju distinkciju napraviti među njima u vidu razine pasivne i aktivne interakcije s prirodom/okolinom.

Literatura

- Baer, R. A., Smith, G. T., Hopkins, J., Krietemeyer, J. i Toney, L. (2006). Using self-report assessment methods to explore facets of mindfulness. *Assessment*, 13(1), 27–45. <https://doi.org/10.1177/1073191105283504>
- Davies, A. R., Sherbourne, C. D., Peterson, J. R. i Ware, J. E., Jr. (1988). *Scoring manual, adult health status and patient satisfaction measures used in RAND's health insurance experiment*. N-2190-HHS. RAND Corporation.
- Frumkin, H., Bratman, G. N., Breslow, S. J., Cochran, B., Kahn Jr, P. H., Lawler, J. J., ... i Wood, S. A. (2017). Nature contact and human health: A research agenda. *Environmental Health Perspectives*, 125(7), 075001. <https://doi.org/10.1289/EHP1663>
- George, D. i Mallery, M. (2010). *SPSS for windows step by step: A simple guide and reference, 17.0 update* (10. izdanje). Pearson.
- JASP Team (2025). JASP (Version 0.95.3)[Computer software]. <https://jasp-stats.org/>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (4th ed.). The Guilford Press.
- Korajlija, L. A., Mihaljević, I., i Jokić-Begić, N. (2019). Mjerenje zadovoljstva životom jednom česticom. *Socijalna Psihijatrija*, 47(4), 449–469. <https://doi.org/10.24869/spsih.2019.449>
- Larson, L. R., Stedman, R. C., Cooper, C. B., i Decker, D. J. (2015). Understanding the multi-dimensional structure of pro-environmental behavior. *Journal of Environmental Psychology*, 43, 112–124. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1016/j.jenvp.2015.06.004>
- Lumber, R., Richardson, M., i Sheffield, D. (2017). Beyond knowing nature: Contact, emotion, compassion, meaning, and beauty are pathways to nature connection. *PloS One*, 12(5), e0177186. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0177186>
- Mayer, F. S., i Frantz, C. M. (2004). The connectedness to nature scale: A measure of individuals' feeling in community with nature. *Journal of Environmental Psychology*, 24(4), 503–515. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2004.10.001>
- McEwan, K., Giles, D., Clarke, F. J., Kotera, Y., Evans, G., Terebenina, O., Minou, L., Teeling, C., Basran, J., Wood, W. i Weil, D. (2021). A Pragmatic Controlled Trial of Forest Bathing Compared with Compassionate Mind Training in the UK: Impacts on Self-Reported Wellbeing and Heart Rate Variability. *Sustainability*, 13(3), 1380. <https://doi.org/10.3390/su13031380>
- Nisbet, E. K. i Zelenski, J. M. (2013). *The NR-6: A brief, multidimensional measure of nature relatedness*. *Frontiers in Psychology*, 4, 813. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2013.00813>
- Passmore, H. A. i Holder, M. D. (2017). Noticing nature: Individual and social benefits of a two-week intervention. *The Journal of Positive Psychology*, 12(6), 537–546. <https://doi.org/10.1080/17439760.2016.1221126>
- Richardson, M., Hamlin, I., Butler, C. W., Thomas, R., i Hunt, A. (2022). Actively noticing nature (not just time in nature) helps promote nature connectedness. *Ecopsychology*, 14(1), 8–16. <https://doi.org/10.1089/eco.2021.0023>
- Richardson, M. i Sheffield, D. (2017). Three good things in nature: noticing nearby nature brings sustained increases in connection with nature. *PsyEcology: Bilingual Journal of Environmental Psychology*, 8(1), 1–32. <https://doi.org/10.1080/21711976.2016.1267136>
- Slišković, A. (2020). Kratki upitnik mentalnog zdravlja (MHI-5). U V. Čubela Adorić, I. Macuka, I. Burić i M. Nikolić Ivanišević (Ur.), *Zbirka psihologijskih skala i upitnika: Svezak 10* (str. 27–39). Morepress. <https://morepress.unizd.hr/books/press/catalog/book/65>
- Ulrich, R. S., Simons, R. F., Losito, B. D., Fiorito, E., Miles, M. A., i Zelson, M. (1991). Stress recovery during exposure to natural and urban environments. *Journal of Environmental Psychology*, 11(3), 201–230. [https://doi.org/10.1016/S0272-4944\(05\)80184-7](https://doi.org/10.1016/S0272-4944(05)80184-7)

U sljedećim tvrdnjama naznačite koliko se često bavite određenom aktivnošću te koliko cijenite ili biste cijenili sudjelovanje u ovoj aktivnosti. Nema točnih ili netočnih odgovora, stoga na tvrdnje odgovorite iskreno, onako kako odražava Vaše stvarno stanje i navike.

Koliko se često bavite ovom aktivnošću?

1 – Nikad, 2 – Manje od jednom godišnje, 3 – Barem jednom godišnje, 4 – Manje od jednom mjesečno, 5 – Barem jednom mjesečno, 6 – Barem jednom tjedno, 7 – Svakodnevno

Koliko cijenite ili biste cijenili sudjelovanje u ovoj aktivnosti?

1 – Ne cijenim/Ne bih cijenio/la, 2 – Cijenim ograničeno/Cijenio/la bih ograničeno, 3 – Cijenim prosječno/Prosječno bih cijenio/la, 4 – Cijenim/Cijenio/la bih, 5 – Iznimno cijenim/Iznimno bih cijenio/la

		Koliko se često bavite ovom aktivnošću?							Koliko cijenite ili biste cijenili sudjelovanje u ovoj aktivnosti?				
		1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5
K1	Posjećujem lokalni park ili drugu obližnju zelenu površinu.	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5
K2	Odabirem proći kroz lokalni park ili neko drugo zeleno područje na putu prema drugim mjestima.	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5
K3	Plivam ili veslam u rijeci ili moru.	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5
K4	Penjem se ili uspinjem na visoko brdo/planinu.	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5
K5	Provodim vrijeme u prirodi da se osjećam sretnije.	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5
P1	Gledam prirodne krajolike iz zatvorenog prostora ili tijekom putovanja.	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5
P2	Promatram divlji svijet.	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5
P3	Snimam fotografije ili videa divljeg svijeta, biljaka ili životinja.	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5
P4	Slušam ptičji pjev.	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5
P5	Mirišem divlje/poljsko cvijeće.	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5
P6	Fotografiram ili crtam/slikam prizore iz prirode, biljke, cvijeće, životinje itd.	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5
P7	Sakupljam školjke ili kamenčiće na plaži.	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5
P8	Proučavam prirodu mikroskopom ili dalekozorom.	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5
P9	Uživam u promatranju divlje životinje kako se igra.	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5
P10	Odvojim vrijeme da primijetim leptire i/ili pčele.	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5
P11	Zastanem kako bih pogledao/la Mjesec i/ili zvijezde.	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5
P12	Gledam izlazak Sunca.	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5
P13	Gledam oblake.	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5
K2	Odabirem proći kroz lokalni park ili neko drugo zeleno područje na putu prema drugim mjestima.	1	2	3	4	5	6	7	1	2	3	4	5
U sljedećoj tvrdnji naznačite prosječan broj dana u tjednu u kojima u prirodi provodite više od 1 sat. <i>1 – Ne provodim vrijeme u prirodi, 2 – 1 dan, 3 – 2-3 dana, 4 – 4-6 dana, 5 – svaki dan</i>													
K6	Prosječan broj dana u tjednu u kojima u prirodi provodim više od 1 sat.	1	2	3	4	5							

Bodovanje:

Učestalost aktivnosti kontakta s prirodom (lijevi stupac – skala sa 7 stupnjeva)

$$= (K1 + K2 + K3 + K4 + K5 + (1 + ((K6-1)*6/4)))/6$$

Učestalost aktivnosti primjećivanja prirode (lijevi stupac – skala sa 7 stupnjeva)

$$= (P1 + P2 + P3 + P4 + P5 + P6 + P7 + P8 + P9 + P10 + P11 + P12 + P13)/13$$

Vrednovanje aktivnosti kontakta s prirodom (desni stupac – skala s 5 stupnjeva)

$$= (K1 + K2 + K3 + K4 + K5)/5$$

Vrednovanje aktivnosti primjećivanja prirode (desni stupac – skala s 5 stupnjeva)

$$= (P1 + P2 + P3 + P4 + P5 + P6 + P7 + P8 + P9 + P10 + P11 + P12 + P13)/13$$

Upitnik percepcije kvalitete zdravstvenih usluga

Konstruirale: Ljiljana Gregov, Ana Proroković i Petra Čarija

Priredile: Ana Proroković i Maja Svegli Đapo

1. Uvod

Globalni demografski i tehnološki trendovi, kao što su rast broja stanovnika, produljenje životnog vijeka i ubrzan razvoj medicinske tehnologije, doveli su do povećane potražnje za zdravstvenom skrbi te širenja ponude zdravstvenih usluga. U takvom okruženju kvaliteta zdravstvene skrbi postaje jedno od središnjih pitanja modernih zdravstvenih sustava, pri čemu joj se daje sve veća važnost na individualnoj, organizacijskoj, tržišnoj i društvenoj razini. Kvalitetna skrb danas se promatra kao kombinacija stručne izvrsnosti, učinkovitog upravljanja resursima i zadovoljenja potreba pacijenata, što najbolje sažima definicija Svjetske zdravstvene organizacije prema kojoj cilj zdravstvene skrbi jest pružiti najbolji mogući ishod uz minimalan rizik.

Procjena kvalitete zdravstvene skrbi važna je i za psihologijsku struku jer kvaliteta usluge nije samo rezultat medicinskih postupaka, nego i psiholoških čimbenika poput komunikacije, povjerenja, očekivanja i emocionalnog doživljaja pacijenta. Upravo ti elementi snažno utječu na zadovoljstvo, suradnju u liječenju, zdravstvene ishode i ukupnu dobrobit korisnika. Pritom se kvaliteta zdravstvene usluge najčešće promatra višedimenzijski te obuhvaća i objektivne pokazatelje i subjektivne korisničke procjene. Budući da svaki korisnik zdravstveni sustav doživljava kroz vlastita očekivanja, iskustva, zdravstveno stanje i sociodemografske karakteristike, percepcija kvalitete znatno varira među pojedincima. Na primjer, istraživanja pokazuju da su mlađi korisnici češće kritičniji, dok starije i zdravije osobe iskazuju veće zadovoljstvo (Jaipaul i Rosenthal, 2003; Rahmqvist i Bara, 2010; Young i sur., 2000). Ulogu imaju i obrazovanje, zdravstvena pismenost, učestalost korištenja usluga te prisutnost kroničnih bolesti (Crow i sur., 2002; Mavar i sur., 2024).

Zbog rastuće dostupnosti informacija i većeg ulaganja u vlastito zdravlje, današnji pacijenti imaju sve izraženija očekivanja te kvalitetu usluge doživljavaju kao ključan kriterij zadovoljstva, povjerenja i budućeg ponašanja. Posljedično, percepcija kvalitete postaje važan pokazatelj učinkovitosti zdravstvene ustanove i njezina položaja na tržištu. U zemljama u razvoju, uključujući Hrvatsku, korisnici najčešće navode dugo čekanje, nedostatak vremena za razgovor i varijabilnu komunikaciju kao ključne izazove kvalitete. Unatoč relativno visokim ocjenama javnog zdravstva u ispitivanjima javnog mnijenja, pojedina istraživanja pokazuju nerazmjer između očekivane i percipirane kvalitete, osobito u primarnoj zdravstvenoj zaštiti, gdje korisnici često procjenjuju da usluga zaostaje za njihovim očekivanjima u svim dimenzijama (Ozretić Došen i sur., 2010).

Iako u Hrvatskoj postoji određeni broj istraživanja koja su se koristila različitim mjernim instrumentima (uglavnom adaptiranim s engleskoga govornog područja), za procjenu kvalitete zdravstvene skrbi, najčešće su se oni odnosili na različite aspekte primarne zdravstvene zaštite ili bolničku skrb, a vrlo rijetko na sekundarnu razinu zdravstvene zaštite. Također, često su bivala obuhvaćena uža i ciljana područja zdravstvene skrbi, odnosno samo neke od mogućih dimenzija kvalitete usluga. U tom se kontekstu javlja potreba za psihometrijski valjanim instrumentima koji mogu precizno i sustavno mjeriti kvalitetu zdravstvene usluge iz perspektive korisnika. Sustavno praćenje kvalitete ne služi samo evaluaciji postojeće prakse, već i strateškom upravljanju, identifikaciji područja za poboljšanje te jačanju sigurnosti pacijenata. Kako se kvaliteta sve više promatra kao rezultat interakcije brojnih čimbenika, od organizacijskih procesa do komunikacijskih vještina zdravstvenih djelatnika, posebno su važni instrumenti koji zahvaćaju širok raspon iskustava korisnika. S tim ciljem konstruiran je Upitnik percepcije kvalitete zdravstvenih usluga koji obuhvaća različite aspekte iskustva korisnika/pacijenata na razini sekundarne zdravstvene zaštite. Te ključne

dimenzije korisničkog iskustva su: dostupnost i pristupačnost usluge, profesionalnost i komunikacija medicinskog osoblja, organizacija rada, uvjeti i opremljenost ustanove, informiranost pacijenta, dijagnostička i terapijska temeljitost te subjektivni doživljaj cjelokupne skrbi.

2. Opis upitnika

Upitnik je nastao kvalitativnom analizom pitanja otvorenog tipa (tijekom predispitivanja), kao i analizom nekih postojećih mjernih instrumenata i njihovih nedostataka koji su se pokušali nadići, uključujući i sadržajne prilagodbe zdravstvenom sustavu u Hrvatskoj. Predispitivanje je provedeno krajem 2024. godine na manjemu prigodnom uzorku pripadnika ciljane populacije ($N = 48$) radi procjene jasnoće i sadržajne prikladnosti pitanja. Sudjelovali su studenti psihologije i zdravstvenih studija (zaposleni u zdravstvenom sektoru), a njihovi odgovori analizirani su kvalitativno i korišteni u konstrukciji konačne verzije instrumenta. Iako je prije svega namijenjen za procjenu kvalitete na sekundarnoj razini zdravstvene skrbi, uz manje modifikacije može se rabiti i u kontekstu primarne zdravstvene zaštite. Upitnik sadrži 25 tvrdnji (npr. *Kako procjenjujete ljubaznost liječnika tijekom pregleda?*), a zadatak procjenjivača/korisnika zdravstvenih usluga jest procijeniti svaku od njih na skali od 1 do 5, pri čemu 1 označava „u potpunosti nezadovoljavajuće“, a 5 „u potpunosti zadovoljavajuće“.

3. Opis uzorka

Upitnik je proveden na uzorku od 317 korisnika zdravstvenih usluga u Republici Hrvatskoj tijekom 2025. godine, među kojima je bilo 236 žena i 81 muškarac. Prosječna dob sudionika iznosila je 35.57 godina. Istraživanje je imalo anonimno i dobrovoljno karakter te je provedeno kombinacijom *online* upitnika izrađenog putem alata *Google Forms* i papirnate verzije distribuirane korisnicima u različitim ustanovama sekundarne zdravstvene zaštite. Dodatno, upitnik je dijeljen putem različitih internetskih platformi i grupa namijenjenih korisnicima zdravstvenih usluga. Dio sudionika uključen je metodom „snježne grude“, pri čemu su ispitanici prosljeđivali upitnik osobama iz vlastitog okruženja. Ukupno je 220 sudionika ispunilo *online* verziju upitnika, dok je papirnatu verziju ispunilo 97 sudionika. Ispunjavanje upitnika u prosjeku je trajalo od 10 do 15 minuta. Sudionici su, na temelju vlastitog iskustva te iskustava osoba iz njihova bliskog okruženja, procjenjivali različite aspekte kvalitete javnoga zdravstvenog sustava u Hrvatskoj na razini sekundarne zdravstvene zaštite.

4. Psihometrijska svojstva upitnika

4.1. Faktorska struktura i pouzdanost

S obzirom na to da je upitnik novokonstruiran i prvi put primijenjen na uzorku korisnika zdravstvenog sustava, na prikupljenim podacima provedena je eksploratorna faktorska analiza (model zajedničkih faktora, uz R^2 kao procjenu komunaliteta). Uz interpretabilnost rješenja, kao statistički kriteriji za određivanje broja značajnih faktora korišteni su Guttman-Kaiserov kriterij (karakteristični korijen > 1), Cattellov *scree test* („pravilo lakta“) te paralelna analiza (*analytics.gonzaga.edu/parallelingine/*). Svi su primijenjeni kriteriji pokazali jednoznačne rezultate, sugerirajući zadržavanje jednoga značajnog faktora (Tablica 1). Faktorska zasićenja i korelacije s ukupnim rezultatom prikazani su u Tablici 2.

Tablica 1.*Prikaz prvih pet karakterističnih korijena (dobivenih i produciranih paralelnim analizama)*

	Karakteristični korijen	Paralelne analize (prosječni korijen)	Paralelne analize (95-i centil)
1	12.93	1.55	1.65
2	0.99	1.46	1.52
3	0.73	1.39	1.45
4	0.39	1.33	1.38
5	0.32	1.28	1.32

Tablica 2.*Prikaz standardiziranih faktorskih zasićenja i pouzdanosti tipa unutarnje konzistencije Upitnika percepcije kvalitete zdravstvenih usluga u javnom sektoru za korisnike zdravstvenih usluga*

Kako procjenjujete...	F1	r _{it}
1. ...ljubaznost liječnika tijekom pregleda?	.78	.76
2. ...vrijeme čekanja na termin za pregled (upis)?	.50	.50
3. ...temeljnost dijagnosticiranja od strane liječnika?	.75	.73
4. ...strpljivost i blagonaklonost liječnika tijekom pregleda?	.81	.79
5. ...dobivenu povratnu informaciju od strane liječnika (sadržaj, opseg, način priopćenja)?	.83	.81
6. ...liječnikovo objašnjenje za planirano liječenje i potrebnu intervenciju?	.81	.78
7. ...podršku liječnika u svladavanju emocionalnih problema vezanih uz dijagnozu i prognozu bolesti?	.80	.72
8. ...praćenje zdravstvenog stanja od strane liječnika (čestina zakazanih kontrola)?	.75	.78
9. ...ljubaznost drugog stručnog osoblja koje pomaže liječniku (medicinska sestra, tehničar, laborant, inženjer)?	.80	.74
10. ...interpretaciju napisanog nalaza nakon dijagnostičke pretrage (UZV, CT, MRI i sl.)?	.80	.77
11. ...predanost liječnika svom poslu?	.81	.78
12. ...vlastiti osjećaj nakon obavljenog liječničkog pregleda?	.71	.79
13. ...higijenu u ordinaciji, čekaonici i drugim prostorima?	.83	.70
14. ...količinu vremena koje je liječnik posvetio pregledu i komunikaciji s Vama?	.69	.82
15. ...spremnost pomoćnog osoblja da pomogne teže pokretnom korisniku?	.72	.68
16. ...mogućnost usklađivanja termina pregleda s Vašim obvezama?	.66	.71
17. ...mogućnost komunikacije s liječnikom putem telefona ili <i>maila</i> ?	.56	.64
18. ...duljinu čekanja u čekaonici?	.73	.56
19. ...organiziranost medicinskog tima u ambulanti ili bolnici?	.75	.72
20. ...suradnju između liječnika međusobno?	.77	.73
21. ...suradnju između liječnika i drugih stručnih osoba (medicinska sestra, inženjer, laborant i dr.)?	.31	.75
22. ...primjerenost plaće za rad liječnika?	.65	.64
23. ...kvalitetu popratnih administrativnih poslova vezanih uz pregled (npr. izdavanje računa i sl.)?	.65	.64
24. ...opremljenost radnog prostora medicinskim instrumentima i uređajima?	.49	.48
25. ...dostatnost materijalnih sredstava za rad (zavoji, medikamenti, potrošni materijal i sl.)?	.74	.31
Karakteristični korijen	12.94	
Postotak objašnjene varijance	52.0%	
Pouzdanost Cronbach α	.961	
Prosječna korelacija među česticama	.511	

Napomena. F1 – faktorsko zasićenje; rit – korelacije s ukupnim rezultatom

Iako se zbog heterogenog sadržaja čestica koje obuhvaćaju različite aspekte iskustva korisnika teorijski mogla očekivati višedimenzijaska struktura upitnika, on je pokazao jasno izraženu jednofaktorsku strukturu, s relativno visokim faktorskim zasićenjima na gotovo svim česticama. Iznimku predstavlja čestica koja se odnosi na procjenu suradnje među liječnicima i ostalim medicinskim osobljem, no njezina ekstrakcija iz ukupnog rezultata ne bi dovela do povećanja pouzdanosti instrumenta (Tablica 2). Jedan izdvojeni faktor objašnjava približno 52 % varijance ispitivanog konstrukta, što se može smatrati zadovoljavajućim rezultatom. Nadalje, unutarnja konzistencija jednodimenzijske mjere pokazala se vrlo visokom (Cronbach $\alpha = .961$), uz relativno visoke prosječne korelacije među česticama i korelacije svake čestice s ukupnim rezultatom (rit). Na temelju navedenog može se zaključiti da upitnik pokazuje jasnu jednodimenzionalnost te da se ukupni rezultat, odnosno mjera procijenjene kvalitete, može valjano dobiti zbrajanjem ili računanjem prosjeka procjena na svim česticama.

4.2. Osjetljivost

Osnovni deskriptivni pokazatelji zbirnih rezultata na upitniku (Tablica 3) upućuju na to da je riječ o zadovoljavajuće osjetljivoj mjeri s približno normalnom distribucijom rezultata. Na takav zaključak upućuju različiti pokazatelji varijabilnosti, uključujući indekse asimetrije i spljoštenosti, kao i rezultat Kolmogorov-Smirnovljeva testa ($d = 0.058$, $p > .20$), prema kojem distribucija ukupnih rezultata ne odstupa značajno od normalne distribucije (Slika 1).

Tablica 3.

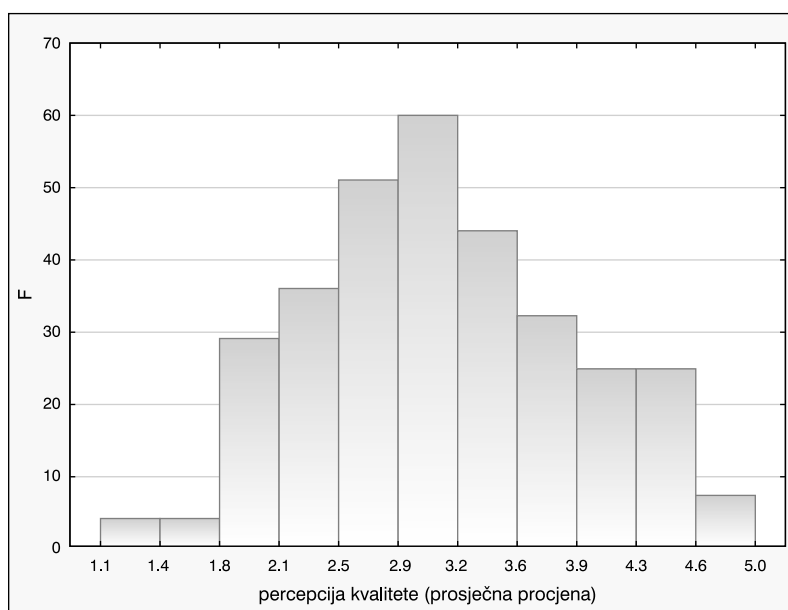
Osnovni deskriptivni parametri ukupnih rezultata na Upitniku percepcije kvalitete zdravstvenih usluga

	<i>N</i>	<i>M</i>	Min	Max	<i>SD</i>	<i>SD_M</i>	<i>A</i>	<i>SE_A</i>	<i>S</i>	<i>SE_S</i>
Ukupni rezultat (prosjeak)	317	3.12	1.08	5	0.80	0.04	0.14	0.13	-0.53	0.27

SD_M – standardna pogreška aritmetičke sredine; *A* – asimetričnost; *S* – spljoštenost; *SE_A* – standardna pogreška asimetričnosti; *SE_S* – standardna pogreška spljoštenosti

Slika 1.

Distribucija rezultata na Upitniku percepcije kvalitete zdravstvenih usluga



4.3. Valjanost

U prilog konkurentnoj valjanosti upitnika govori rezultat t-testa koji upućuje na značajnu razliku u procjeni kvalitete privatnih i javnih zdravstvenih usluga u RH (Tablica 4). U skladu s očekivanjima (Kocijan i Vuković, 2023), privatni zdravstveni sektor ostvaruje značajno više procjene svih ispitivanih aspekata kvalitete, i to u prosjeku za približno jednu skalnu jedinicu. Veličina učinka pritom je dosta visoka (parcijalni *eta kvadrat* sugerira da je oko 65.3 % varijance objašnjeno upravo glavnim efektom). U tom se kontekstu prosječna procjena kvalitete privatnih zdravstvenih usluga ($M = 4.09$) može smatrati zadovoljavajućom, dok se prosječna procjena javnih zdravstvenih usluga ($M = 3.12$) može ocijeniti kao prolazna, ali ne osobito visoka.

Tablica 4.

Rezultati testiranja značajnosti razlike između procjene kvalitete javnih i privatnih zdravstvenih usluga

	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>t</i>	<i>df</i>	<i>p</i>	η^2_p
Percepcija javnog sektora	3.12	0.80				
Percepcija privatnog sektora	4.09	0.69	24.33	315	< .001	0.653

Dodatno, u prilog konvergentnoj valjanosti govore značajni koeficijenti korelacije koji su dobiveni između ukupnog rezultata na upitniku i teorijski povezanih konstrukata kao što je opće zadovoljstvo zdravstvenom uslugom u javnom i privatnom sektoru (procijenjeno na skali od 1 do 7) te nekih drugih varijabli kao što su mjesečna primanja i stupanj obrazovanja u očekivanom smjeru (Bautista i sur., 2007; Rahmqvist i Bara, 2010). Viša mjesečna primanja pozitivno su povezana s višom procjenom kvalitete zdravstvenih usluga, a niži stupanj obrazovanja povezan je s višim procjenama kvalitete javnih zdravstvenih usluga.

Tablica 5.

Pearsonovi koeficijenti korelacije između ukupnog rezultata na upitniku i nekih teorijski povezanih varijabli

	Percepcija privatnog sektora	Mjesečna primanja	Stupanj obrazovanja	Zadovoljstvo javnim sektorom	Zadovoljstvo privatnim sektorom
Percepcija javnog sektora	.56**	.12*	-.11*	.62**	.22**
Percepcija privatnog sektora	1	.17**	-.07	.35**	.51**
Mjesečna primanja		1	-.28**	.23**	.17**
Stupanj obrazovanja			1	-.15**	-.03
Zadovoljstvo javnim sektorom				1	.38**

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

U konačnici, može se zaključiti kako ovaj novokonstruirani instrument pokazuje dobre metrijske karakteristike, omogućava prikupljanje standardiziranih i usporedivih podataka te pruža temelje za daljnji razvoj, unapređenje i transparentno vrednovanje zdravstvenih usluga na razini različitih ustanova i cjelokupnog sustava. Osim u psihologijskoj struci, upitnik je predviđen za primjenu i u drugim znanstvenim područjima, osobito u zdravstvenim i medicinskim disciplinama, kao i u ostalim srodnim strukama.

Literatura

- Bautista, R. E., Glen, E. T. i Shetty, N. K. (2007). Factors associated with satisfaction with care among patients with epilepsy. *Epilepsy & Behavior*, 11(4), 518–524. <https://doi.org/10.1016/j.yebeh.2007.08.006>
- Crow, R., Gage, H., Hampson, S., Hart, J., Kimber, A., Storey, L. i Thomas, H. (2002). The measurement of satisfaction with healthcare: Implications for practice from a systematic review of the literature. *Health Technology Assessment*, 6(32), 1–244. <https://doi.org/10.3310/hta6320>
- Jaipaul, C. K. i Rosenthal, G. E. (2003). Are older patients more satisfied with hospital care than younger patients? *Journal of General Internal Medicine*, 18(1), 23–30. <https://doi.org/10.1046/j.1525-1497.2003.20214.x>
- Kocijan, I. i Vuković, K. (2023). Efficiency of the Croatian healthcare system through the users' lens: A qualitative approach. U M. V. Kaya & P. Chodnicka-Jaworska (Ur.), *Conference proceedings of the 33rd RSEP International Conference on Economics, Finance & Business* (str. 1–8). BC GRUP INC.
- Mavar, M. i Rupić Krstić, L. (2024). Zadovoljstvo zdravstvenom skrbi liječnika opće i obiteljske medicine kod korisnika s kroničnim i akutnim bolestima. *Medica Jadertina*, 54(2), 85–93. <https://doi.org/10.57140/mj.54.2.3>
- Rahmqvist, M. i Bara, A.-C. (2010). Patient characteristics and quality dimensions related to patient satisfaction. *International Journal for Quality in Health Care*, 22(2), 86–92. <https://doi.org/10.1093/intqhc/mzq009>
- Ozretić Došen, Đ., Škare, V. i Škare, T. (2010). Mjerenje kvalitete usluge primarne zdravstvene zaštite SERVQUAL instrumentom. *Revija za socijalnu politiku*, 17(1), 27–44.
- Young, G. J., Meterko, M. i Desai, K. R. (2000). Patient satisfaction with hospital care: Effects of demographic and institutional characteristics. *Medical Care*, 38(3), 325–334. <https://doi.org/10.1097/00005650-200003000-00009>

Molimo Vas da za sljedeće tvrdnje zaokružite broj na skali od **1** do **5** koji odgovara Vašoj procjeni kao korisnik zdravstvenih usluga:

- 1 u potpunosti nezadovoljavajuće**
 2 donekle nezadovoljavajuće
 3 ni zadovoljavajuće ni nezadovoljavajuće
 4 donekle zadovoljavajuće
5 u potpunosti zadovoljavajuće

Kako procjenjujete...

1.	...ljubaznost liječnika tijekom pregleda?	1	2	3	4	5
2.	...vrijeme čekanja na termin za pregled (upis)?	1	2	3	4	5
3.	...temeljnost dijagnosticiranja od strane liječnika?	1	2	3	4	5
4.	...strpljivost i blagonaklonost liječnika tijekom pregleda?	1	2	3	4	5
5.	...dobivenu povratnu informaciju od strane liječnika (sadržaj, opseg, način priopćenja)?	1	2	3	4	5
6.	...liječnikovo objašnjenje za planirano liječenje i potrebnu intervenciju?	1	2	3	4	5
7.	...podršku liječnika u vladavanju emocionalnih problema vezanih uz dijagnozu i prognozu bolesti?	1	2	3	4	5
8.	...praćenje zdravstvenog stanja od strane liječnika (čestina zakazanih kontrola)?	1	2	3	4	5
9.	...ljubaznost drugog stručnog osoblja koje pomaže liječniku (medicinska sestra, tehničar, laborant, inženjer)?	1	2	3	4	5
10.	...interpretaciju napisanog nalaza nakon dijagnostičke pretrage (UZV, CT, MRI i sl.)?	1	2	3	4	5
11.	...predanost liječnika svom poslu?	1	2	3	4	5
12.	...vlastiti osjećaj nakon obavljenog liječničkog pregleda?	1	2	3	4	5
13.	...higijenu u ordinaciji, čekaonici i drugim prostorima?	1	2	3	4	5
14.	...količinu vremena koje je liječnik posvetio pregledu i komunikaciji s Vama?	1	2	3	4	5
15.	...spremnost pomoćnog osoblja da pomogne teže pokretnom korisniku?	1	2	3	4	5
16.	...mogućnost usklađenja termina pregleda s Vašim obvezama?	1	2	3	4	5
17.	...mogućnost komunikacije s liječnikom putem telefona ili maila?	1	2	3	4	5
18.	...duljinu čekanja u čekaonici?	1	2	3	4	5
19.	...organiziranost medicinskog tima u ambulanti ili bolnici?	1	2	3	4	5
20.	...suradnju između liječnika međusobno?	1	2	3	4	5
21.	...suradnju između liječnika i drugih stručnih osoba (medicinska sestra, inženjer, laborant i dr.)?	1	2	3	4	5
22.	...primjerenost plaće za rad liječnika?	1	2	3	4	5
23.	...kvalitetu popratnih administrativnih poslova vezanih uz pregled (npr. izdavanje računa i sl.)?	1	2	3	4	5
24.	...opremljenost radnog prostora medicinskim instrumentima i uređajima?	1	2	3	4	5
25.	...dostatnost materijalnih sredstava za rad (zavoji, medikamenti, potrošni materijal i sl.)?	1	2	3	4	5

Skala žaljenja zbog roditeljstva¹

Izvorni instrument: *Parenthood Regret Scale – PRS* (Piotrowski i sur., 2023)

Adaptirale i priredile: Ivana Macuka i Neda Jukić

1. Teorijska osnova

Roditeljstvo za većinu osoba predstavlja jedno od ključnih životnih iskustava koje donosi duboke promjene u emocionalnome, socijalnom i organizacijskom aspektu života (Nomaguchi i Milkie, 2020). Iako se često opisuje kao univerzalno pozitivna i ispunjavajuća životna uloga, roditeljstvo je zahtjevno i obuhvaća raznolike zadatke, odgovornosti, obrasce komunikacije i odnose koji se razvijaju u interakciji s djecom (Macuka, 2024). Upravo zbog te složenosti teško ga je jednoznačno definirati, a iskustva roditelja mogu se znatno razlikovati.

Pojava žaljenja zbog roditeljstva sve se češće razmatra u okviru koncepta intenzivnog roditeljstva, koji podrazumijeva visoka očekivanja, emocionalnu i vremensku potpunu posvećenost djetetu te snažan društveni pritisak na roditeljsku kompetenciju. Takvi zahtjevi mogu povećati rizik od emocionalne iscrpljenosti i osjećaja da roditeljska uloga ne donosi očekivano zadovoljstvo. Iako se o žaljenju zbog roditeljstva rijetko govori otvoreno, dostupna istraživanja pokazuju da taj fenomen može imati znatne posljedice na mentalno zdravlje roditelja, kvalitetu obiteljskih odnosa i roditeljsku prilagodbu (Piotrowski i sur., 2023). Suvremeno društvo dodatno naglašava visoka očekivanja od roditelja te snažan fokus na potrebe i uspjeh djece, što povećava pritisak i složenost roditeljske uloge (Dupont i sur., 2022). Tek kada postanu roditelji, mnogi u potpunosti osvijeste opseg emocionalnih, organizacijskih i razvojnih zahtjeva koji prate odgoj djece (Piotrowski i sur., 2024).

Roditeljstvo se u većini svjetskih društava i kultura i dalje percipira kao moralna obveza, nešto što se podrazumijeva, očekuje i vrednuje kao dio ispunjenog života (Rojas Betancur i sur., 2023). Međutim, istovremeno svjedočimo promjenama u odlukama o roditeljstvu. Sve više žena i muškaraca odlučuje odgoditi roditeljstvo, a neki svjesno biraju život bez djece. Te odluke često proizlaze iz promjene životnih prioriteta, ekonomskih uvjeta, ali i osobnih vrijednosti. Unatoč tim promjenama, društvene osude i tabu žaljenja i dalje su prisutni. Roditeljstvo se prikazuje kao nešto što je nagrađujuće, ispunjavajuće i temelj osobnog razvoja, pa se žaljenje zbog roditeljstva često doživljava kao moralno neprihvatljivo. Upravo zbog tog jaza između stvarnih iskustava i društvenih očekivanja, važno je otvoriti prostor za iskrenu raspravu o složenosti roditeljske uloge, bez osude, s razumijevanjem. U suvremenim istraživanjima sve se više pažnje posvećuje temama koje odstupaju od idealizirane slike roditeljstva. Jedna od takvih tema jest žaljenje zbog roditeljstva, fenomen koji je dugo bio prešućivan i društveno stigmatiziran (Piotrowski i sur., 2023; 2024). Iako se roditeljstvo tradicionalno prikazuje kao najvažnija i najnagrađujuća životna uloga, empirijski nalazi pokazuju da ne ispunjava očekivanjima uvijek te da može uključivati ambivalentne, pa i izrazito negativne emocije. Znanstveno istraživanje žaljenja u roditeljstvu stoga nije važno radi osude ili patologizacije roditelja, nego radi dubljeg razumijevanja raznolikosti roditeljskih iskustava i potreba. Prepoznavanje i konceptualizacija ovog fenomena omogućuju razvoj intervencija i oblika podrške usmjerenih na roditelje koji se suočavaju s emocionalnim poteškoćama unutar roditeljske uloge.

Žaljenje je kompleksno kognitivno-emocionalno stanje koje se javlja kada osoba procijeni da je neka životna odluka bila pogrešna, bilo zbog propuštenih prilika, bilo zbog izbora koji nisu donijeli očekivane ishode. U kontekstu roditeljstva, žaljenje se odnosi na duboko preispitivanje odluke o imanju djece, ne

¹ Skala žaljenja zbog roditeljstva dostupna je za slobodno korištenje u istraživačke svrhe, a za njezin prijevod i primjenu dobivena je suglasnost autora. Hrvatska adaptirana verzija također je slobodno dostupna za istraživačku uporabu. Podaci u Hrvatskoj su prikupljeni u sklopu međunarodne studije IIPB 3 (*International Investigation of Parental Burnout – Study 3.1*), voditeljica Isabelle Roskam i Moïre Mikolajczak sa Sveučilišta u Louvainu u Belgiji.

nužno kao odraz nedostatka ljubavi prema djetetu, već kao izraz osjećaja da roditeljska uloga nije donijela osobno ispunjenje, stabilnost ili očekivanu kvalitetu života. Važno je razlikovati žaljenje od nezadovoljstva. Dok nezadovoljstvo može biti prolazno i povezano s konkretnim izazovima svakodnevice, poput umora, stresa ili roditeljskih konflikata, žaljenje predstavlja trajan, duboko ukorijenjen osjećaj da je sama odluka o roditeljstvu bila pogrešna. Taj osjećaj može biti iznimno bolan, često teško izrečen zbog snažnih društvenih normi koje roditeljstvo prikazuju kao moralnu obvezu i univerzalno ispunjujuće iskustvo. Prema recentnim stranim istraživanjima, između 5 i 14 % roditelja u razvijenim zemljama izražava žaljenje zbog odluke da imaju djecu (Piotrowski i sur., 2023; 2024). Ovi podaci upućuju na to da žaljenje nije rijetkost, već relevantan fenomen koji zaslužuje znanstvenu pažnju, razumijevanje i otvoreni dijalog. Roditelji koji proživljavaju žaljenje često se suočavaju s unutarnjim konfliktom, s jedne strane prisutna je ljubav prema djetetu, a s druge osjećaj da nisu bili spremni, da su izgubili dio vlastitog identiteta ili da su se našli u ulozi koja ih ne ispunjava.

Žaljenje zbog roditeljstva nije samo emocionalno neugodno iskustvo, već je povezano s nizom negativnih psiholoških ishoda. Empirijska istraživanja pokazuju da roditelji koji izražavaju veće razine žaljenja često iskazuju niže zadovoljstvo životom, izraženije simptome depresije te su skloniji sagorijevanju u roditeljskoj ulozi (Piotrowski i sur., 2023; 2024). Ti rezultati upućuju na to da žaljenje može imati dugoročne posljedice na emocionalnu stabilnost, svakodnevno funkcioniranje i kvalitetu roditeljskog angažmana. Osim kvantitativnih nalaza, kvalitativne studije dodatno osvjetljavaju dubinu ovog iskustva. Roditelji u tim istraživanjima govore o gubitku vlastitog identiteta, osjećaju da su previše žrtvovali sebe, te o neusklađenosti roditeljske uloge s vlastitim vrijednostima i životnim ciljevima (Moore i Abetz, 2019). Ovi narativi otkrivaju složene unutarnje konflikte koji se ne mogu svesti na jednostavne mjere zadovoljstva ili nezadovoljstva, već zahtijevaju dublje razumijevanje konteksta, očekivanja i osobnih granica. U konačnici, ovi nalazi potvrđuju da je žaljenje relevantan fenomen koji može utjecati na cjelokupno funkcioniranje roditelja, od mentalnog zdravlja, preko kvalitete odnosa s djecom, do sposobnosti prilagodbe roditeljskoj ulozi. Njegovo prepoznavanje u znanstvenom i stručnom diskursu ključno je za razvoj podrške koja ne počiva na idealizaciji, već na razumijevanju stvarnih potreba i iskustava roditelja.

2. Opis upitnika

Skala žaljenja zbog roditeljstva (*Parenthood Regret Scale – PRS*; Piotrowski i sur., 2023) razvijena je za mjerenje intenziteta žaljenja u roditeljskoj ulozi. Utemeljena je na kvalitativnim istraživanjima roditelja koji žale zbog odluke da imaju djecu (Donath, 2015; Matley, 2020; Moore i Abetz, 2019; Piotrowski, 2021) te na teorijskom shvaćanju žaljenja kao emocije koja proizlazi iz procjene da bi život bio bolji da je u prošlosti donesena drukčija odluka (Zeelenberg i Pieters, 2007). U početnoj fazi razvoja instrumenta autori su razmatrali tvrdnje povezane sa žaljenjem i razočaranjem, no preliminarne analize pokazale su jednofaktorsku strukturu. Budući da je cilj bio mjerenje žaljenja, iz skale su uklonjene tvrdnje povezane s razočaranjem. Konačna verzija skale sadrži 12 tvrdnji koje obuhvaćaju kognitivne i emocionalne aspekte žaljenja, poput procjene odluke kao loše, želje za vraćanjem vremena unatrag ili uvjerenja da bi drukčiji izbor doveo do boljeg života (primjer tvrdnji *Volio/Voljela bih da mogu vratiti vrijeme i odlučiti ne imati djecu.*). Zadatak sudionika je da na skali od pet stupnjeva izrazi slaganje s ponuđenim tvrdnjama (od 0 – „uopće se ne slažem“, do 4 – „u potpunosti se slažem“). Ukupni rezultat na skali formira se kao suma vrijednosti procjena na pojedinim tvrdnjama, a viši rezultat ujedno upućuje i na višu razinu žaljenja zbog roditeljstva. Mogući teorijski raspon rezultata kreće se od 0 do 48. Metrijske karakteristike skale ispitane su na uzorcima roditelja iz Poljske, Francuske i Engleske. Rezultati su potvrdili jednofaktorsku strukturu i zadovoljavajuću pouzdanost na svim uzorcima (Piotrowski i sur., 2023). Autori zaključuju da PRS predstavlja valjanu i pouzdanu mjeru te važan doprinos istraživanju ovog dosad zanemarenog, ali psihološki relevantnog konstrukta.

3. Opis uzorka

U istraživanju su sudjelovala 242 roditelja djece u dobi do 18 godina, pri čemu je uvjet sudjelovanja bio da barem jedno dijete još živi u kućanstvu. Podaci su prikupljeni u sklopu međunarodnog projekta IIPB 3 (*International Investigation of Parental Burnout – Study 3.1*), koji obuhvaća veći broj konstrukata povezanih s roditeljstvom, zbog čega je dio sudionika odustao tijekom ispunjavanja upitnika ($n = 537$). Naime, u analizu su uključeni samo roditelji koji su zadovoljili kriterije sudjelovanja i u potpunosti ispunili Skalu žaljenja zbog roditeljstva.

Uzorak čini ukupno 190 majki (78.5 %) i 52 oca (21.5 %). Prosječna dob roditelja iznosila je 39 godina ($M = 39.17$, $SD = 6.63$), s rasponom od 23 do 57 godina. Roditelji su naveli da u prosjeku imaju dvoje djece ($Mdn = 2.00$), a prosječna dob djece iznosila je 8 godina ($M = 8.03$, $SD = 5.14$). Većina roditelja navela je da je zaposlena (93 %). Što se tiče obrazovanja, roditelji su najčešće navodili da imaju više od 15 godina formalnog obrazovanja (62 %). Manji dio roditelja naveo je obrazovanje u trajanju od 12 do 15 godina (24.4 %), zatim obrazovanje od 6 do 12 godina (11.2 %), dok je najmanji udio roditelja naveo da je njihovo obrazovanje trajalo od 0 do 6 godina (2.5 %). Roditelji su također procjenjivali materijalni status svoje obitelji. Najveći udio roditelja naveo je da živi u dobroj financijskoj situaciji (75.6 %), dok je 14.5 % roditelja procijenilo svoju financijsku situaciju kao pristojnu. Neizvjesnu financijsku situaciju naveo je 9.1 % roditelja, a vrlo neizvjesnu tek 0.8 %, što upućuje na to da većina obitelji u uzorku percipira ekonomsku stabilnost obitelji.

4. Psihometrijska svojstva

4.1. Faktorska struktura

Kako bi se ispitalo u kojoj mjeri originalna jednofaktorska struktura Skale žaljenja zbog roditeljstva (Piotrowski i sur., 2023) odgovara podacima prikupljenim na ovom uzorku, provedena je konfirmatorna faktorska analiza. Prije same analize provjeren je omjer broja sudionika i broja čestica skale, što predstavlja važan preduvjet za provjeru faktorske strukture. Prema preporukama, minimalni omjer trebao bi iznositi 5 : 1 (Bryant i Yarbould, 1995), a u ovom istraživanju iznosio je 20.17 : 1, čime je preduvjet u potpunosti zadovoljen. Uz to, radi provjere normalnosti univarijantnih distribucija rezultata na česticama Skale žaljenja zbog roditeljstva, izračunan je Kolmogorov-Smirnovljevi test normalnosti te su analizirane vrijednosti indeksa asimetričnosti i spljoštenosti (Tablica 1).

Tablica 1.
Prikaz deskriptivnih podataka tvrdnji Skale žaljenja zbog roditeljstva (N = 242)

Redni broj tvrdnje	<i>M</i>	<i>C</i>	<i>SD</i>	Min.	Maks.	<i>K-S d</i>	Indeks asimetričnosti	Indeks spljoštenosti
1.	.16	.00	.61	.00	4.00	.52**	4.63	22.81
2.	.05	.00	.30	.00	2.00	.54**	5.85	33.80
3.	.16	.00	.60	.00	4.00	.53**	4.12	16.99
4.	.16	.00	.62	.00	4.00	.53**	4.14	16.84
5.	.21	.00	.57	.00	3.00	.51**	2.74	6.49
6.	.10	.00	.48	.00	3.00	.53**	4.99	25.05
7.	.06	.00	.35	.00	3.00	.54**	6.01	37.02

Redni broj tvrdnje	<i>M</i>	<i>C</i>	<i>SD</i>	Min.	Maks.	<i>K-S d</i>	Indeks asimetričnosti	Indeks spljoštenosti
8.	.07	.00	.42	.00	4.00	.53**	6.72	49.15
9.	.24	.00	.80	.00	4.00	.52**	3.55	11.89
10.	.06	.00	.32	.00	2.00	.54**	5.36	28.69
11.	.09	.00	.45	.00	4.00	.54**	5.49	33.55
12.	.07	.00	.36	.00	3.00	.54**	5.60	32.62

** $p < .01$

Rezultati Kolmogorov-Smirnovljeva testa pokazuju da distribucije svih čestica značajno odstupaju od normalne distribucije (Tablica 1). Budući da je ovaj test posebno osjetljiv na odstupanja, osobito na manjim uzorcima (Field, 2009), dodatno su analizirani indeksi asimetričnosti i spljoštenosti. Prema kriterijima koje navodi Kline (2011), prihvatljivim se smatraju vrijednosti asimetričnosti unutar ± 3 te spljoštenosti unutar ± 10 . Iz Tablice 1 vidljivo je da većina čestica, osim pete, prelazi navedene pragove, pri čemu se odgovori sudionika uglavnom grupiraju oko najnižih vrijednosti. Središnja vrijednost ukupnog rezultata na skali (Tablica 2) pomaknuta je također prema nižim vrijednostima, te pokazuje kako u ovom uzorku većina roditelja iskazuje vrlo niske razine žaljenja. Zbog utvrđenih odstupanja od normalnosti, konfirmatorna faktorska analiza provedena je korištenjem robusne metode maksimalne vjerojatnosti (*Robust Maximum Likelihood*, *Satorra-Bentler korekcije*; *MLM*). Ova metoda korigira standardne pogreške i vrijednosti hi-kvadrata u skladu sa stupnjem spljoštenosti distribucije (Kline, 2011). Pristajanje jednofaktorskog modela procijenjeno je pomoću standardnih pokazatelja: hi-kvadrat testa (χ^2), omjera χ^2 i stupnjeva slobode (χ^2/df), komparativnih indeksa TLI i CFI te apsolutnih indeksa RMSEA i SRMR. S obzirom na osjetljivost hi-kvadrat testa na veličinu uzorka (Brown, 2006), omjer χ^2/df korišten je kao pokazatelj pristajanja, pri čemu se vrijednosti između 2 i 5 smatraju prihvatljivima, a vrijednosti ispod 2 vrlo dobrima (Hooper i sur., 2008). Vrijednosti CFI i TLI iznad .90 te RMSEA i SRMR ispod .10 upućuju na prihvatljivo pristajanje, dok stroži kriteriji (CFI i TLI $> .95$; RMSEA $< .06$; SRMR $< .08$) označavaju odlično slaganje modela s podacima (Hu i Bentler, 1999). Dobiveni pokazatelji pristajanja prikazani su u Tablici 2.

Tablica 2.
Prikaz pokazatelja pristajanja jednofaktorskog modela podacima za Skalu žaljenja zbog roditeljstva (N = 242)

Pokazatelji pristajanja modela	Vrijednost pokazatelja
hi-kvadrat test (χ^2)	64.90
broj stupnjeva slobode (<i>df</i>)	54
omjer hi-kvadrat testa (χ^2) i broja stupnjeva slobode (<i>df</i>)	1.20
CFI	.94
TLI	.92
SRMR	.07
RMSEA [95 % CI]	.07 [.00, .13]

Napomena: χ^2 je izračunan sa Satorra-Bentler korekcijom

Dobiveni rezultati pokazuju da vrijednost hi-kvadrat testa nije statistički značajna, što upućuje na prihvatljivo pristajanje modela podacima. Dodatno, omjer hi-kvadrata i stupnjeva slobode manji od 2 upućuje na vrlo dobro pristajanje modela. Vrijednosti komparativnih indeksa CFI i TLI veće od .90 potvrđuju prihvatljivo

slaganje modela, dok RMSEA manji od .10 također upućuje na zadovoljavajuće pristajanje. Konačno, vrijednost SRMR indeksa manja od .08 upućuje na odlično slaganje modela s podacima. Uzimajući u obzir sve pokazatelje pristajanja, može se zaključiti da jednofaktorski model adekvatno opisuje strukturu podataka. Pri procjeni konačne prikladnosti modela razmotrena su i faktorska zasićenja pojedinih čestica. Stoga su izračunane zasićenosti svake tvrdnje latentnim faktorom Skale žaljenja zbog roditeljstva (Tablica 3).

Tablica 3.

Prikaz standardiziranih faktorskih zasićenja faktorske analize Skale žaljenja zbog roditeljstva (N = 242)

Tvrdnje	Standardizirana faktorska zasićenja
1. Odluka da imam djecu je bila loša odluka.	.62***
2. Trebao/la sam spriječiti rađanje djece dok je to još bilo moguće.	.70***
3. Kad bih ponovno mogao/la odlučiti hoću li imati djecu, izabrao/la bih drugačije.	.80***
4. Odluka da imam djecu nije bila mudra odluka.	.73***
5. Bez djece bi mi život bio bolji.	.71***
6. Volio/Voljela bih da mogu vratiti vrijeme i odlučiti ne imati djecu.	.85***
7. Ljut/a sam na sebe što sam odlučio/la imati djecu.	.83***
8. Osjećam se krivim/om jer nisam spriječio/la trudnoću.	.54***
9. Tužan/na sam kad pomislim kakav bi život mogao/la imati da nisam dobio/la djecu.	.48***
10. Zamjeram sebi što nisam izbjegao/la imati djecu.	.70***
11. Odluka da imam djecu nanijela mi je štetu.	.57**
12. Žalim zbog svoje odluke da imam djecu.	.85***

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

Kao što je prikazano u Tablici 4, sve tvrdnje Skale žaljenja zbog roditeljstva pokazuju statistički značajna zasićenja pretpostavljenim latentnim faktorom, a vrijednosti faktorskih zasićenja kreću se od .48 do .85.

4.2. Osjetljivost i pouzdanost

Iz rezultata prikazanih u Tablici 4 može se zaključiti da su procjene žaljenja zbog roditeljstva značajno pomaknute prema nižim skalnim vrijednostima, što upućuje na vrlo niske razine žaljenja.

Tablica 4.

Prikaz deskriptivnih parametara ukupnog rezultata Skale žaljenja zbog roditeljstva na cijelom uzorku (N = 242)

	<i>M</i>	<i>C</i>	<i>SD</i>	Raspon rezultata	<i>K-S d</i>	Indeks asimetričnosti	Indeks spljoštenosti
Žaljenje zbog roditeljstva	1.43	0	4.23	0-31	.39**	4.24	19.72

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

Vrijednosti indeksa asimetričnosti i spljoštenosti za ovu varijablu pokazuju veća odstupanja, distribucija je izrazito pozitivno asimetrična i leptokurtična. Kao što je već spomenuto, mjere centralne tendencije pomaknute su očekivano prema nižim vrijednostima, što je vjerojatno povezano sa specifičnom prirodom samog konstrukta. S obzirom na teorijski raspon rezultata na skali žaljenja zbog roditeljstva (0–48), u ovom se uzorku roditelja pokazalo da u prosjeku iskazuju vrlo nisku razinu žaljenja. Aritmetička sredina iznosi 1.43, dok je medijan 0.

Nadalje, provedena je analiza pouzdanosti unutarnje konzistencije (Cronbach α), a dobivene vrijednosti prikazane su u Tablici 5.

Tablica 5.*Prikaz rezultata analize pouzdanosti tipa unutarnje konzistencije Skale žaljenja zbog roditeljstva (N = 242)*

Tvrđnje	r_{tt}
1. Odluka da imam djecu je bila loša odluka.	.57
2. Trebao/la sam spriječiti rađanje djece dok je to još bilo moguće.	.69
3. Kad bih ponovno mogao/la odlučiti hoću li imati djecu, izabrao/la bih drugačije.	.77
4. Odluka da imam djecu nije bila mudra odluka.	.66
5. Bez djece bi mi život bio bolji.	.67
6. Volio/Voljela bih da mogu vratiti vrijeme i odlučiti ne imati djecu.	.79
7. Ljut/a sam na sebe što sam odlučio/la imati djecu.	.75
8. Osjećam se krivim/om jer nisam spriječio/la trudnoću.	.56
9. Tužan/na sam kad pomislim kakav bih život mogao/la imati da nisam dobio/la djecu.	.46
10. Zamjeram sebi što nisam izbjegao/la imati djecu.	.68
11. Odluka da imam djecu nanijela mi je štetu.	.56
12. Žalim zbog svoje odluke da imam djecu.	.81
Cronbach α	.90

Napomena. r_{tt} – nespuriozne korelacije tvrdnji s ukupnim rezultatom na skali

Utvrđena je visoka pouzdanost unutarnje konzistencije Skale žaljenja zbog roditeljstva (Cronbach $\alpha = .90$). Nadalje, analize pouzdanosti po česticama pokazuju da se vrijednosti nespurioznih korelacija pojedinih tvrdnji s ukupnim rezultatom kreću od .46 do .81 (Tablica 5).

4.3. Valjanost

U svrhu provjere konvergentne i divergentne valjanosti Skale žaljenja zbog roditeljstva izračunani su koeficijenti korelacije između roditeljskih procjena žaljenja te procjena sagorijevanja u roditeljstvu i depresivnosti. Dodatno su ispitane korelacije između žaljenja zbog roditeljstva i sociodemografskih varijabli, uključujući spol, dob, obrazovanje i radni status roditelja, materijalni status obitelji, broj djece te prosječnu dob djece. Dobiveni rezultati prikazani su u Tablici 6.

Tablica 6.*Prikaz koeficijenata povezanosti između ispitivanih varijabli (N = 242)*

	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.
1. Spol									
2. Dob	-.06								
3. Obrazovanje*	.02	.06							
4. Radni status	.03	-.06	-.04						
5. Materijalni status*	.11	.04	-.12	.12					
6. Broj djece	.11	.09	-.14*	.03	.08				
7. Dob djece	.05	.77**	-.03	.01	.04	.31**			
8. Depresivnost	.05	-.11	-.01	.09	.13	.05	-.04		
9. Sagorijevanje u roditeljstvu	.04	-.04	.08	.09	.06	.16*	.05	.62**	
10. Žaljenje zbog roditeljstva*	-.01	.04	.03	.11	.08	-.05	.10	.25**	.27**

Napomena. * $p < .05$, ** $p < .001$

Spol (1 – otac; 2 – majka)

Radni status (1 – zaposlen/a; 2 – nezaposlen/a)

Obrazovanje (1 – od 0 do 6 godina; 2 – od 6 do 12 godina; 3 – od 12 do 15 godina; 4 – više od 15 godina)
Materijalni status (1 – Smatram da je moja financijska situacija pristojna; 2 – Smatram da je moja financijska situacija dobra; 3 – Smatram da sam u neizvjesnoj situaciji; 4 – Smatram da sam u vrlo neizvjesnoj situaciji)

*Spearmanovi koeficijenti korelacije korišteni su za varijablu razine obrazovanja, materijalnog statusa i žaljenja zbog roditeljstva, dok su za ostale varijable korišteni Pearsonovi koeficijenti korelacije

Na temelju rezultata prikazanih u Tablici 6 vidljivo je da je žaljenje zbog roditeljstva značajno, ali nisko pozitivno povezano sa sagorijevanjem u roditeljskoj ulozi ($r = .27$) te s razinama depresivnosti kod roditelja ($r = .25$). Drugim riječima, roditelji koji postižu više rezultate na Skali žaljenja zbog roditeljstva skloniji su izraženijem doživljavanju sagorijevanja u roditeljstvu i višim razinama depresivnih simptoma. Ovakvi obrasci povezanosti potvrđuju zadovoljavajuću divergentnu valjanost skale, ali istodobno upućuju i na određenu razinu konvergentne valjanosti s konstruktima koji su teorijski povezani s emocionalnim teškoćama u roditeljstvu i općenito. Što se tiče sociodemografskih obilježja, rezultati korelacijske matrice pokazuju da spol, dob, obrazovanje, radni status roditelja, materijalni status obitelji, broj djece te prosječna dob djece nisu statistički značajno povezani sa žaljenjem zbog roditeljstva. Analize sociodemografskih povezanosti pokazale su različite obrasce u različitim zemljama. Naime, u Poljskoj su više razine žaljenja izražavali očevi i mlađi roditelji, u Francuskoj roditelji s više djece i lošijim materijalnim statusom, dok u Engleskoj, kao i u hrvatskom istraživanju (Jukić, 2025) nisu utvrđene značajne povezanosti (Piotrowski i sur., 2023).

Zaključno, provedenim analizama potvrđeno je da Skala žaljenja zbog roditeljstva pokazuje zadovoljavajuću pouzdanost i konstruktivu valjanost na uzorku roditelja iz Republike Hrvatske. Dobiveni nalazi podupiru jednofaktorsku strukturu koju su predložili autori originalne skale (Piotrowski i sur., 2023), čime se potvrđuje da svih 12 čestica dosljedno mjeri jedinstveni latentni konstrukt žaljenja zbog roditeljstva. Indikatori pouzdanosti i valjanosti upućuju na to da skala ima dobre psihometrijske karakteristike te da je njezina primjena opravdana u budućim istraživanjima koja se bave neugodnim emocionalnim iskustvima roditelja. S obzirom na to da žaljenje zbog roditeljstva predstavlja osjetljivo i nedovoljno istraženo područje, uporaba ove skale može doprinijeti preciznijem razumijevanju individualnih razlika u roditeljskim iskustvima, ali i razvoju intervencija usmjerenih na prepoznavanje i ublažavanje emocionalnih teškoća u roditeljskoj ulozi. Skala žaljenja zbog roditeljstva stoga se pokazuje korisnom ne samo u znanstvenim istraživanjima već i kao potencijalno vrijedan alat u savjetodavnom radu s roditeljima.

Literatura

- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. 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). American Psychological Association.
- Donath, O. (2015). Choosing motherhood? Agency and regret within reproduction and mothering retrospective accounts. *Women's Studies International Forum*, 53, 200–209. <https://doi.org/10.1016/j.wsif.2014.10.023>
- Dupont, S., Mikolajczak, M. i Roskam, I. (2022). The Cult of the Child: A Critical Examination of Its Consequences on Parents, Teachers and Children. *Social Sciences*, 11(3), 141. <https://doi.org/10.3390/socsci11030141>
- Field, A. (2009). *Discovering Statistics Using SPSS* (3. izdanje). SAGE Publications.Association.
- Hooper, D., Coughlan, J. i Mullen, M. R. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53–60.
- Hu, L. i Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jukić, N. (2025). Validacija hrvatske verzije Skale žaljenja zbog roditeljstva. [Neobjavljeni diplomski rad]. Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. The Guilford Press.
- Macuka, I. (2024). *Suvremeno roditeljstvo: iskustva i izazovi*. Sveučilište u Zadru.
- Matley, D. (2020). "I miss my old life": Regretting motherhood on Mumsnet. *Discourse, Context & Media*, 37, 100417. <https://doi.org/10.1016/j.dcm.2020.100417>
- Moore, J. i Abetz, J. S. (2019). What do parents regret about having children? Communicating regrets online. *Journal of Family Issues*, 40(3), 390–412. <https://doi.org/10.1177/0192513X18811388>
- Nomaguchi, K. i Milkie, M. A. (2020). Parenthood and well-being: A decade in review. *Journal of Marriage and Family*, 82(1), 198–223. <https://doi.org/10.1111/jomf.12646>
- Piotrowski, K. (2021). How many parents regret having children and how it is linked to their personality and health: Two studies with national samples in Poland. *PLOS ONE*, 16(7), e0254163. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0254163>
- Piotrowski, K., Mikolajczak, M. i Roskam, I. (2023). I should not have had a child: Development and validation of the Parenthood Regret Scale. *Journal of Family Psychology*, 37(8), 1282–1293. <https://doi.org/10.1037/fam0001158>
- Piotrowski, K., Naude, L., Sanna, K., Szramka-Pawlak, B., Kwarcieńska, K. i Dzielińska, M. (2024). Perceptions of parenting among parents who regret having a child: A mixed methods study. *Journal of Family Studies*, 30(3), 461–484. <https://doi.org/10.1080/13229400.2023.2241520>
- Rojas Betancur, H. M., Quirama, A. H. i Rubio, C. R. (2023). Voluntary childlessness in a society reluctant to change. *Sociology Compass*, 17(2), e13040. <https://doi.org/10.1111/soc4.13040>
- Zeelenberg, M. i Pieters, R. (2007). A theory of regret regulation. *Journal of Consumer Psychology*, 17(1), 3–18. https://doi.org/10.1207/s15327663jcp1701_3

Upitnik u nastavku se odnosi na **žaljenje** koje možete osjećati kao roditelj. Odaberite odgovor koji najbolje odgovara Vašim osjećajima.

Koristite se skalom na kojoj brojevi znače sljedeće:

	Uopće se ne slažem	Uglavnom se ne slažem	Niti se slažem niti se ne slažem	Uglavnom se slažem	U potpunosti se slažem
Odluka da imam djecu je bila loša odluka.	0	1	2	3	4
Trebao/la sam spriječiti rađanje djece dok je to još bilo moguće.	0	1	2	3	4
Kad bih ponovno mogao/la odlučiti hoću li imati djecu, izabrao/la bih drugačije.	0	1	2	3	4
Odluka da imam djecu nije bila mudra odluka.	0	1	2	3	4
Bez djece bi mi život bio bolji.	0	1	2	3	4
Volio/voljela bih da mogu vratiti vrijeme i odlučiti ne imati djecu.	0	1	2	3	4
Ljut/a sam na sebe što sam odlučio/la imati djecu.	0	1	2	3	4
Osjećam se krivim/om jer nisam spriječio/la trudnoću.	0	1	2	3	4
Tužan/na sam kad pomislim kakav bi život mogao/la imati da nisam dobio/la djecu.	0	1	2	3	4
Zamjeram sebi što nisam izbjegao/la imati djecu.	0	1	2	3	4
Odluka da imam djecu nanijela mi je štetu.	0	1	2	3	4
Žalim zbog svoje odluke da imam djecu.	0	1	2	3	4
Razmišljam o tome da napustim djecu i obitelj te započnem novi život.	0	1	2	3	4
Razmišljam o tome da dignem ruke od svega i napustim svoju obitelj, bez ostavljanja adrese.	0	1	2	3	4

Skala racionalnih i intuitivnih stilova odlučivanja¹

Izvorni instrument: *Rational and Intuitive Decision Styles Scale (RIDSS)*

(Hamilton, Shih i Mohammed, 2016)

Adaptirali i priredili: Pavle Valerjev i Marin Dujmović²

1. Teorijska osnova

U psihologiji se kognitivni stilovi odnose na relativno stabilne individualne razlike u načinu na koji pojedinci percipiraju, obrađuju, organiziraju i upotrebljavaju informacije. Za razliku od kognitivnih sposobnosti, koje se odnose na razinu uspješnosti u obavljanju zadataka, kognitivni stilovi opisuju preferirane načine kognitivnog funkcioniranja, neovisno o učinkovitosti ili točnosti ishoda (Riding i Cheema, 1991). Istraživanja kognitivnih stilova obuhvaćaju širok raspon dimenzija, uključujući, primjerice, analitičko-holistički pristup, refleksivnost naspram impulzivnosti te toleranciju prema neizvjesnosti.

Unutar toga šireg konceptualnog okvira, stilovi odlučivanja (u literaturi se još nazivaju i stilovi donošenja odluka) mogu se promatrati kao specifična podvrsta kognitivnih stilova, usmjerena na način na koji pojedinci pristupaju donošenju odluka i rješavanju problema koji uključuju izbor između alternativa. Stilovi odlučivanja odražavaju relativno trajne obrasce u prikupljanju i obradi informacija, evaluaciji mogućih ishoda te donošenju zaključaka u situacijama odlučivanja (Scott & Bruce, 1995). Kao i drugi kognitivni stilovi, oni ne označavaju kvalitetu ili ispravnost odluke, nego dominantnu strategiju kojom se pojedinac preferira koristiti.

Odlučivanje (engl. *decision making*) samo po sebi predstavlja jednu od temeljnih kognitivnih funkcija i odnosi se na proces odabira između dviju ili više alternativa na temelju dostupnih informacija, preferencija i procijenjenih vjerojatnosti i koristi očekivanih ishoda. Te se procjene vjerojatnosti i koristi očekivanih ishoda u literaturi iz kognitivne psihologije nazivaju prosuđivanje (engl. *judgement*) i ono se pokazalo kao ključan korak prije donošenja odluke te se stoga cijelo istraživačko područje unutar psihologije mišljenja naziva *prosuđivanje i donošenje odluka*. U suvremenoj psihologiji donošenje odluka promatra se kao složen proces koji uključuje različite oblike obrade informacija, evaluaciju mogućih posljedica i regulaciju ponašanja (Kahneman, 2011; Simon, 1955). Iako su rani modeli odlučivanja naglašavali normativne aspekte racionalnog izbora, kasniji pristupi ističu važnost deskriptivnih modela koji uvažavaju ograničenja ljudske kognicije i individualne razlike.

Jedan od najutjecajnijih teorijskih okvira za razumijevanje kognitivnih stilova i, specifičnije, stilova odlučivanja proizlazi iz dualno-procesnih teorija kognicije. Prema tim teorijama, ljudska spoznaja temelji se na djelovanju dvaju relativno neovisnih sustava obrade informacija. Jedan je iskustveni, intuitivni sustav koji se naziva i Sustav 1 te se temelji na tzv. Tip 1 procesima, a drugi je analitički, racionalni sustav (koji se naziva i Sustav 2, a temelji se na Tip 2 procesima (za detaljniji uvid u teorije dvojnog procesiranja vidjeti Evans i Stanovich, 2013; Kahneman, 2011; De Neys, 2017, 2022)). Intuitivni sastav je brz, automatski, afektivno obojen i često se oslanja na heuristike, implicitno znanje i prethodno iskustvo. S druge strane, racionalni sustav karakteriziraju svjesna kontrola, sporija obrada, kognitivni napor i opterećenje radnog pamćenja, namjerno odvajanje alternativa te oslanjanje na kognitivne vještine poput logičkog zaključivanja.

U skladu s tim pristupom, racionalni stil odlučivanja opisuje se kao sklonost planiranomu, sustavnom i analitičkom donošenju odluka. Osobe koje preferiraju racionalni stil teže prikupljanju relevantnih in-

1 Skale su otvorene za korištenje. U originalnom radu nalazi se cijela skala s uputom za korištenje. Cijela skala s uputom je također dostupna i na mrežnoj stranici Društva za prosuđivanje i donošenje odluka (*The Society for Judgment and Decision Making*) (Preuzeto 15. prosinca 2025. s https://sjdm.org/dmidi/Decision_Styles_Scale.html#Description). Na kraju ovog poglavlja u dodatku je hrvatska adaptacija skale s uputom za korištenje.

2 Afilijacije i kontakti autora: Pavle Valerjev, Odjel za psihologiju, Sveučilište u Zadru; valerjev@unizd.hr
Marin Dujmović, School of Physiology, Pharmacology and Neuroscience, University of Bristol; marin.dujmovic@bristol.ac.uk

formacija, razmatranju većeg broja alternativa i svjesnoj evaluaciji potencijalnih posljedica prije donošenja odluke. Ovaj stil povezuje se s klasičnim konceptima racionalnosti i namjernog rješavanja problema, te je osobito izražen u situacijama koje dopuštaju vremensku i kognitivnu analizu (Hamilton i sur., 2016).

Nasuprot tomu, intuitivni stil odlučivanja karakterizira oslanjanje na brze procjene, osjećaje i „prve dojmove“, bez opsežnog svjesnog razmatranja svih dostupnih informacija. Intuitivne odluke često proizlaze iz implicitnog znanja i obrazaca stečenih prethodnim iskustvom te mogu biti osobito funkcionalne u situacijama koje zahtijevaju brzo reagiranje ili u uvjetima visoke neizvjesnosti (Epstein i sur., 1996). Važno je naglasiti da intuitivni stil nije nužno iracionalan, već predstavlja drugačiji način obrade informacija koji može biti adaptivan u određenim kontekstima.

Empirijska istraživanja pokazuju da racionalni i intuitivni stilovi odlučivanja nisu međusobno isključivi niti predstavljaju suprotne krajeve jednog kontinuuma. Umjesto toga, riječ je o dvjema relativno neovisnim dimenzijama, pri čemu se pojedinci mogu u većoj ili manjoj mjeri koristiti obama stilovima, ovisno o situacijskim zahtjevima i osobnim preferencijama (Pacini i Epstein, 1999). Ovakva dimenzijska koncepcija omogućuje preciznije razumijevanje individualnih razlika u donošenju odluka.

Razvoj pouzdanih i valjanih instrumenata za mjerenje stilova odlučivanja bio je potaknut ograničenjima ranijih skala, koje su često imale nejasnu faktorsku strukturu, sadržajno preklapanje ili snažnu povezanost sa specifičnim kontekstima. Kao odgovor na te metodološke izazove, Hamilton, Shih i Mohammed (2016) razvile su Skalu racionalnih i intuitivnih stilova odlučivanja (RIDSS) (engl. *Rational and Intuitive Decision Styles Scale*) s ciljem jasnoga, ekonomičnog i teorijski utemeljenog mjerenja dviju temeljnih dimenzija stilova odlučivanja.

RIDSS je koncipirana kao kratka mjera koja obuhvaća dvije podskale: racionalni i intuitivni stil odlučivanja. Sadržaj čestica formuliran je tako da one odražavaju tipične obrasce ponašanja i kognitivne strategije povezane s pojedinim stilom, poput sustavne analize informacija ili oslanjanja na osjećaje pri donošenju odluka (Hamilton i sur., 2016). Takav pristup omogućuje jednostavnu i pouzdanu procjenu individualnih preferencija u odlučivanju.

Mjerenje stilova odlučivanja ima značajnu primjenu u različitim područjima psihologije. U organizacijskoj psihologiji stilovi odlučivanja povezani su s načinima rukovođenja, rješavanjem problema i procesima odlučivanja u radnom okruženju (Scott i Bruce, 1995). U edukacijskom kontekstu, individualne razlike u stilovima odlučivanja mogu biti povezane s akademskim strategijama i pristupima učenju ili rješavanju problema. Na primjer, Hamilton i suradnici (2017) su našli da je racionalni stil odlučivanja povezan s točnošću kod racionalnih zadataka i s kreativnošću kod intuitivnih zadataka odlučivanja, dok je intuitivni stil odlučivanja povezan s oslanjanjem na afektivno bogate informacije, te da dva stila odlučivanja mogu biti u interakciji. U kliničkom i savjetodavnom radu razumijevanje dominantnog stila odlučivanja može pridonijeti boljem uvidu u adaptivne i maladaptivne obrasce ponašanja. Primjerice, Leykin i DeRubeis (2010) razvili su Upitnik stilova odlučivanja i našli da je depresivna simptomatologija povezana sa stilovima odlučivanja koji uključuju više anksioznosti i prokrastinacije pri odlučivanju i manje produktivnih strategija, oslanjajući se više na tuđu pomoć i manje na vlastite intuicije.

U tom smislu, adaptacija i validacija RIDSS skale na hrvatskom jeziku predstavlja važan doprinos jer omogućuje standardiziranu i kulturno prilagođenu procjenu stilova odlučivanja u domaćim istraživanjima i praktičnoj primjeni. Time se omogućuje usporedivost rezultata s međunarodnim istraživanjima te potiče daljnje proučavanje uloge racionalnog i intuitivnog odlučivanja u različitim psihološkim domenama.

2. Opis instrumenta

Rational and Intuitive Decision Styles Scale (RIDSS; Hamilton, Shih i Mohammed, 2016) je kratki samoiskazni instrument namijenjen mjerenju individualnih razlika u preferiranim stilovima donošenja od-

luka. Skala je razvijena s ciljem jasnog i ekonomičnog operacionaliziranja dviju temeljnih dimenzija stilova odlučivanja: racionalnog i intuitivnog, u skladu s dualno-procesnim teorijama kognicije.

Instrument se sastoji od 10 čestica, raspoređenih u dvije podskale, Racionalni stil odlučivanja i Intuitivni stil odlučivanja, od kojih svaka sadrži po pet čestica. Čestice su formulirane kao opće tvrdnje koje se odnose na uobičajeni način donošenja odluka u različitim situacijama, a ne na specifične kontekste ili zadatke. Time se omogućuje procjena relativno stabilnih preferencija u odlučivanju, neovisno o području primjene.

Racionalna podskala obuhvaća čestice koje odražavaju sklonost sustavnom prikupljanju informacija, analitičkom razmišljanju i pažljivom razmatranju alternativa prije donošenja odluke. Intuitivna podskala obuhvaća čestice koje opisuju oslanjanje na osjećaje, prve dojmove i „instinktivne“ procjene pri odlučivanju. Sve su čestice pozitivno formulirane, bez inverznih stavki, što doprinosi jasnoći i jednostavnosti primjene instrumenta.

Ispitanici odgovaraju na čestice procjenjujući u kojoj se mjeri pojedina tvrdnja odnosi na njihovo uobičajeno ponašanje pri donošenju odluka. Odgovori se daju na petostupanjskoj Likertovoj skali, pri čemu se stupnjevi kreću od 1 – uopće se ne slažem do 5 – u potpunosti se slažem. Rezultati se formiraju zasebno za svaku podskalu, izračunavanjem aritmetičkih sredina procjena za pripadajuće čestice, pri čemu viši rezultati označavaju izraženiju sklonost određenom stilu odlučivanja.

U izvornom validacijskom istraživanju autori su proveli niz psihometrijskih analiza na više nezavisnih uzoraka. Rezultati eksploratornih i konfirmatornih faktorskih analiza potvrdili su stabilnu dvofaktorsku strukturu instrumenta, u skladu s teorijskim očekivanjima. Faktori racionalnog i intuitivnog stila pokazali su umjerenu međusobnu povezanost, što upućuje na njihovu relativnu neovisnost.

Pouzdanost podskala u originalnom radu procijenjena je Cronbachovim α koeficijentom. Zabilježene su zadovoljavajuće do dobre razine unutarnje konzistencije, s vrijednostima α koje se uglavnom kreću preko .80 za racionalnu podskalu (za šest uzoraka su dobivene vrijednosti .79 – .89) te oko .80 za intuitivnu podskalu (za šest uzoraka su dobivene vrijednosti .72 – .89). Unutarnja konzistentnost i dimenzionalnost koja je potvrđena na višestrukim uzorcima pružaju podršku za konstruktnu valjanost instrumenta. Za analizu konvergentne i diskriminativne valjanosti provedene su analize koje uspoređuju RIDSS s drugim mjerama stilova odlučivanja i kognitivnih stilova i s crtama ličnosti. Dobiveni su jasni očekivani obrasci. Primjerice, racionalni stil odlučivanja najviše je pozitivno korelirao s linearnim donošenjem odluka (.42) i racionalnim angažmanom (.37), a intuitivni stil odlučivanja s nelinearnim donošenjem odluka (.46) i s iskustvenim angažmanom (.45). Linearno nasuprot nelinearnom donošenju odluka jesu konstrukti iz skale Linearno-nelinearnog stila mišljenja koju su razvili Vance i suradnici (2007) gdje se linearno donošenje odluka povezuje sa savjetima eksperata, dok se nelinearno povezuje s tjelesnim osjetima i osjećajima pri donošenju odluke. Racionalni i iskustveni angažman su dvije od četiriju podskala iz Racionalno-iskustvenog inventara (Pacini i Epstein, 1999). Što se tiče korelacija s crtama ličnosti, racionalni je stil odlučivanja pozitivno korelirao sa savjesnošću, otvorenošću iskustvu i ugodnošću, dok intuitivni stil odlučivanja nije značajno korelirao s petfaktorskim crtama ličnosti.

Hrvatska verzija RIDSS upitnika je adaptirana u dva koraka, tako da je jedan od autora ovog rada prvo preveo čestice s engleskoga na hrvatski, a drugi je dobiveni hrvatski prijevod preveo natrag na engleski. Na temelju dobivenih razlika i na temelju savjetovanja s izvornim govornikom engleskog i hrvatskog jezika pripremljen je hrvatski prijevod.

3. Opis istraživanja i uzorka

Primjena instrumenta provodila se u sklopu šireg *online* istraživanja uloge kognitivnih stilova u skepticizmu prema znanosti i znanstvenoj metodi. Dio tih rezultata koji potvrđuju značajnu ulogu kognitivnih stilova opisan je u radu Dujmovića i Valerjeva (2024). Pored adaptiranog RIDSS-a koji je predmet

ovog poglavlja, drugi instrumenti kojim su se mjerili razni konstrukti za kognitivne stilove uključivali su Aktivno otvoreno mišljenje (AOT; engl. *Active Open-Minded Thinking*), konstrukt koji su razvijali Stanovich, Toplak i West u više verzija (vidjeti Stanovich i Toplak, 2016; 2023; Stanovich i West, 1997), no korištena je verzija od 17 čestica (Svedholm-Häkkinen i Lindeman, 2018). Zatim je korištena skala potrebe za kognicijom (NFC; engl. *Need for Cognition Scale*) koju su razvili i opisali Cacioppo i Petty (1982) i Cacioppo i suradnici (1984). Nadalje, upotrijebljen je i Dickmanov inventar impulzivnosti (DII) koji je razvio Dickman (1990) i koji ima dvije podskale, za funkcionalnu i disfunkcionalnu impulzivnost. Također je mjerena sklonost mentaliteta prema teorijama zavjere pomoću Upitnika konspirativnog mentaliteta (CMQ; engl. *Conspiracy Mentality Questionnaire*) (Bruder i sur., 2013). Kao mjera znanstvenog skepticizma korištena je skala skepticizma prema znanstvenoj metodi (SSMS) koju su razvili i opisali Sikimić i suradnici (2021).

Istraživanju je pristupilo ukupno 259 ispitanika, studenata psihologije Sveučilišta u Zadru. Tijekom *online* ispunjavanja svih upitnika ispitanici su imali ukupno pet provjera pažnje. Svi su ispitanici istim redoslijedom ispunjavali upitnike (AOT, NFC, CMQ, RIDSS, SSMS i DII), a čestice unutar svakog upitnika bile su randomizirane za svakog ispitanika. Odlučeno je da se u uzorak uvrštavaju ispitanici koji su uspješno zadovoljili četiri od pet provjera pažnje tako da je konačni uzorak činilo $N = 241$ ($N_{\text{ženski}} = 221$). Prosječna starost ispitanika iznosila je $M_{\text{dob}} = 21.18$ ($SD_{\text{dob}} = 2.87$).

Istraživanje je provedeno uz informirani pristanak ispitanika koji su dobili odgovarajući istraživački sat kao naknadu za svoje sudjelovanje. Pri tome se vodilo računa o anonimnosti ispitanika.

4. Psihometrijska svojstva

4.1. Faktorska struktura

Očekivano je da će upitnik imati dvofaktorsku strukturu, po jedan faktor za svaki stil donošenja odluka: racionalni i intuitivni. U Tablici 1 navedene su čestice za dva stila donošenja odluka i predviđena pripadnost dvama faktorima, dok su u Tablici 2 navedene mjere deskriptivne statistike za sve čestice.

Tablica 1.
Čestice RIDSS-a

Faktor	Čestica
Racionalni stil	R1 - <i>Proučavanje činjenica važan je dio mog procesa donošenja odluka.</i>
	R2 - <i>Pri donošenju odluka uzmem si vremena da detaljno procijenim dobre i loše strane te rizike i koristi svake situacije.</i>
	R3 - <i>Nastojim prikupiti sve neophodne informacije prije nego donesem odluku.</i>
	R4 - <i>Odvagujem brojne različite faktore pri donošenju odluka.</i>
	R5 - <i>Temeljito procjenjujem alternativne izbore prije donošenja konačne odluke.</i>
Intuitivni stil	I1 - <i>Pri donošenju odluka se uglavnom oslanjam na predosjećaje.</i>
	I2 - <i>Početne slutnje su obično ono što slijedim pri donošenju odluka.</i>
	I3 - <i>Osjećaji mi prevagnu nad analizom kod donošenju odluka.</i>
	I4 - <i>Donosim odluke na temelju intuicija.</i>
	I5 - <i>Oslanjam se na vlastite prve utiske pri donošenju odluka.</i>

Tablica 2.
Deskriptivna statistika za pojedine čestice RIDSS-a

	M	C	SD	Nakrivljenost	Spljoštenost	Raspon
R1	4.32	4	0.78	-1.17	1.54	1-5
R2	4.33	4	0.83	-1.42	1.96	1-5
R3	4.39	5	0.77	-1.41	2.33	1-5
R4	4.44	5	0.66	-1.02	0.99	2-5
R5	4.30	4	0.76	-1.15	1.80	1-5
I1	2.91	3	1.02	-0.02	-0.95	1-5
I2	3.03	3	1.03	-0.10	-0.87	1-5
I3	2.86	3	1.08	0.11	-0.77	1-5
I4	3.01	3	1.02	-0.19	-0.75	1-5
I5	3.12	3	0.95	-0.13	-0.92	1-5

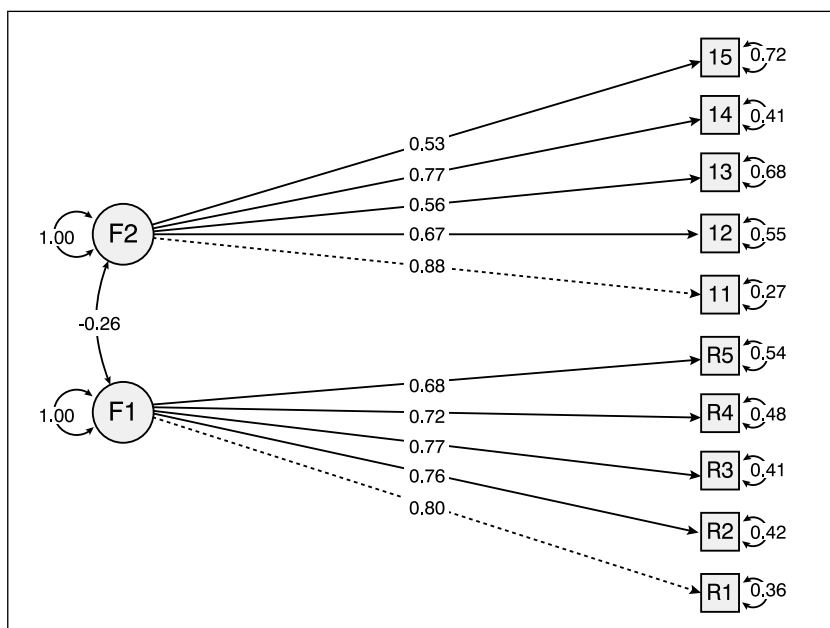
Konfirmatornom faktorskom analizom (JASP 0.95.4.0) testirano je ima li hrvatska verzija instrumenta na novom uzorku predviđenu dvofaktorsku strukturu u kojoj je dopušteno da faktori koreliraju, premda se ne očekuje velika korelacija između faktora s obzirom na dosadašnje radove. Jedan faktor (F1) obuhvaća čestice racionalnog stila odlučivanja, a drugi faktor (F2) čestice intuitivnog stila odlučivanja. Kao estimator se upotrebljavao MLR (*robust maximum-likelihood*) i rezultati pokazuju dobro pristajanje predviđenim faktorima (Tablica 3) u usporedbi s preporučenim kriterijskim vrijednostima: CFI, TLI, FGI > .95; RMSEA < .06; SRMR < .08 (Hu i Bentler, 1999). Isto je vidljivo i prikazom standardiziranih zasićenja za svaku od čestica i korelacijom među faktorima na Slici 1.

Tablica 3.
Indikatori pristajanja

Indikator pristajanja	Vrijednost
χ^2	39.14, $df = 34$, $p = .250$
CFI	.994
TLI	.992
GFI	.969
RMSEA [90 % int.]	.03 [.00, .06], $p = .905$
SRMR	.04

Slika 1.

Standardizirana zasićenja uz varijance za svaku od čestica i korelacija među faktorima



4.2. Osjetljivost i pouzdanost

Rezultati na dva faktora se formiraju kao aritmetičke sredine čestica. Deskriptivni su podaci prikazani u Tablici 4. Distribucije rezultata vidljive su na Slici 2.

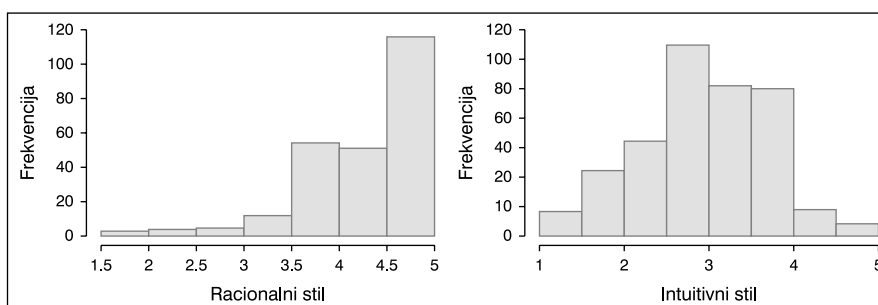
Tablica 4.

Deskriptivni podaci za dvije podskale: Racionalni stil odlučivanja i Intuitivni stil odlučivanja

	Racionalni stil odlučivanja	Intuitivni stil odlučivanja
<i>M</i>	4.36	2.99
<i>C</i>	4.40	3.00
<i>SD</i>	0.61	0.77
Min-Max	1.80-5.00	1.00-5.00
<i>IQR</i>	4.00-4.80	2.40-3.60
Zakrivljenost	-1.27	-0.17
Spljoštenost	2.21	-0.26

Slika 2.

Distribucije rezultata za dvije podskale: Racionalni stil odlučivanja (lijevi panel) i Intuitivni stil odlučivanja (desni panel)



Iz navedenih aritmetičkih sredina i distribucija je vidljivo da je distribucija racionalnog stila odlučivanja negativno asimetrična, što proizlazi iz okolnosti da većina procjenjuje svoju racionalnost visokom i to je u skladu s rezultatima o kojima su izvijestili Hamilton i suradnice (2016) u originalnom istraživanju. Nadalje, navedena asimetrija može proizlaziti i iz relativno homogenog uzorka koji je činila isključivo studentska populacija.

Mjere pouzdanosti prikazane su Cronbachovim α koeficijentima te korelacijama čestica s ukupnim rezultatom kao i prosječnim inter-item korelacijama. Rezultati su prikazani u Tablici 5, posebno za svaku podskalu.

Tablica 5.*Mjere pouzdanosti za Skalu racionalnih i intuitivnih stilova odlučivanja (RIDSS)*

	Item-total korelacija	Cronbach α ako se odbaci
R1	.72	.82
R2	.70	.83
R3	.70	.83
R4	.66	.84
R5	.63	.85
Racionalni stil – $\alpha = .86$ [.82, .90], Prosječna inter-item korelacija = .56		
I1	.73	.73
I2	.61	.77
I3	.50	.80
I4	.65	.75
I5	.50	.80
Intuitivni stil – $\alpha = .81$ [.76, .85], Prosječna inter-item korelacija = .46		

Kako se vidi iz prikazanih rezultata, obje podskale (Racionalni stil i Intuitivni stil) pokazuju zadovoljavajuće mjere pouzdanosti, a odbacivanje pojedinačnih čestica ne povećava ukupnu pouzdanost podskala, što znači da su čestice dobro odabrane. To potvrđuju i umjerene do visoke korelacije pojedinih čestica s ukupnim rezultatom, kao i umjerene prosječne inter-item korelacije.

4.3. Valjanost

Jasna dvofaktorska struktura dviju podskala kao i umjereno do visoke korelacije pojedinih čestica s totalnom sumom upućuju na dobru konstruktivu valjanost adaptirane Skale racionalnih i intuitivnih stilova odlučivanja (RIDSS).

Za mjere konvergentne valjanosti proveli smo korelacijske analize koje pokazuju stupanj povezanosti s drugim konstruktima koji upućuju na kognitivne stilove (AOT, NFC, DII-F i DII-D), te epistemičke svjetonazore (CMQ i SSMS) za koje očekujemo povezanost barem jedne od dviju podskala RIDSS-a. Svi su ti konstrukti navedeni skupa s referencama na njihova originalna istraživanja u potpoglavlju Opis istraživanja i uzorka. Rezultati korelacijskih analiza su prikazani u Tablici 6.

Tablica 6.

Korelacije dviju podskala (Racionalni stil odlučivanja i Intuitivni stil odlučivanja) sadržane u Skali racionalnih i intuitivnih stilova odlučivanja (RIDSS) s drugim konstruktima kognitivnih stilova i epistemičkih svjetonazora

Kognitivni stilovi i drugi epistemički svjetonazori	RIDSS racionalni stil odlučivanja	RIDSS intuitivni stil odlučivanja
Aktivno otvoreno mišljenje (AOT)	.19 [.07, .31], $p = .003$	-.25 [-.37, -.13], $p < .001$
Potreba za kognicijom (NFC)	.25 [.13, .36], $p < .001$	-.25 [-.37, -.13], $p < .001$
Inventar impulzivnosti (DII – funkcionalna)	-.17 [-.30, -.05], $p = .007$.01 [-.12, .14], $p = .873$
Inventar impulzivnosti (DII – disfunkcionalna)	-.47 [-.58, -.36], $p < .001$.27 [.14, .38], $p < .001$
Konspirativni mentalitet (CMQ)	-.08 [-.21, .04], $p = .210$.22 [.10, .34], $p < .001$
Skepticizam prema znanstvenoj metodi (SSMS)	-.04 [-.18, .08], $p = .504$.28 [.16, .39], $p < .001$

Napomena. Korelacije s racionalnim stilom su Spearman koeficijenti; 95 % intervali pouzdanosti u uglatim zagradama temeljeni su na bootstrap metodi (1000 iteracija).

Kako je vidljivo iz rezultata prikazanih u Tablici 6, dobivene su očekivane slabe do umjerene povezanosti s vanjskim konstruktima koje su u skladu s preostalim interkorelacijama među konstruktima iz tablice (najviši $r = -.34$ između AOT i SSMS skala). Racionalni stil odlučivanja statistički značajno pozitivno korelira s aktivnim otvorenim mišljenjem i potrebom za kognicijom, te negativno korelira s oba tipa impulzivnosti, funkcionalnom i disfunkcionalnom, dok ne korelira s konspirativnim mentalitetom i skepticizmom prema znanstvenoj metodi. Intuitivni stil odlučivanja negativno korelira s aktivnim otvorenim mišljenjem, potrebom za kognicijom te pozitivno korelira s disfunkcionalnim tipom impulzivnosti, dok s funkcionalnim tipom impulzivnosti nema značajnu korelaciju. Intuitivni stil odlučivanja pozitivno korelira s konspirativnim mentalitetom i sa skepticizmom prema znanstvenoj metodi.

Zaključno, Skala racionalnih i intuitivnih stilova odlučivanja osmišljena je kao kratka i teorijski utemeljena mjera individualnih razlika u preferenciji racionalnog i intuitivnog stila donošenja odluka. Isto kao originalna verzija, tako i ova adaptirana verzija instrumenta na hrvatski jezik omogućuje pouzdanu procjenu dviju relativno neovisnih dimenzija odlučivanja: racionalnog i intuitivnog stila odlučivanja, bez povezivanja sa specifičnim situacijama ili domenama. Zbog svoje jednostavne strukture i dobrih psihometrijskih obilježja prikladna je za primjenu u istraživačkim, edukacijskim i primijenjenim kontekstima. Skala se može upotrebljavati u individualnim i grupnim ispitivanjima te predstavlja koristan alat za proučavanje kognitivnih stilova u procesu donošenja odluka.

Literatura

- Bruder, M., Haffke, P., Neave, N., Nouripanah, N. i Imhoff, R. (2013). Measuring individual differences in generic beliefs in conspiracy theories across cultures: Conspiracy mentality questionnaire. *Frontiers in psychology, 4*, 1–15. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2013.00225>
- Cacioppo, J. T. i Petty, R. E. (1982). The need for cognition. *Journal of Personality and Social Psychology, 42*(1), 116–131. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.42.1.116>
- Cacioppo, J. T., Petty, R. E. i Kao, C. F. (1984). The efficient assessment of need for cognition. *Journal of Personality Assessment, 48*(3), 306–307. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4803_13
- De Neys, W. (2017). *Dual process theory 2.0*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315204550>
- De Neys, W. (2022). Advancing theorizing about fast-and-slow thinking. *The Behavioral and Brain sciences, 46*, e111. <https://doi.org/10.1017/S0140525X2200142X>
- Dickman, S. J. (1990). Functional and dysfunctional impulsivity: Personality and cognitive correlates. *Journal of Personality and Social Psychology, 58*, 95–102. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.58.1.95>
- Dujmović, M. i Valerjev, P. (2024). Scepticism towards science: The predictive utility of cognitive style measures. U D. Filipović Đurđević (Ur.), *Proceedings of the 30th International Scientific Conference Empirical Studies in Psychology* str. 15–17). Institute of Psychology, Laboratory for Experimental Psychology, Faculty of Philosophy, University of Belgrade.
- Epstein, S., Pacini, R., Denes-Raj, V. i Heier, H. (1996). Individual differences in intuitive–experiential and analytical–rational thinking styles. *Journal of Personality and Social Psychology, 71*(2), 390–405. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.71.2.390>
- Evans, J. S. B. T. i Stanovich, K. E. (2013). Dual-process theories of higher cognition: Advancing the debate. *Perspectives on Psychological Science, 8*(3), 223–241. <https://doi.org/10.1177/1745691612460685>
- Hamilton, K., Shih, S.-I. i Mohammed, S. (2016). The development and validation of the Rational and Intuitive Decision Styles Scale. *Journal of Personality Assessment, 98*(5), 523–535. <https://doi.org/10.1080/00223891.2015.1132426>
- Hamilton, K., Shih, S.-I., & Mohammed, S. (2017). The predictive validity of the decision styles scale: An evaluation across task types. *Personality and Individual Differences, 119*, 333–340. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.08.00>
- Hu, L. 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. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Kahneman, D. (2011). *Thinking, fast and slow*. Farrar, Straus and Giroux.
- Leykin, Y., & DeRubeis, R. J. (2010). Decision-making styles and depressive symptomatology: Development of the Decision Styles Questionnaire. *Judgment and Decision Making, 5*(7), 506–515. <https://doi.org/10.1017/S1930297500001674>
- Pacini, R. i Epstein, S. (1999). The relation of rational and experiential information processing styles to personality, basic beliefs, and the ratio-bias phenomenon. *Journal of Personality and Social Psychology, 76*(6), 972–987. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.76.6.972>
- Riding, R. J. i Cheema, I. (1991). *Cognitive styles—An overview and integration*. *Educational Psychology, 11*(3–4), 193–215. <https://doi.org/10.1080/0144341910110301>
- Scott, S.G. i Bruce, R.A. (1995). Decision-making style: The development and assessment of a new measure. *Educational and Psychological Measurement, 55*(5), 818–831. <https://doi.org/10.1177/0013164495055005017>
- Sikimić, V., Nikitović, T., Vasić, M. & Subotić, V. (2021). Do Political Attitudes Matter for Epistemic Decisions of Scientists?. *Review of Philosophy and Psychology, 12*, 775–801. <https://doi.org/10.1007/s13164-020-00504-7>

- Simon, H. A. (1955). A behavioral model of rational choice. *The Quarterly Journal of Economics*, 69(1), 99–118. <https://doi.org/10.2307/1884852>
- Stanovich, K. E., West, R. F. i Toplak, M. E. (2016). *The rationality quotient: Toward a test of rational thinking*. MIT Press. <https://doi.org/10.7551/mitpress/9780262034845.001.0001>
- Stanovich, K. E. i Toplak, M. E. (2023). Actively open-minded thinking and its measurement. *Journal of Intelligence*, 11(2), 27. <https://doi.org/10.3390/jintelligence11020027>
- Stanovich, K. E. i West, R. F. (1997). Reasoning independently of prior belief and individual differences in actively open-minded thinking. *Journal of Educational Psychology*, 89, 342–57. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.89.2.342>
- Svedholm-Häkkinen, A. M. i Lindeman, M. (2018). Actively open-minded thinking: development of a shortened scale and disentangling attitudes towards knowledge and people. *Thinking & Reasoning*, 24(1), 21–40. <https://doi.org/10.1080/13546783.2017.1378723>
- Vance, C.M., Groves, K.S., Paik, Y., & Kindler, H. (2007). Understanding and measuring linear-nonlinear thinking style for enhanced management education and professional practice. *Academy of Management Learning & Education*, 6, 167–185. <https://doi.org/10.5465/amle.2007.25223457>

Skala racionalnih i intuitivnih stilova odlučivanja (RIDSS) – hrvatska verzija

Uputa: Sljedeće se tvrdnje odnose na to kako donosite odluke. Molimo Vas da za svaku tvrdnju procijenite stupanj svojeg slaganja ili neslaganja na sljedećoj skali:

1	2	3	4	5
U potpunosti se ne slažem	Djelomično se ne slažem	Neutralno (Niti se slažem niti se ne slažem)	Djelomično se slažem	U potpunosti se slažem

Ne postoje točni ili netočni odgovori, molimo Vas da napravite svoju procjenu koristeći se navedenom skalom što iskrenije možete.

Molimo Vas, opišite kako donosite odluke sada, a ne kako biste željeli da bude u budućnosti.

Podskala: Racionalni stil

1. Proučavanje činjenica je važan dio mojeg procesa donošenja odluka.
2. Pri donošenju odluka uzimam dovoljno vremena da detaljno procijenim dobre i loše strane te rizike i koristi svake situacije.
3. Nastojim prikupiti sve neophodne informacije prije nego što donesem odluku.
4. Odvagujem brojne različite faktore pri donošenju odluka.
5. Temeljito razmatram alternativne izbore prije donošenja konačne odluke.

Podskala: Intuitivni stil

1. Pri donošenju odluka uglavnom se oslanjam na predosjećaje.
2. Početne slutnje su ono što obično slijedim pri donošenju odluka.
3. Osjećaji mi prevagnu nad analizom kod donošenja odluka.
4. Donosim odluke na temelju intuicija.
5. Oslanjam se na vlastite prve utiske pri donošenju odluka.

Za svaku podskalu rezultat se računa posebno kao aritmetička sredina ispitanikovih procjena na česticama.

Inventar stresa školskih psihologa/stručnih suradnika¹

Izvorni instrument: *The School Psychologist Distress Inventory – SPDI*

(Pike i Floyd, 2024)

Adaptirala i priredila: Izabela Sorić

1. Teorijska osnova

Sagorijevanje na poslu karakteriziraju osjećaji fizičke, emocionalne i mentalne iscrpljenosti u radnom kontekstu. Pojedinci koji doživljavaju sagorijevanje izloženi su riziku od niza negativnih ishoda koji narušavaju osobnu i profesionalnu dobrobit (npr. visoke razine stresa i emocionalne napetosti, negativne percepcije ravnoteže između poslovnog i privatnog života, sniženo zadovoljstvo poslom i životom, niz psihosomatskih poteškoća i sl.), a to u konačnici može dovesti do napuštanja trenutnog posla ili područja zaposlenja. Dosadašnja (još uvijek dosta rijetka) istraživanja koja su se bavila stresom i sagorijevanjem školskih psihologa pokazala su da se školski psiholozi nose sa širokim rasponom profesionalnih zahtjeva i odgovornosti, te su stoga podložni većem riziku od razvoja stresa i sagorijevanja na poslu (Bell i McKenzie 2013). Naime, iako su educirani i posjeduju znanja i vještine potrebne za rješavanje različitih problema u obrazovnom okruženju (npr. obučeni su za korištenje različitih dijagnostičkih metoda i tretmana), povećani pritisci povezani s poslom, kao što su emocionalni zahtjevi za empatijom, produljena izloženost patnji i poteškoćama, smanjena kontrola u donošenju odluka u školama i mnogi stalni pritisci koji proizlaze iz različitih izvora uključujući djecu, roditelje, obrazovno osoblje i nadređene, dovode do sve većih razina stresa na poslu, odnosno do sagorijevanja (George-Levi i sur., 2022). O kompleksnosti posla, ali i nedovoljnom razumijevanju toga što školski psiholozi rade i što se od njih očekuje svjedoči istraživanje Bell i McKenzie (2013) koje je pokazalo znatne razlike u poimanju zadaća i odgovornosti školskog psihologa između roditelja, nastavnika i samih školskih psihologa u Australiji, a upravo te razlike također mogu biti jedan od razloga doživljavanja stresa na poslu. Schilling i suradnici (2018) utvrdili su da školski psiholozi u četiri jugoistočne države SAD-a doživljavaju relativno visoke razine sagorijevanja na poslu, a uzroke su pripisali osjećaju preopterećenosti svojom ulogom i nedostatku odgovarajuće podrške administracije. Ispitanici su također izvijestili o nizu korisnih strategija suočavanja s osjećajem sagorijevanja i naglasili važnost edukativnih programa za sprječavanje sagorijevanja među školskim psiholozima.

Jedan od mogućih izvora stresa i sagorijevanja školskih psihologa jesu i etičke dileme s kojima se susreću u poslu. Iako se podrazumijeva da bi prioritet školskih psihologa trebala biti dobrobit njegovih učenika, etički kodeksi i stvarnost profesionalne prakse često zahtijevaju razmatranje različitih interesa svih uključenih aktera tijekom donošenja odluka o obrazovanju pojedinog učenika (npr. pritisci za smanjenje troškova u obrazovanju katkad su u suprotnosti s učeničkom dobrobiti). Boccio i suradnici (2016) na uzorku školskih psihologa u SAD-u nalaze povezanost između doživljenoga administrativnog pritiska da se neetično ponašaju (npr. da otkriju neke informacije o učeniku ili da se slože s neprikladnim odlukama o specijalnom obrazovanju) s višim razinama sagorijevanja, s manjim zadovoljstvom svojim trenutnim položajem i profesijom te s većom željom da napuste posao i područje školske psihologije. Slično, Maki i suradnici (2022) također navode da je većina školskih psihologa u SAD-u iskusila barem jednu etičku dilemu tijekom protekle godine, uglavnom u područjima psihološkog procjenjivanja i administrativnog pritiska.

1 Inventar se može rabiti u istraživačke svrhe bez dodatnih dozvola uz uvjet jasnog navođenja autora originalne verzije (Pike i Floyd, 2024) i autora hrvatske verzije.

Nekoliko ranijih studija usmjerilo se na istraživanje uloge okolinskih i osobnih varijabli u predviđanju sagorijevanja. Tako su Mills i Huebner (1998) u longitudinalnoj studiji na velikom uzorku školskih psihologa iz jedne jugoistočne države SAD-a utvrdili da oko 40 % školskih psihologa doživljava visoke razine emocionalne iscrpljenosti, 10 % reakcije depersonalizacije, a njih 19 % izvijestilo je o smanjenom osjećaju osobnog postignuća (dimenzije sagorijevanja prema Maslach upitniku sagorijevanja na poslu). Pri tome, višedimenzijski model izgaranja podržan je time što su postojali različiti korelati različitih dimenzija sagorijevanja, uključujući i varijable ličnosti (npr. ekstraverzija, ugodnost) i stresne profesionalne događaje. Longitudinalni podaci pokazali su transakcijsku prirodu odnosa između sagorijevanja i stresnih profesionalnih iskustava, što sugerira ne samo da stresna profesionalna iskustva mogu predisponirati pojedince za sagorijevanje nego i visoke razine sagorijevanja mogu predisponirati pojedince za dodatno profesionalno stresno iskustvo. Na kraju, na osnovi relativno visoke razine stabilnosti u procjenama sagorijevanja tijekom vremenskog razdoblja od sedam mjeseci autori zaključuju da su mnogi školski psiholozi kronično pod stresom na poslu. Općenito se pokazalo da su pojedinci koji su dobro prilagođeni, bez neurotičnih trendova, zreli, optimistični i imaju širok raspon interesa manje skloni sagorijevanju (Mills i Huebner 1998; Sandoval, 1993; sve prema George-Levi i sur., 2020). George-Levi i suradnici (2020) na uzorku izraelskih školskih psihologa, u skladu sa salutogenim pristupom koji istražuje izvore zdravlja i dobrobiti te naglašava osnaživanje osobnih resursa i pozitivnu samopercepciju, istražili su zaštitne čimbenike i čimbenike rizika za sagorijevanje. Utvrdili su da osjećaj koherentnosti (SOC) može biti zaštitni faktor, ali samo u slučaju niskih i srednjih razina usamljenosti (usamljenost je bila faktor rizika).

U Hrvatskoj su istraživanja stresa i sagorijevanja školskih psihologa još uvijek rijetka. Autorice Kolega i Vlahović Štetić (2015) *online* istraživanjem pokušale su utvrditi stupanj profesionalnog sagorijevanja školskih psiholog(in)ja u Hrvatskoj ($N = 146$) te ispitati odnos nekih demografskih činitelja, profesionalne osamljenosti, zadovoljstva poslom i profesionalnog sagorijevanja (mjenenog Maslach upitnikom profesionalnog sagorijevanja). Pokazalo se da školski psiholozi doživljavaju srednju razinu emocionalne iscrpljenosti i osobnog postignuća, te nisku razinu depersonalizacije, a nije bilo razlika u sagorijevanju s obzirom na dob i radni staž sudionika. Nadalje, utvrđena je značajna pozitivna povezanost zadovoljstva poslom s dimenzijom osobnog postignuća te negativna povezanost zadovoljstva poslom s emocionalnom iscrpljenošću i depersonalizacijom.

Školski psiholozi u Hrvatskoj obično su zaposleni kao stručni suradnici zajedno s pedagogima, socijalnim pedagogima, logopedima, edukacijskim rehabilitatorima, socijalnim radnicima i srodnim strukama. S obzirom na to da svi spadaju pod zajednički naziv „stručni suradnik“ i njihovi poslovi imaju dosta zajedničkih obilježja, može se pretpostaviti da neka od tih obilježja uzrokuju stres na poslu „stručnog suradnika u školi“ bez obzira na razlike koje su specifične za svaku od navedenih profesija. Mihajlović i suradnici (2023) ispitali su profesionalno izgaranje stručnih suradnika (51 psiholog i 70 pedagoga) u osnovnim i srednjim školama koristeći se upitnikom MBI-HSS (*Maslach Burnout Inventory-Human Services Survey*) te utvrdile da su simptomi profesionalnog izgaranja u domeni osobnog postignuća bili prisutni kod 76 % suradnika, zatim simptomi emocionalne iscrpljenosti kod 63,6 % i depersonalizacije kod 62 % suradnika. Bjelopoljač i Midžić (2022) na uzorku od 64 stručna suradnika u BiH (psiholozi, pedagogi i drugi) nalaze da su izbjegavanje socijalnih kontakata i nezadovoljstvo poslom pozitivni prediktori sagorijevanja na poslu. Banovac i suradnice (2024) provele su jedno od rijetkih istraživanja sagorijevanja na uzorku 811 stručnih suradnika u Hrvatskoj, a rezultati su pokazali da su stručni suradnici koji su doživljavali više negativnog afekta i manje pozitivnog afekta na poslu iskazali veće razine sagorijevanja na poslu. K tomu, stručni suradnici koji su se koristili površinskom strategijom emocionalnog napora (kojom se prikrivaju emocije koje se doživljavaju, a koje nisu u skladu s emocijama koje se očekuju u sklopu radne uloge), doživljavali su više razine iscrpljenosti i otuđenosti na poslu.

Kako stres na poslu predstavlja potencijalno ozbiljan problem (i na individualnoj i na široj društvenoj razini), važno je identificirati učinkovite strategije za prevenciju i odgovor na doživljaj stresa na poslu.

Drugim riječima, potrebna su istraživanja svih potencijalnih čimbenika koji mogu smanjiti ili pojačati stres i sagorijevanje među školskim psiholozima. Općenito, u svijetu postoji zamjetan broj novijih istraživanja kojima se pokušava ispitati doživljaj sagorijevanja kod školskih psihologa, percipirani uzroci sagorijevanja, strategije nošenja sa sagorijevanjem kad ga se doživi i učinkovitost različitih edukativnih programa i profesionalnih usavršavanja u prevenciji sagorijevanja. Na bazi dobivenih rezultata izvlače se praktične implikacije za prevenciju sagorijevanja i promicanje profesionalne dobrobiti školskih psihologa, te smanjenje s tim povezanog „odlaska“ iz profesije (Schilling i Randolph, 2018, 2021). S obzirom na to da su rijetka dosadašnja istraživanja stresa na poslu stručnih suradnika u Hrvatskoj (Banovac i sur., 2024; Kolega i Vlahović Šetitić, 2015) pokazala slične zabrinjavajuće trendove, nužno je potaknuti istraživače da se pozabave ovom problematikom.

I u svijetu i u Hrvatskoj evidentan je nedostatak mjernog instrumenta usmjerenog na ispitivanje specifičnih aspekata posla školskih psihologa. Jedan od upitnika koji u tom smislu predstavlja znatan doprinos jest *The School Psychologist Distress Inventory – SPDI* koji su konstruirali Pike i Floyd (2024). Ovaj upitnik nastao je kao nova, modernizirana verzija prvog upitnika kojim se pokušao zahvatiti stres koji na svojem poslu doživljavaju školski psiholozi, a koji je pod nazivom *School Psychologists and Stress Inventory (SPSI)* konstruirao Wise (1985). Ovaj upitnik bio je sastavljen na temelju izjava školskih psihologa o situacijama na poslu koje doživljavaju visoko stresnim. Početnih 175 stresnih situacija/događaja reducirano je na 35 koje su stavljene u prvu verziju Inventara zajedno s pitanjem o ukupnome doživljenom stresu na poslu. Skala odgovora kretala se od 1 do 9 (kao najvećim doživljenim intenzitetom stresa), a za svaku tvrdnju ispitanici su također procjenjivali je li primjerena (jesu li je doživjeli na poslu). Nakon primjene ove verzije na oko 1000 školskih psihologa napravljene su prve analize koje su pokazale vrlo malu stresnost nekih tvrdnjama opisanih situacija (npr. *Gubim puno vremena putujući od škole do škole.*), ali i veliku stresnost nekih situacija koje se rijetko doživljavaju (npr. „suočavanje sa suicidalnošću“). Inventar je korišten u većem broju istraživanja te su faktorske analize uglavnom pokazale višefaktorsku strukturu (osam, devet ili deset faktora), a ukupni rezultat na Inventaru (kao i rezultati na subskalama) pokazali su se značajno povezanim s različitim sociodemografskim varijablama (spol, dob, radni staž i sl.) kao i s drugim relevantnim varijablama (npr. sa zadovoljstvom poslom) (Pike i Floyd, 2024). Kako ovaj Inventar nije bio znatno ažuriran od objave, Pike i Floyd (2024) proveli su istraživanje kojim su pokušali provjeriti koliko su njegove tvrdnje danas primjerene za ispitivanje količine doživljenog stresa na poslu školskih psihologa. Ova provjera rezultirala je novim upitnikom *The School Psychologist Distress Inventory (SPDI)* koji se pokazao boljim u zahvaćanju različitih stresora s kojima se suočavaju trenutačno aktivni školski psiholozi u SAD-u. S obzirom na to da i u hrvatskome obrazovnom kontekstu nedostaje mjerni instrument kojim bi se kvalitetno zahvatili aktualni stresni aspekti posla školskih psihologa, napravljena je adaptacija upitnika *The School Psychologist Distress Inventory (SPDI)* (Pike i Floyd, 2024) za hrvatsku populaciju.

2. Opis upitnika

U Hrvatskoj ne postoji specifični upitnik kojim bi se mjerio stres na poslu kod školskih psihologa, pa su stoga u rijetkim ranijim istraživanjima korištene općenitije skale stresa na radu. Upravo zato činilo se interesantnim prilagoditi *The School Psychologist Distress Inventory (SPDI)* autora Pike i Floyd (2024) za uzorak hrvatskih školskih psihologa.

Kako je već opisano, ovaj upitnik nastao je kao rezultat potrebe ažuriranja *School Psychologists and Stress Inventory (SPSI)* (Wise, 1985). Pike i Floyd (2024) proveli su dvije studije kojima su pokušali bolje odrediti stresore s kojima se suočavaju trenutačno aktivni školski psiholozi u SAD-u. U prvoj je studiji 229 aktivnih školskih psihologa procjenjivalo relevantnost SPSI čestica i navelo pet vrlo stresnih događaja

doživljenih u svojem trenutnom praktičnom kontekstu. Na osnovi kvalitativnih i kvantitativnih analiza dobivenih podataka, trinaest SPSI tvrdnji je uklonjeno, dvadeset jedna SPSI tvrdnja je revidirana, te je dodano dvanaest novih tvrdnji. Rezultirajuća mjera, *The School Psychologist Distress Inventory (SPDI)* sastojao se od 33 tvrdnje i jedne dodatne tvrdnje koja se bavila ukupnim stresom. U drugoj studiji autori su ispitali strukturu i valjanost novokonstruirane SPDI skale koristeći se podacima *online* istraživanja na uzorku od 350 školskih psihologa. Format odgovora ostao je na skali 1 – 9 (5 – osrednje stresno), a zadržana je i procjena primjenjivosti tvrdnje (da/ne) kako bi se razlikovale situacije koje ispitanici nisu doživjeli od onih koje jesu, ali ih uopće ne doživljavaju stresnim. Niz eksplanatornih faktorskih analiza uputio je na prisutnost općeg faktora stresa, kao i četiri specifičnija faktora, uključujući Veliko radno opterećenje, Potrebe učenika, Nedostatak profesionalne podrške te Roditeljske i pravne sukobe. Konvergentni i diskriminativni odnosi bili su evidentni između (a) ukupnog SPDI indeksa i podskala i (b) mjera koje odražavaju opću razinu stresa, stresore uloga, preopterećenje ulogama i zadovoljstvo poslom. Nadalje, pokazalo se da SPDI rezultati nisu značajno povezani s dobi u godinama, razinama obrazovanja ili omjerom školskih psihologa i učenika po državi. Potrebe učenika bile su različito stresno procijenjene u različitim regijama Sjedinjenih Država. Rezultati ovih dviju studija upućuju na dobre mogućnosti korištenja SPDI-ja za ispitivanje općih i specifičnih iskustava stresa školskih psihologa i pokazali su da je stres među školskim psiholozima iznimno visok – posebno u slučaju prevelikog opterećenja poslom. Autori navode da su nužna daljnja istraživanja na rasno i etnički raznolikim uzorcima školskih psihologa kako bi se dodatno provjerile metrijske karakteristike ove skale (Pike i Floyd, 2024).

Nakon dobivene dozvole autora, tvrdnje upitnika *The School Psychologist Distress Inventory (SPDI)* prevedene su na hrvatski jezik (prijevod je dobiven konsenzusom triju stručnjaka iz područja psihologije) i primijenjene u sklopu šireg *online* istraživanja *Kako je biti stručni suradnik u odgojno-obrazovnoj ustanovi?* čiji je cilj bio utvrditi osobne i kontekstne čimbenike sagorijevanja na poslu stručnih suradnika u Hrvatskoj i Sloveniji, te povezanost sagorijevanja s različitim indikatorima njihove profesionalne i osobne dobrobiti².

3. Opis uzorka

Iako je *The School Psychologist Distress Inventory (SPDI)* originalno zamišljen kao mjera stresa upravo kod jedne kategorije stručnih suradnika, odnosno školskih psihologa, primijenili smo ga na sve stručne suradnike (psihologe, pedagoge, socijalne pedagoge, rehabilitatore, logopede i sl.) jer smo pretpostavili da su stresori na njihovu poslu dovoljno slični (ovu je pretpostavku potvrdila i kvalitativna analiza tvrdnji koja će poslije biti opisana). Naime, u obrazovnom sustavu SAD-a ne postoji zanimanje stručni suradnik pa u školama uglavnom rade školski psiholozi (npr. zanimanje pedagog kao takvo ne postoji), a kako u našim školama kao stručni suradnici rade uz psihologe i pedagozi, socijalni pedagozi, logopedi, edukacijski rehabilitatori i slična zanimanja (čak u nekim školama i nema psihologa, ali rade, na primjer, pedagog i logoped), pokušali smo adaptirati i validirati ovaj Inventar za sva zanimanja koja u hrvatskome obrazovnom sustavu uključuje pojam stručni suradnik u odgojno-obrazovnoj ustanovi (izuzev zanimanja knjižničar jer je opis posla toga stručnog suradnika ipak znatno drukčiji od posla prethodno nabrojanih zanimanja). Opis uzorka s obzirom na vrstu ustanove u kojoj je zaposlen i zanimanje stručnog suradnika dan je u Tablicama 1 i 2.

2 Istraživanje *Kako je biti stručni suradnik u odgojno-obrazovnoj ustanovi?* provele su: Tamara Malešević, Institut za školstvo Slovenije; Alenka Polak, Pedagoški fakultet, Sveučilište u Ljubljani; Đudita Franko, Agencija za odgoj i obrazovanje RH i Izabela Sorić, Odjel za psihologiju, Sveučilište u Zadru.

Tablica 1.*Opis uzorka s obzirom na vrstu odgojno-obrazovne ustanove*

Vrsta ustanove	Frekvencija	Postotak	Kumulativni postotak
Dječji vrtić	26	6.58	6.58
Osnovna škola	264	66.83	73.41
Srednja škola	84	21.27	94.68
Đački dom	6	1.52	96.20
Ostalo	15	3.80	100.0
Ukupno	395	100.0	

Tablica 2.*Opis uzorka s obzirom na zanimanje stručnog suradnika*

Zanimanje	Frekvencija	Postotak	Kumulativni postotak
Psiholog	185	46.83	46.83
Pedagog	155	39.24	86.07
Socijalni pedagog	40	10.13	96.20
Ostalo (logoped, edukacijski rehabilitator, socijalni radnik)	15	3.80	100.00
Ukupno	395	100.00	

Stručni suradnici (ukupno njih 395, od čega 93.3 % žena) popunili su upitnik koji im je *online* distribuiran tijekom lipnja i srpnja 2025. godine (na kraju školske godine). Pri tome, njih 349 (88,4 %) izjavilo je da je zaposleno na neodređeno vrijeme, a njih 359 (90,9 %) na puno radno vrijeme. Najveći dio bio je zaposlen u osnovnim školama, nešto manji u srednjim školama, zatim u vrtićima i ostalim odgojno-obrazovnim ustanovama (npr. đački dom). Najviše je bilo psihologa i pedagoga, nešto manje socijalnih pedagoga te najmanje suradnika koji su bili drugih zanimanja (logopedi, edukacijski rehabilitatori, socijalni radnici). Prosječna dob stručnih suradnika bila je 41.5 godina ($SD = 11.84$, raspon 24–65 godina), a radni staž 13.1 godina ($SD = 10.94$).

Čak 37.5 % stručnih suradnika izjavilo je da bi napustili svoj posao kad bi za to imali mogućnosti, 35.4 % ih nije bilo sigurno, a samo 27.1 % ih je izjavilo da ne bi napustilo svoj posao stručnog suradnika. Nažalost, ova tendencija „odlaženja“ iz profesije prepoznata je i u nekim ranijim istraživanjima kod nas i u svijetu (Boccio i sur., 2016; Miles i Chittooran, 2001).

4. Psihometrijska svojstva upitnika

4.1. Kvalitativna analiza

Popunjavajući *Inventar stresa školskih psihologa/stručnih suradnika (SPDI)*³, stručni su suradnici procijenili koliku su količinu stresa izazvanu tvrdnjama opisanim događajima doživjeli tijekom protekle školske godine, a zatim su još na zasebnoj tvrdnji procijenili ukupnu količinu doživljenog stresa. Procjene su napravljene na 9-dijelnoj ljestvici (1 – nema osjećaja stresa, 5 – umjereni osjećaj stresa, 9 – potpuno ovla-

3 *Inventar stresa školskih psihologa/stručnih suradnika (SPDI)* hrvatski je naziv za upitnik *The School Psychologist Distress Inventory (SPDI)*.

davajući (preplavljujući) osjećaj stresa). K tomu, za svaku su tvrdnju suradnici imali mogućnost procijeniti koliko je primjerena, odnosno jesu li je doživjeli u proteklih godinu dana.

Dobiveni podaci prvo su kvalitativno analizirani, odnosno provjereno je kako su ispitanici procjenjivali primjerenost korištenih tvrdnji za ispitivanje stresa na njihovu poslu. Pri tome treba naglasiti da su ispitanici dobili uputu „Procijenite kolika je količina stresa izazvana dolje navedenim događajima u Vašem poslu bila prisutna tijekom ove školske godine“, pa je stoga moguće da su za neke tvrdnje procijenili da su u tom smislu neprimjerene, iako su možda te situacije doživjeli, ali u ranijim periodima svojeg rada. U Tablici 3 dan je broj tvrdnji za koje su ispitanici u određenom postotku odgovorili kako nisu primjerene, odnosno kako tvrdnjom opisanu situaciju nisu doživjeli na svojem poslu tijekom protekle školske godine.

Tablica 3.
Raspodjela tvrdnji Inventara s obzirom na procjenu njihove primjerenosti/prisutnosti u radu stručnih suradnika tijekom protekle godine

Postotak ispitanika koji je pojedinu tvrdnju procijenio kao neprimjerenu (neprisutnu)	Broj tvrdnji
Manje od 5%	15
5 %-10 %	5
10 %-15 %	6
15 %-20 %	2
20 %-25 %	2
25 %-30 %	2
Više od 30 %	1
Ukupno	33

Jedina stresna situacija za koju je gotovo polovica ispitanika (48.4 %) izjavila da nije bila prisutna u njihovom radu tijekom protekle godine bila je situacija *Provođenje previše vremena na putu do/između škola*, a na toj je tvrdnji i procjena njezine stresnosti bila izrazito mala (2.4 na skali 1–9; čak 63 % ispitanika procijenilo ju je kao „nimalo stresnu“). Jedan od razloga neprimjerenosti ove tvrdnje jest činjenica da, za razliku od američkog konteksta gdje stručni suradnici najčešće nisu vezani samo za jednu ustanovu, hrvatski suradnici uglavnom rade u jednoj ustanovi pa nema *gubljenja vremena na putu između škola*, a ni gubitak vremena na putu do te jedne ustanove najčešće ne predstavlja znatan gubitak vremena, odnosno stres. Uz to, kako je već rečeno, i u istraživanjima s originalnim upitnikom ova je tvrdnja bila diskutabilnih karakteristika (Pike i Floyd, 2024). Upravo s obzirom na navedene razloge, zaključili smo da ova tvrdnja nikako ne opisuje stresnu situaciju za hrvatske stručne suradnike te ona nije uključena u daljnje analize.

4.2. Faktorska analiza

Faktorska struktura Inventara provjerena je eksploratornom faktorskom analizom. Iako je faktorska struktura originalnog Inventara provjerena (Pike i Floyd, 2024), pretpostavili smo da ipak postoje moguće razlike u strukturi upitnika s obzirom na razlike u obrazovnim sustavima SAD-a i Hrvatske. Kako je već rečeno u uvodnom dijelu, u hrvatskome obrazovnom sustavu školski psiholozi obično su zaposleni u samo jednoj ustanovi, dok je u američkim školama uobičajeno da školski psiholog istovremeno radi u nekoliko škola što može uzrokovati neke različite aspekte doživljavanja stresa unatoč vrlo sličnim bazičnim poslovima kojima se bave. Istraživanje u kojem su Proctor i Steadman (2003) usporedili ove dvije kategorije školskih psihologa (tzv. *in-house* vs. tradicionalni (u američkom smislu) psiholozi) pokazalo je da se ove dvije grupe razlikuju: školski psiholozi koji su radili u samo jednoj školi pokazali su više razine zadovoljstva i percipirane učinkovitosti te niže razine sagorijevanja, a skupine su se posebno razlikovale s obzirom na

raznolikost posla, broj slučajeva, razinu integracije školskih psihologa u školske aktivnosti i znanje administratora o kompetencijama školskih psihologa. Slijedom navedenog smatrali smo opravdanim korištenje eksploratorne umjesto konfirmatorne faktorske analize.

Pike i Floyd (2024) navode kako je najbolje faktorsku strukturu originalnog Inventara opisao model koji uključuje prisutnost općeg faktora stresa, kao i četiri specifičnija faktora: Veliko radno opterećenje, Potrebe učenika, Nedostatak profesionalne podrške te Roditeljski i pravni sukobi. Ono što je pomalo iznenađujuće jest da od 33 tvrdnje, njih pet nije bilo zasićeno nijednim ekstrahiranim faktorom, pa stoga nisu uklopljene ni u jednu subskalu, ali su ih autori ipak zadržali u Inventaru te procjene na ovih pet tvrdnji uračunavali u ukupni rezultat na skali.

Prije provođenja faktorske analize na našem uzorku napravljen je Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) test provjere pogodnosti matrice korelacija za faktorsku analizu. Dobivena vrijednost 0.932 bila je dovoljno visoka (> .60). Isto tako i Bartlettov test sferičnosti pokazao je valjanost matrice za postupak faktorske analize (Tablica 4).

Tablica 4.

Rezultati KMO i Bartlett testa pogodnosti korelacijske matrice za faktorsku analizu

Kaiser-Meyer-Olkin test		.93
	Aproks. Hi-kvadrat	8513.12
Bartlettov test sfericiteta	<i>df</i>	496
	<i>p</i>	.000

U Tablici 5 dani su rezultati eksplanatorne faktorske analize (metoda maksimalne vjerojatnosti, varimax rotacija) Inventara stresa školskih psihologa/suradnika. Nadalje, korišten je Kaiser-Guttmanov kriterij ekstrakcije faktora prema kojem se zadržavaju samo oni faktori koji imaju svojstvene vrijednosti jednake i veće od 1.

Tablica 5.

Rotirana faktorska matrica Inventara stresa školskih psihologa/suradnika

Redni broj tvrdnje	Faktor					Komunalitet
	1	2	3	4	5	
1.	.228	.049	.494	.222	.154	.371
2.	.161	.210	.651	.079	.098	.510
3.	.113	.289	.488	.071	.071	.345
4.	.116	.146	.426	.520	.141	.507
5.	.086	-.037	.318	.346	.354	.355
6.	.237	.107	.476	.277	.202	.411
7.	.124	.290	.284	.119	.654	.622
8.	.197	.243	.311	.141	.617	.595
10.	.383	.185	.120	.147	.374	.357
11.	.257	.578	.216	.159	.135	.491
12.	.730	.169	.330	.112	.030	.683
13.	.674	.195	.174	.038	.206	.567
14.	.831	.158	.115	.092	.122	.752
15.	.840	.106	.215	.104	-.027	.774
16.	.784	.092	.210	.149	.089	.697

Redni broj tvrdnje	Faktor					Komunalitet
	1	2	3	4	5	
17.	.150	.506	.363	.197	.200	.489
18.	.219	.327	.158	.770	.108	.785
19.	.113	.530	.355	.195	.093	.467
20.	.134	.388	.096	.808	.120	.845
21.	.160	.297	.343	.504	.245	.546
22.	.255	.518	.435	.133	.217	.588
23.	.065	.765	.212	.203	.133	.693
24.	.150	.804	.092	.203	.224	.769
25.	.209	.559	.030	.309	.352	.576
26.	.370	.270	.126	.344	.254	.409
27.	.318	.359	.433	.179	.147	.472
28.	.347	.267	.147	.359	.378	.485
29.	.273	.436	.042	.196	.653	.730
30.	.780	.142	.007	.167	.295	.743
31.	.801	.094	.147	.148	.182	.727
32.	.402	.182	.269	.340	.300	.473
33.	.339	.380	.497	.040	.217	.555
<i>Karakteristični korijen</i>	5.65	4.15	3.12	2.92	2.54	-
<i>% objašnjene varijance</i>	17.66	12.98	9.74	9.13	7.94	-

Napomena. Boldom su otisnuta zasićenja na pripadajućem faktoru; tvrdnja broj 9 je izbačena iz analiza⁴

Faktorska analiza pokazala je pet faktora s karakterističnom vrijednošću većom od 1, koji su zajedno objašnjavali 57.45 % varijance kriterija. Na osnovi rezultata faktorske analize oformljeno je pet subskala, a pri tome su postojala dva kriterija uvrštavanja pojedine tvrdnje u pripadajuću subskalnu: prvo, zasićenje ekstrahiranim faktorom veće od .30, i drugo, u slučaju kad je tvrdnja bila zasićena s više faktora, kao kriterij je upotrijebljena i sadržajna podudarnost te tvrdnje s ostalim tvrdnjama u subskali. Faktori/subskale identificirane su kao Veliko radno opterećenje, Konfliktne i prijeteće situacije, Nerješive prepreke (bezizlazne situacije), Nedostatak profesionalne podrške i Problemi s individualiziranim/prilagođenim programima.

Subskala imenovana kao Veliko radno opterećenje bila je prilično slična istoimenoj subskali u originalnom upitniku, odnosno uključivala je svih sedam tvrdnji originalne subskele. Tvrdnje u ovoj subskali opisuju preopterećenje u poslu kao na primjer *Previše slučajeva kojima se bavim, Previše izvješća za pisanje ili Previše posla, a premalo vremena za to*. Subskala Konfliktne i prijeteće situacije uključivala je tvrdnje iz dviju subskala u originalnom upitniku: subskele Konflikta s roditeljima i zakonima te subskele Učeničke potrebe. Subskala Nerješive prepreke (bezizlazne situacije) uključivala je preostale tvrdnje iz subskala Konflikta s roditeljima i zakonima te Učeničke potrebe. Općenito, čini se da su se ove dvije subskele iz originalnog upitnika u našem slučaju prerasporedile na dva nešto drukčija faktora pri čemu je jedan obuhvatio tvrdnje koje su baš povezane s tzv. kriznim (prijetećim situacijama za sebe i druge), a drugi se faktor više odnosio na probleme koji su na neki način nerješivi – odnosno odražavaju „bespomoćnost“ stručnih

4 Kako je prije opisano, tvrdnja broj 9 pokazala se neprimjerenom (nestresnom) na hrvatskom uzorku, pa je izbačena iz upitnika.

suradnika za rješavanje takvih problema (npr. neučinkoviti sastanci, nemogućnost pružanja pomoći djeci u određenim situacijama, posebice kad su roditelji nesuradljivi, nesigurnost u vlastite kompetencije za rješavanje učeničkih problema i sl.). Faktor Nedostatak profesionalne podrške uključivao je sedam od devet tvrdnji originalno uključenih u istoimenu skalu u originalnoj verziji Inventara. Uključuje tvrdnje tipa: *Rad s neosjetljivim ili neinformiranim nadređenima, Rad s nesuradljivim učiteljima ili Nedostatak pouzdane i ažurirane tehnološke podrške*. U nizu ranijih istraživanja pokazalo se također da je upravo nedostatak profesionalne podrške jedan od najvažnijih izvora stresa kod školskih psihologa (Kolega i Vlahović Štetić, 2015; Schilling i sur., 2018).

Na kraju, na hrvatskoj verziji Inventara utvrđen je i peti faktor koji je uključivao samo tri tvrdnje koje su eksplicitno bile povezane s problemima određivanja koje učenike treba uputiti na individualiziran/prilagođen program, odnosno s pritiscima roditelja, nastavnika i administracije glede te problematike. Iako se ovaj faktor nije samostalno izdvojio u faktorskoj analizi originalne verzije Inventara, ipak postoje neka druga istraživanja izvan Hrvatske koja pokazuju izraženost i stresnost ove vrste problematike u radu školskih psihologa. U istraživanju Boccio i suradnika (2016) upravo se problem etičke dileme „suprotstavljenih lojalnosti“, odnosno problem da se pomire interesi i dobiti pojedinog djeteta i interesi svih drugih strana (roditelja, nastavnika, škole, nadležnih institucija) uključenih u donošenje takvih odluka, pokazao vrlo važnim uzrokom sagorijevanja na poslu. Naime, kako ističu ovi autori, želja za poštovanjem etičkih kodeksa sama po sebi nije dovoljan preduvjet za etički načelnu praksu jer radne okolnosti često mogu dovesti do pritiska suprotnih ovom kodeksu, koje onda neizbježno dovode do visokih razina stresa na poslu.

Povezanost rezultata na cijelom Inventaru s procjenom ukupnog stresa na poslu (tvrdnju o ukupnoj razini stresa na poslu autori navode kao neizostavni dio Inventara, ali je ne uklapaju ni u jednu subskalu u Inventaru, već je tretiraju samostalno) iznosila je .64 ($p < .01$). Međusobne povezanosti (Pearsonovi koeficijenti korelacije) rezultata na subskalama Inventara prikazane su u Tablici 6.

Tablica 6.
Matrica korelacija između rezultata na subskalama Inventara stresa školskih psihologa/suradnika

	<i>Konfliktne i prijetee situacije</i>	<i>Nerješive prepreke</i>	<i>Nedostatak profesionalne podrška</i>	<i>Problemi s individ./ prilagod. programima</i>
<i>Veliko radno opterećenje</i>	.509**	.589**	.568**	.518**
<i>Konfliktne i prijetee situacije</i>	1	.649**	.680**	.641**
<i>Nerješive prepreke</i>		1	.629**	.549**
<i>Nedostatak profesionalne podrške</i>			1	.586**

Provjera međusobne povezanosti rezultata na pet subskala Inventara pokazala je značajne pozitivne koeficijente korelacije, što indicira relativno veliku zajedničku varijancu ovih subskala. Slijedom toga (a i slijedom preporuka autora originalne skale) napravljena je i faktorska analiza višeg reda (*maximum likelihood* metoda) koja je pokazala jedan zajednički faktor u njihovoj pozadini, koji je objašnjavao 67.42 % ukupne varijance (Tablica 7). Ovaj latentni faktor prepoznat je kao Ukupni stres na poslu školskih psihologa/stručnih suradnika.

Tablica 7.
*Rezultati faktorske analize višeg reda na subskalama
 Inventara stresa školskih psihologa/suradnika*

<i>Subskala</i>	<i>Ukupni stres na poslu</i>
Veliko radno opterećenje	.686
Konfliktne i prijeteće situacije	.826
Nerješive prepreke	.785
Nedostatak profesionalne podrške	.812
Problemi s individualiziranim/ prilagođenim programima	.739
Karakteristični korijen	3.37
% objašnjene varijance	67.42

Zaključno, na osnovi provedenih analiza faktorske strukture Inventara može se zaključiti da je najbolje opisuje pet faktora/subskala: Veliko radno opterećenje, Konfliktne i prijeteće situacije, Nerješive prepreke (bezizlazne situacije), Nedostatak profesionalne podrške i Problemi s individualiziranim/prilagođenim programima. K tomu, s obzirom na postojanje latentnog faktora Ukupnog stresa, moguće je koristiti se cijelom skalom i tretirati ukupni rezultat u njoj bez odvajanja subskalnih rezultata. Dobivena struktura Inventara prilično je slična faktorskoj strukturi originalnog Inventara za koji su autori predložili četiri faktora/subskale (od kojih su dvije, Veliko radno opterećenje i Nedostatak profesionalne podrške, gotovo identične istoimenim subskalama na našem uzorku), te generalni faktor ukupnog stresa na poslu (Pike i Floyd, 2024).

4.3 Pouzdanost

Rezultati analize čestica i provjere unutarnje pouzdanosti (tipa Cronbach alpha) pet oformljenih subskala i cijelog Inventara stresa školskih psihologa/stručnih suradnika prikazani su u Tablicama 8–12.

Tablica 8.
Rezultati analize čestica subskale Veliko radno opterećenje

<i>Red. br. tvrdnje</i>	<i>Veliko radno opterećenje</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>r_{it}</i>	<i>Cronbach alpha bez te tvrdnje</i>
10.	Poštovanje europskih, državnih i lokalnih propisa, uključujući vremenske rokove	4.33	2.42	.49	.92
12.	Previše slučajeva kojima se bavim	6.21	2.30	.77	.91
13.	Previše upućenih na obradu	5.46	2.57	.71	.92
14.	Previše izvješća za pisanje	6.09	2.38	.83	.91
15.	Previše posla, a premalo vremena za to	6.45	2.33	.80	.91
16.	Problem s balansiranjem između potreba učenika i administrativnih zahtjeva	6.55	2.28	.79	.91
30.	Previše papirologije za dovršiti	5.96	2.44	.79	.91
31.	Problem s balansiranjem svih radnih obaveza	5.97	2.34	.82	.91
32.	Rad s nastavnicima i osobljem pod velikim stresom	5.38	2.21	.55	.92
Cronbach alpha		.92 (standardizirani .92)			
McDonald omega		.93			

Tablica 9.
Rezultati analize čestica subskale Konfliktne i prijeteće situacije

<i>Red.br. tvrdnje</i>	<i>Konfliktne i prijeteće situacije</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>r_{it}</i>	<i>Cronbach alpha bez te tvrdnje</i>
11.	Prijetnja pravnim postupkom ili saslušanjem na sudu	5.42	3.12	.63	.88
17.	Rad s agresivnim ili fizički opasnim učenicima	4.88	2.82	.66	.87
19.	Rad sa učenicima koji su suicidalni ili sami za sebe opasni	6.08	2.68	.64	.88
22.	Suočavanje s agresivnim roditeljima ili roditeljima koji se svađaju	6.48	2.25	.65	.88
23.	Suočavanje s kriznim situacijama (kao što su prijetnje drugima, pucnjava, smrt)	5.71	3.20	.77	.86
24.	Suočavanje s odvjetnicima ili agresivnim zastupnicima roditelja	5.17	3.26	.78	.86
25.	Suočavanje s društveno-političkim sukobima (npr. o javnozdravstvenim mjerama ili sadržaju kurikuluma)	3.97	2.72	.64	.88
Cronbach alpha			.89 (standardizirani .89)		
McDonald omega			.89		

Tablica 10.
Rezultati analize čestica subskale Nerješive prepreke

<i>Red. br. tvrdnje</i>	<i>Nerješive prepreke (bezizlazne situacije)</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>r_{it}</i>	<i>Cronbach alpha bez te tvrdnje</i>
1.	Prisustvovanje spornim sastancima na kojima postoje neslaganja	5.68	1.99	.49	.79
2.	Prenošenje uznemirujućih vijesti roditeljima	6.13	1.96	.64	.76
3.	Suočavanje sa zlostavljanjem ili zanemarivanjem djeteta	6.91	2.08	.55	.78
6.	Nedostatak pristupa odgovarajućoj podršci za učenike	5.90	2.10	.55	.78
27.	Suočavanje s učenicima koji imaju ozbiljne probleme na koje ne možete odgovoriti	6.42	2.24	.58	.77
33.	Rad s nesuradljivim roditeljima	6.35	2.16	.57	.77
Cronbach alpha			.81 (standardizirani .81)		
McDonald omega			.80		

Tablica 11.
Rezultati analize čestica subskale Nedostatak profesionalne podrške

<i>Red. br. tvrdnje</i>	<i>Nedostatak profesionalne podrške</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>r_{it}</i>	<i>Cronbach alpha bez te čestice</i>
4.	Osjećaj podcijenjenosti ili nepoštovanja od nadređenih	5.65	2.55	.62	.84
5.	Nedostatak pristupa odgovarajućim materijalima za procjenu	4.47	2.37	.47	.86
18.	Rad s neosjetljivim ili neinformiranim nadređenima	5.0	2.86	.75	.83
20.	Rad s nesuradljivim ravnateljima i drugim administrativcima	4.96	3.02	.76	.82
21.	Rad s nesuradljivim učiteljima	5.79	2.4	.66	.84
26.	Suočavanje s nedostatkom osoblja	4.91	2.50	.56	.85
28.	Nedostatak pouzdane i ažurirane tehnološke podrške	4.15	2.47	.60	.85
Cronbach alpha			.86 (standardizirani .86)		
McDonald omega			.87		

Tablica 12.*Rezultati analize čestica subskale Problemi s individualiziranim/prilagođenim programima*

<i>Red. br. tvrdnje</i>	<i>Problemi s individualiziranim/ prilagođenim programima</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>r_{it}</i>	<i>Cronbach alpha bez te tvrdnje</i>
7.	Pritisak roditelja da se učenici kvalificiraju/uključue u prilagođeni/individualizirani program	4.49	2.55	.72	.77
8.	Pritisak nastavnika da kvalificiraju učenike za prilagođeni/individualizirani program	4.21	2.43	.73	.73
29.	Pritisak administracije da se učenike kvalificira (uputi) na prilagođeni/individualizirani program	3.92	2.58	.68	.81
Cronbach alpha			.84 (standardizirani .84)		
McDonald omega			.84		

Iz priloženih tablica vidljivo je da su sve subskale Inventara pokazale visoku unutarnju pouzdanost tipa Cronbach alpha i McDonald omega. Već prije opisanu sugestiju o mogućnosti korištenja ukupnog rezultata na cijelom Inventaru (32 tvrdnje), potvrđuje i koeficijent unutarnje pouzdanosti tipa Cronbach alpha za cijeli Inventar koji je iznosio visokih .95, odnosno McDonald omega koji je također iznosio .95.

4.4. Osjetljivost

U Tablici 13 prikazani su deskriptivni parametri za sve subskale i cjelokupni Inventar stresa školskih psihologa/stručnih suradnika.

Tablica 13.*Deskriptivni parametri i pokazatelji osjetljivosti subskala Inventara stresa školskih psihologa/stručnih suradnika*

<i>Subskale</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>n</i>	<i>K-S test</i>	<i>Asimetričnost</i>		<i>Spljoštenost</i>	
					<i>IA</i>	<i>St. pogreška</i>	<i>IK</i>	<i>St. pogreška</i>
Veliko radno opterećenje	52.39	16.77	9	.078**	-.499	.123	-.492	.245
Konfliktne i prijeteće situacije	37.71	15.58	7	.082**	-.227	.123	-1.070	.245
Nerješive prepreke	37.40	8.93	6	.088**	-.632	.123	.072	.245
Nedostatak profesionalne podrške	34.97	13.54	7	.065**	-.128	.123	-.847	.245
Problemi s individualiziranim/prilagođenim programima	12.62	6.60	3	.080**	.164	.123	-1.018	.245
Cijela skala	175.08	50.64	32	.047*	-.156	.123	-.570	.245

Napomena. K-S – Kolmogorov-Smirnovljev test; IA – indeks asimetričnosti; IK – indeks kurtičnosti;

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

Iz navedenih parametara vidljivo je da prema Kolmogorov-Smirnovljev testu sve distribucije rezultatata na subskalama i cijeloj skali značajno odstupaju od normalne distribucije. Zbog strogosti Kolmogorov-Smirnovljeva testa dodatno su provjereni i indeksi asimetričnosti i spljoštenosti (kurtičnosti) distribucija. Kako George i Mallery (2010) navode, vrijednosti asimetrije i spljoštenosti između -2 i +2 mogu se smatrati prihvatljivima kako bi se distribucija rezultata tretirala kao približno normalna univarijantna distribucija.

Razlike u rezultatima na subskalama i ukupnom rezultatu na Inventaru s obzirom na spol stručnih suradnika/ca nisu se pokazale značajnim, s iznimkom značajne razlike na subskali Radno opterećenje gdje su nešto veći rezultat pokazale žene ($t(393) = 2.035$; $p = .043$). Međutim, ovaj nalaz treba uzeti s oprezom jer je uzorak uključivao jako mali broj muških suradnika (samo 27).

Značajne razlike s obzirom na zanimanje stručnog suradnika jednosmjernim analizama varijance (nakon provjere homogenosti varijance Levene testom) pokazale su se u rezultatima na subskalama Konfliktne i prijeteće situacije, Nedostatak profesionalne podrške i Problemi s individualiziranim/prilagođenim programima, te u ukupnom rezultatu na cijelom Inventaru. Međutim, daljnje *post hoc* analize (Bonferroni test) pokazale su da je zapravo bila riječ o značajnim razlikama između prve grupe – psihologa i četvrte grupe – mješovite kategorije „ostali“ stručni suradnici (logoped, edukacijski rehabilitator, socijalni radnik), koja je ujedno bila i brojčano najmanja kategorija (15 suradnika). Ova „mješovita“ kategorija imala je više rezultate u odnosu na skupinu psihologa. Moguće objašnjenje jest upravo u „heterogenosti“ ove kategorije jer je uključivala različita zanimanja koja su se možda razlikovala s obzirom na pripremljenost za sve probleme i zahtjeve koji se pojavljuju u poslu stručnog suradnika u školi, pa je stoga moguće da doživljavaju više razine stresa na ovom poslu. U tom smislu, trebalo bi rezultate stručnih suradnika iz ove kategorije na Inventaru uzeti s oprezom (odnosno dodatno provjeriti u budućim istraživanjima). S obzirom na to da nije bilo značajnih razlika između skupina psiholozi, pedagozi i socijalni pedagozi, može se zaključiti da je Inventar dobra mjera stresa na poslu za ove skupine stručnih suradnika.

Nadalje, nije bilo razlika u rezultatima na subskalama i u ukupnom rezultatu s obzirom na to je li stručni suradnik jedini u ustanovi ($N = 32$), ili ih je dvoje ($N = 124$), ili troje i više ($N = 239$). Kad se u obzir uzme status zaposlenja – na neodređeno ili na određeno vrijeme, razlike nisu nađene u rezultatima na subskalama, ali je pronađena razlika na razini od 5 % za ukupni rezultata na Inventaru, nešto veći rezultat imali su suradnici zaposleni na neodređeno vrijeme ($t = 2.05$, $p = 0.044$; $M_{neod} = 5.38$, $Mod = 4.97$). Značajnih razlika nije bilo ni s obzirom na to jesu li suradnici zaposleni na puno radno vrijeme ili ne.

Usporedba razina stresa s obzirom na namjeru napuštanja posla (pitanje *Kada biste bili u mogućnosti, biste li napustili posao stručnog suradnika u odgojno-obrazovnoj ustanovi?*) pokazala je značajne razlike na svim subskalama i ukupnom rezultatu između triju kategorija stručnih suradnika: onih koji bi napustili posao, onih koji nisu sigurni i onih koji ne bi napustili svoj posao. Stručni suradnici koji su izjavili da bi napustili svoj posao izrazili su značajno više razine stresa na svim subskalama kao i na cijelom Inventaru stresa na poslu u odnosu na suradnike koji ne bi napustili svoj posao. Stručni suradnici koji nisu sigurni bi li napustili svoj posao, imali su značajno niže razine stresa od skupine koja bi ga napustila (osim na subskalama Nerješive prepreke i Problemi s individualiziranim/prilagođenim programima), ali značajno više razine od skupine koja ne bi napustila svoj posao (osim na faktoru Krizne i prijeteće situacije). Općenito, mogućnost da se prema visokim rezultatima na subskalama i cijelom Inventaru mogu dobro prepoznati stručni suradnici skloni napuštanju posla, u današnje vrijeme kad je zanimanje stručnih suradnika u školama sve manje atraktivno i prestižno, te zbog toga postoji generalno tendencija napuštanja ovog posla kod nas i u svijetu (Boccio i sur., 2016; Pike i Floyd, 2024), predstavlja dodatnu vrijednost ovog upitnika.

4.5. Konstruktna valjanost

Konvergentna valjanost subskala/Inventara provjerena je i preko korelacija s nekim relevantnim varijablama: s brojem učenika s kojima suradnici rade, sa zadovoljstvom prostornim uvjetima u kojima rade, s procjenom potrebe za supervizijom, s procjenom u kojoj mjeri kompleksnost posla koji obavljaju prelazi njihove stručne kompetencije, s učestalošću etičkih dilema u poslu, sa socijalnom podrškom na poslu (mjerena subskalom iz upitnika *The Demand Support Control Questionnaire – DSCQ*;

Chungkham i sur., 2013), s radnom angažiranošću (mjerena s *Utrecht Work Engagement Scale*; Schaufeli i Bakker, 2010), sa sagorijevanjem na poslu (mjereno s *Burnout Assessment Tool – BAT*; Schaufeli i sur., 2019) i zadovoljstvom poslom (mjereno s *Brief Job Satisfaction Measure II*; Judge i sur., 1998). Korelacije su prikazane u Tablici 14.

Tablica 14.

Povezanost rezultata na subskalama i cijelom Inventaru s drugim relevantnim varijablama (N = 395)

Varijabla	Veliko radno opterećenje	Konfliktne i prijeteće situacije	Nerješive prepreke	Nedostatak profesionalne podrške	Problemi s individ./ prilag. programima	Cijela skala
Godine	.135**	.048	.007	.057	.076	.081
Radni staž	.146**	.098	.052	.075	.111*	.120*
Broj učenika	.130**	.019	.040	-.034	.082	.058
Prostorni uvjeti	-.146**	-.118*	-.060	-.170**	-.134**	-.156**
Potreba za supervizijom	.180**	.123*	.142**	.069	.070	.139**
Kompleks. posla/ kompetencije	.376**	.252**	.300**	.247**	.184**	.325**
Učestalost etičkih dilema	.293**	.193**	.233**	.223**	.135**	.257**
Socijalna podrška na poslu	-.312**	-.189**	-.212**	-.405**	-.176**	-.312**
Radna angažiranost	-.229**	-.129*	-.136**	-.199**	-.119*	-.196**
Iscrpljenost	.517**	.335**	.368**	.424**	.274**	.461**
Psihološka distanc.	.299**	.268**	.204**	.340**	.282**	.343**
Narušeno kognitivno funkc.	.250**	.185**	.185**	.221**	.165**	.243**
Narušeno emocionalno funkc.	.238**	.235**	.219**	.252**	.234**	.288**
Zadovoljstvo poslom	-.345**	-.229**	-.213**	-.343**	-.180**	-.317**

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

Dobiveni koeficijenti korelacije pokazali su očekivane smjerove povezanosti rezultata na subskalama i cijelom Inventaru stresa školskih psihologa/stručnih suradnika s navedenim relevantnim varijablama (Tablica 12), te na taj način potvrdili i konstruktnu valjanost ovog upitnika. Što su stručni suradnici lošijim procjenjivali svoje prostorne uvjete za rad, što su više procijenili da trenutačna kompleksnost njihova posla prelazi njihove stručne kompetencije i što se češće doživljavali etičke dileme u svojem poslu, to su doživljavali više razine stresa na svim subskalama i na cijelom upitniku. Ovaj nalaz nije neočekivan, iako se prostorni uvjeti ne čine krucijalnim obilježjem radne okoline, činjenica je da ako u tom smislu stručni suradnik nema mogućnosti da se maksimalno posveti svojim radnim zadacima (npr. da obavlja individualne tretmane ili dijagnostiku i sl.), to očito može predstavljati znatan izvor stresa. Uz to, sumnja u vlastitu kompetentnost da se nose sa sve većim zahtjevima svojeg posla, kao i sve češće susretanje s etičkim dilemama vjerojatno dodatno doprinose doživljavanju svih aspekata stresa na poslu. Nalaz o povezanosti tzv. etičkih dilema s doživljajem stresa pokazala su i neka ranija istraživanja u ovom području (Boccio i sur., 2016; Makki i sur., 2022).

Dob stručnih suradnika i broj učenika s kojim rade bio je značajno pozitivno povezan samo s Velikim radnim opterećenjem. Dosadašnja istraživanja nisu sasvim suglasna oko odnosa dobi i stresa na poslu,

no čini se da je u ovom slučaju dob relevantna upravo za preopterećenost na poslu (npr. premalo vremena za sve radne zadatke) što se možda može objasniti nešto sporijim tempom rada kod starijih suradnika. Slično, o izraženijemu radnom opterećenju izvještavaju suradnici koji rade s većim brojem učenika što je logično jer upravo broj učenika definira i broj opservacija, izvještaja, i drugih poslova koji mogu znatno opteretiti školske suradnike i zbog kojih mogu intenzivno doživljavati upravo ovaj aspekt stresa na poslu. Duljina radnog staža bila je također pozitivno povezana s velikim radnim opterećenjem, ali i s problemima s individualiziranim/prilagođenim programima i ukupnim stresom na poslu. Općenito, čini se da stariji ispitanici s dužim radnim stažem doživljavaju veće radno opterećenje, te više ukupne razine stresa na poslu od mlađih. K tomu, oni koji duže rade doživljavaju i veću stresnost na poslu zbog pritisaka povezanih s upućivanjem učenika na individualizirani/prilagođeni program čemu je mogući razlog to što su davno završili svoje inicijalno stručno obrazovanje u kojem vjerojatno nije bio toliki naglasak na ovoj vrsti obrazovanja, odnosno, moguće je da se u tom smislu ne osjećaju dovoljnim kompetentnima.

Nadalje, rezultati na svim subskalama i ukupni rezultati na Inventaru bili su značajno pozitivno povezani sa svim dimenzijama sagorijevanja na poslu: s iscrpljenošću, psihološkom distanciranošću, narušenim kognitivnim funkcioniranjem i narušenim emocionalnim funkcioniranjem. S obzirom na to da je sagorijevanje najčešće posljedica dugotrajne izloženosti visokim razinama stresa na poslu (Maslach i sur., 2001), ove su korelacije očekivane i potvrda kriterijske valjanosti Inventara.

Rezultati na subskalama i cijelom Inventaru pokazali su i očekivane značajne negativne povezanosti sa socijalnom podrškom na poslu te s radnom angažiranošću i sa zadovoljstvom poslom. Stručni suradnici koji su percipirali da doživljavaju više podrške od kolega i nadređenih doživljavali su niže razine stresa na poslu. Isto tako, doživljavanje nižih razina stresa bilo je povezano s većom radnom angažiranošću i zadovoljstvom na poslu. U ranijim istraživanjima također je nađeno da podrška kolega i nadređenih može utjecati na reakcije školskih psihologa na stres, te na taj način dalje utjecati i na njihovo zadovoljstvo poslom (Kolega i Vlahović Štetić, 2015; Pike i Floyd, 2024).

Općenito možemo zaključiti da je rad stručnih suradnika u odgojno-obrazovnim ustanovama iznimno dinamičan, kompleksan i zahtjevan. Kako navode Boccio i suradnici (2016), taj posao uključuje prevelik broj slučajeva, premalo vremena, nedovoljno resursa, nedostatak kontrole u donošenju odluka, čestu nesuradnju nadređenih i administratora, nerazumijevanje roditelja i učitelja i niz drugih otežavajućih okolnosti. K tomu, javna percepcija i uvažavanje struke često nisu na očekivanoj (i zasluženoj) razini, a slijedom toga ni plaće nisu osobito visoke. Nadalje, nedostatak supervizije i profesionalne podrške dodatne su otežavajuće okolnosti. Ne iznenađuje stoga da se u istraživanjima (doduše još uvijek relativno rijetkim) redovito pokazuje da školski psiholozi/stručni suradnici doživljavaju visoke razine stresa na poslu i time su podložni sagorijevanju i napuštanju profesije. Upravo zato nužno je razvijati upitnike kojima ćemo na vrijeme uočiti one kod kojih razine doživljenog stresa na poslu postaju previsoke te ih vode k sagorijevanju i svim njegovim negativnim posljedicama za osobnu i profesionalnu dobrobit. Naravno da to dalje vodi i k napuštanju profesije potencijalno kvalitetnih stručnih suradnika što onda predstavlja nenadoknativ gubitak za učenike i obrazovni sustav, a time i za društvo u cjelini.

S obzirom na sve navedeno, *Inventar stresa školskih psihologa/suradnika* čini se potencijalno korisnim instrumentom koji ima relativno dobre psihometrijske karakteristike, odnosno pokazao se osjetljivim, pouzdanim i valjanim. Inventar uključuje pet subskala: Veliko radno opterećenje, Konfliktna i prijetna situacija, Nerješive prepreke (bezizlazne situacije), Nedostatak profesionalne podrške i Problemi s individualiziranim/prilagođenim programima. Svaka od ovih subskala ima dobra psihometrijska svojstva što omogućuje njihovo eventualno zasebno korištenje u budućim istraživanjima (u prilog ovoj preporuci govore i nešto različite korelacije koje ove subskale ostvaruju s različitim relevantnim varijablama), a jednako opravdanim čini se i korištenje cijelog Inventara (ukupnog rezultata na svim tvrdnjama). Inventarom je opravdano koristiti se u istraživačke svrhe za barem tri skupine stručnih suradnika: psihologe, peda-

goge i socijalne pedagoge. Ipak, s obzirom na to da su ove provjere napravljene na prigodnom uzorku, te metodom *online* istraživanja koja sama po sebi ima određene metodološke nedostatke, treba sve opisane karakteristike Inventara provjeriti u daljnjim istraživanjima, a posebice na skupinama stručnih suradnika koje su u ovom istraživanju bile slabije zastupljene kao što su logopedi, edukacijski rehabilitatori ili socijalni radnici.

Literatura

- Banovac, M., Božić, A., Lukačević, A., Sasso, E., Šimić, D. i Vidović, B. (2024). Odnos pozitivnog i negativnog afekta i strategija emocionalnog napora sa sagorijevanjem na poslu stručnih suradnika u školama. *Psychē*, 7, 223–252. <https://hrcak.srce.hr/320345>
- Bell, H. D. i McKenzie, V. (2013). Perceptions and realities: The role of school psychologists in Melbourne, Australia. *The Australian Educational and Developmental Psychologist*, 30(1), 54–73. <https://doi.org/10.1017/edp.2013.1>
- Bjelopoljak, Š. i Midžić, A. (2022). Relationship between protective factors and burnout of professional associates in educational work. U R. Celec (Ur.), *Contemporary Issues in Education 2021* (str. 7–27). Verlag Dr. Kovač GmbH.
- Boccio, D. E., Weisz, G. i Lefkowitz, R. (2016). School psychologists' management of administrative pressure to practice unethically. *Journal of Applied School Psychology*, 32(4), 313–328. <https://doi.org/10.1080/15377903.2016.1207737>
- George, D. i Mallery, P. (2010). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference* (10th ed.). Pearson.
- George-Levi, S., Schmidt-Barad, T., Natan, I. i Margalit, M. (2022). Sense of coherence and burnout among school psychologists: The moderating role of loneliness. *Current Psychology*, 41(4), 2390–2397. <https://doi.org/10.1007/s12144-020-00766-5>
- Kolega, M. i Vlahović-Štetić, V. (2015). Profesionalno sagorijevanje psihologinja i psihologa. *Napredak*, 156(4), 461–475.
- Maki, K. E., Kranzler, J. H. i Wheeler, J. M. (2022). Ethical dilemmas in school psychology: Which dilemmas are most prevalent today and how well prepared are school psychologists to face them? *School Psychology Review*. <https://doi.org/10.1080/2372966X.2022.2125338>
- Maslach, C., Schaufeli, W. B. i Leiter, M. P. (2001). Job burnout. *Annual Review of Psychology*, 52, 397–422. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.52.1.397>
- Mihajlović, T., Skopljak, M., Vaselić, N. i Partalo, D. (2023). Profesionalno izgaranje stručnih suradnika u školi. *Metodički ogleđi*, 30(2), 113–134. <https://doi.org/10.21464/mo.30.2.6>
- Miles, D. D. i Chittooran, M. M. (2001, April 17–21). *School psychologists, stress, and burnout* [Conference presentation]. Annual Conference of the National Association of School Psychologists, Washington, DC, United States.
- Mills, L. B. i Huebner, E. S. (1998). A prospective study of personality characteristics, occupational stressors, and burnout among school psychology practitioners. *Journal of School Psychology*, 36(1), 103–120. [https://doi.org/10.1016/S0022-4405\(97\)00053-8](https://doi.org/10.1016/S0022-4405(97)00053-8)
- Pike, N. M. i Floyd, R. G. (2024). Stress in United States school psychologists: Development and preliminary psychometric properties of the School Psychologist Distress Inventory. *Journal of School Psychology*, 106, Article 101351. <https://doi.org/10.1016/j.jsp.2024.101351>
- Proctor, B. E. i Steadman, T. (2003). Job satisfaction, burnout, and perceived effectiveness of “in-house” versus traditional school psychologists. *Psychology in the Schools*, 40(2), 237–243. <https://doi.org/10.1002/pits.10082>
- Schilling, E. J. i Randolph, M. (2021). Voices from the field: Addressing job burnout in school psychology training programs. *Contemporary School Psychology*, 25, 572–581. <https://doi.org/10.1007/s40688-020-00283-z>
- Schilling, E. J., Randolph, M. i Boan-Lenzo, C. (2018). Job burnout in school psychology: How big is the problem? *Contemporary School Psychology*, 22(3), 324–331. <https://doi.org/10.1007/s40688-017-0138-x>
- Wise, P. S. (1985). School psychologists' rankings of stressful events. *Journal of School Psychology*, 23(1), 31–41. [https://doi.org/10.1016/0022-4405\(85\)90032-9](https://doi.org/10.1016/0022-4405(85)90032-9)

INVENTAR STRESA ŠKOLSKIH PSIHOLOGA/STRUČNIH SURADNIKA

Stres se definira kao negativno stanje koje nastaje kao rezultat preopterećenosti zahtjevima, gubitcima ili percipiranim prijetnjama. Molimo Vas, **procijenite svaki događaj naveden u nastavku s obzirom na to koja je količina stresa bila povezana s tim događajem u Vašem poslu tijekom ove školske godine.** Što je veći stres povezan s događajem, to bi procjena trebala biti viša.

Procijenite svaku tvrdnju na skali od 1 do 9, pri čemu brojevi znače:

1 – nema osjećaja stresa

5 – umjereni osjećaj stresa

9 – potpuno ovladavajući (preplavljujući) osjećaj stresa

Procijenite kolika je količinu stresa izazvana dolje navedenim događajima u Vašem poslu bila prisutna tijekom ove školske godine

(ukoliko neki događaj uopće nije bio prisutan u Vašem poslu, stavite oznaku X na predviđeno mjesto)

Tvrdnja		Nije bilo doživljeno	Količina stresa								
1.	Prisustvovanje spornim sastancima na kojima postoje neslaganja i rasprave		1	2	3	4	5	6	7	8	9
2.	Prenošenje uznemirujućih vijesti roditeljima		1	2	3	4	5	6	7	8	9
3.	Suočavanje sa zlostavljanjem ili zanemarivanjem djeteta		1	2	3	4	5	6	7	8	9
4.	Osjećaj podcijenjenosti ili nepoštivanja od strane nadređenih i kolega		1	2	3	4	5	6	7	8	9
5.	Nedostatak pristupa odgovarajućim materijalima za procjenu i intervenciju		1	2	3	4	5	6	7	8	9
6.	Nedostatak pristupa odgovarajućoj podršci za učenike		1	2	3	4	5	6	7	8	9
7.	Pritisak roditelja da se učenici kvalificiraju/uključe u prilagođeni/individualizirani program		1	2	3	4	5	6	7	8	9
8.	Pritisak nastavnika da kvalificiraju učenike za prilagođeni/individualizirani program		1	2	3	4	5	6	7	8	9
9.	Provođenje previše vremena na putu do/između škola		1	2	3	4	5	6	7	8	9
10.	Poštivanje europskih, državnih i lokalnih propisa, uključujući vremenske rokove		1	2	3	4	5	6	7	8	9
11.	Prijetnja pravnim postupkom ili saslušanjem na sudu		1	2	3	4	5	6	7	8	9
12.	Previše slučajeva kojima se bavim		1	2	3	4	5	6	7	8	9
13.	Previše upućenih na obradu		1	2	3	4	5	6	7	8	9
14.	Previše izvješća za pisanje		1	2	3	4	5	6	7	8	9
15.	Previše posla, a premalo vremena za to		1	2	3	4	5	6	7	8	9
16.	Problem s balansiranjem između potreba učenika i administrativnih ograničenja		1	2	3	4	5	6	7	8	9
17.	Rad s agresivnim ili fizički opasnim učenicima		1	2	3	4	5	6	7	8	9
18.	Rad s neosjetljivim ili neinformiranim nadređenima		1	2	3	4	5	6	7	8	9
19.	Rad s učenicima koji su suicidalni ili sami za sebe opasni		1	2	3	4	5	6	7	8	9
20.	Rad s nesuradljivim ravnateljima i drugim administrativcima		1	2	3	4	5	6	7	8	9

Tvrdnja		Nije bilo doživljeno	Količina stresa								
			1	2	3	4	5	6	7	8	9
21.	Rad s nesuradljivim učiteljima		1	2	3	4	5	6	7	8	9
22.	Suočavanje s agresivnim roditeljima ili roditeljima koji se svađaju		1	2	3	4	5	6	7	8	9
23.	Suočavanje s kriznim situacijama (kao što su prijetnje drugima, pucnjava i smrt)		1	2	3	4	5	6	7	8	9
24.	Suočavanje s odvjetnicima ili agresivnim zastupnicima roditelja		1	2	3	4	5	6	7	8	9
25.	Suočavanje s društveno-političkim sukobima (npr. o javnozdravstvenim mjerama ili sadržaju kurikuluma)		1	2	3	4	5	6	7	8	9
26.	Suočavanje s nedostatkom osoblja		1	2	3	4	5	6	7	8	9
27.	Suočavanje s učenicima koji imaju ozbiljne probleme na koje ne možete odgovoriti		1	2	3	4	5	6	7	8	9
28.	Nedostatak pouzdane i ažurirane tehnološke podrške		1	2	3	4	5	6	7	8	9
29.	Pritisak administracije da se učenike kvalificira (uputna) prilagođeni/individualizirani program		1	2	3	4	5	6	7	8	9
30.	Previše papirologije za dovršiti		1	2	3	4	5	6	7	8	9
31.	Problem s balansiranjem svih radnih obaveza		1	2	3	4	5	6	7	8	9
32.	Rad s nastavnicima i osobljem pod velikim stresom		1	2	3	4	5	6	7	8	9
33.	Rad s nesuradljivim roditeljima		1	2	3	4	5	6	7	8	9
34.	Koristeći se istom ljestvicom (1–9), procijenite koliko je općenito stresan Vaš posao?	-----	1	2	3	4	5	6	7	8	9

KLJUČ ZA BODOVANJE:

<i>Subskala</i>	<i>Tvrdnje</i>
Veliko radno opterećenje	10, 12, 13, 14, 15, 16, 30, 31, 32
Konfliktne i prijeteće situacije	11, 17, 19, 22, 23, 24, 25,
Nerješive prepreke	1, 2, 3, 6, 27, 33
Nedostatak profesionalne podrške	4, 5, 18, 20, 21, 26, 28,.
Problemi s individualiziranim/ prilagođenim programima	7, 8, 29.

Napomena. Tvrdnja 9 je izbačena.

Skala povratnih informacija učeniku¹

Konstruirale i priredile: Lozena Ivanov i Izabela Sorić

1. Teorijska osnova

Iz svakodnevnog je života poznato koliko su povratne informacije o uspješnosti u bilo kojoj aktivnosti važne za njezino daljnje usavršavanje (Sorić, 2014). U školskom kontekstu one predstavljaju jednu od ključnih funkcija nastavnika te imaju središnju ulogu u oblikovanju akademskog ponašanja i samoregulacije učenika. U najširem smislu, povratne informacije obuhvaćaju sve poruke kojima se učeniku pruža informacija o njegovu radu, postignuću ili napretku u odnosu na ciljeve učenja (Hattie i Timperley, 2007). Prema različitim teorijskim modelima, povratne informacije djeluju na način da učenicima omogućuju usporedbu trenutačne razine znanja s očekivanim standardima, potiču samoregulaciju učenja te oblikuju percepciju vlastite kompetentnosti u okviru, ali i izvan školskog konteksta (Daumiller i Meyer, 2026; Butler i Winne, 1995).

Povratne informacija mogu se klasificirati prema različitim kriterijima, a Pintrich i Schunk (1996) navode podjelu na povratne informaciju o učinku, motivirajuće, atribucijske i strategijske povratne informacije. *Povratna informacija o učinku* učenika informira o točnosti odgovora, uz moguće uključivanje i korektivnih informacija u smislu kako poboljšati učinak. *Motivirajuće povratne informacije*, kao što im i samo ime govori, više su usmjerene na motiviranje nego na informiranje o učinku. Takve povratne informacije često uključuju poruke o napredovanju, stečenim kompetencijama, ali i uvjeravanje učenika da nešto može te usporedbe s drugima. *Atribucijske povratne informacije* usmjerene su na povezivanje učeničkih postignuća s mogućim uzrocima, kao što su, na primjer, sposobnosti ili uloženi trud. Slično tomu, *strategijske povratne informacije* odnose se na povezivanje postignuća s korištenjem odgovarajućih strategija učenja.

Rezultati brojnih istraživanja upućuju na to da učinak povratnih informacija nije univerzalan, već ovisi o interakciji karakteristika učenika (npr. dob, akademska samoeфикаsnost, prethodna iskustva), obilježja nastavnog konteksta (npr. predmet, zahtjevnost gradiva) te samih povratnih informacija (npr. ton, specifičnost, fokus na proces ili ishod) (Daumiller i Meyer, 2026; Kluger i DeNisi, 1996; Lipnevich i Smith, 2022; Meyer i sur., 2025; Sorić, 2014; Winstone i sur., 2017). Zbog toga se povratne informacije smatraju dinamičnim procesom, a ne jednosmjernim prijenosom informacija od nastavnika prema učeniku. Kluger i DeNisi (1996) navode da povratne informacije koje su usmjerene na zadatak, uloženi trud, strategije i proces učenja gotovo u pravilu imaju pozitivan učinak, dok one koje su usmjerene na osobne karakteristike ili socijalnu usporedbu mogu imati pozitivan, ali i neutralan ili čak negativan učinak. Pri tome, način na koji učenici interpretiraju i internaliziraju povratne informacije koje dobivaju od nastavnika ima presudan utjecaj na njihovu kogniciju, motivaciju, emocionalne reakcije i ponašanje. Naime, učenici se razlikuju prema tome kako uočavaju i interpretiraju povratne informacije, prihvaćaju ih ili zanemaruju i kako se općenito koriste njima u ponašanju (Daumiller i Meyer, 2026).

U suvremenoj literaturi naglašava se razlika između pozitivnih i negativnih povratnih informacija. Pozitivne povratne informacije uključuju verbalne i neverbalne poruke kojima nastavnik prepoznaje učenikov trud, napredak, razumijevanje ili kompetentnost. Takve povratne informacije doprinose jačanju osjećaja kompetentnosti, povećavaju intrinzičnu motivaciju i potiču adaptivne strategije učenja (Henderlong i Lepper, 2002). S druge strane, negativne povratne informacije, iako pod određenim uvjetima mogu biti motivirajuće, češće obuhvaćaju poruke koje naglašavaju pogreške, slabosti ili ograničenja učenika, osobito

1 Instrument je namijenjen slobodnoj upotrebi u istraživačke, nastavne i stručne svrhe uz obvezno navođenje izvora.

kada su formulirane globalno i usmjerene na osobne karakteristike, kao što su, na primjer, (ne)spособnosti. Iz te perspektive posebno se ističe emocionalna dimenzija povratnih informacija. Pozitivne povratne informacije često su povezane s osjećajem podrške, kompetentnosti i motivacije, dok negativne povratne informacije mogu potaknuti korekciju ponašanja, ali i izazvati neugodne emocije poput anksioznosti, frustracije ili osjećaja prijetnje. Zbog različitih psiholoških učinaka u literaturi se zagovara konceptualizacija pozitivnih i negativnih povratnih informacija kao različitih, ali povezanih konstrukata, a ne kao krajeva istog kontinuuma (Lipnevich i Panadero, 2021).

Važan teorijski okvir za razumijevanje učinaka povratnih informacija pruža teorija samoeфикаsnosti Alberta Bandure (1997). Prema toj teoriji, uvjerenja o vlastitim sposobnostima snažno utječu na izbor aktivnosti, uloženi trud, ustrajnost i emocionalne reakcije u situacijama izazova. Povratne informacije nastavnika djeluju kao jedan od ključnih izvora informacija o vlastitim sposobnostima, osobito kroz verbalno uvjeravanje i interpretaciju postignuća. Pozitivne povratne informacije koje naglašavaju napredak, strategije i trud jačaju akademsku samoeфикаsnost, dok negativne poruke koje impliciraju nedostatak sposobnosti mogu dovesti do njezina slabljenja.

Atribucijske teorije dodatno objašnjavaju zašto različiti tipovi povratnih informacija imaju različite učinke. Prema Weineru (1985), povratne informacije koje uspjeh ili neuspjeh pripisuju stabilnim i nekontrolabilnim uzrocima (npr. sposobnostima) imaju nepovoljniji motivacijski učinak od onih koje naglašavaju promjenjive i kontrolabilne uzroke, poput truda ili korištenja strategija. U tom kontekstu, negativne povratne informacije koje impliciraju trajna ograničenja učenika povezane su s padom motivacije, porastom anksioznosti i slabijim akademskim ishodima (Pintrich i Schunk, 1996).

Način na koji učenici percipiraju, interpretiraju i emocionalno reagiraju na nastavničke poruke mijenja se s dobi i obrazovnom razinom. Mlađi učenici skloniji su povratne informacije doživljavati kao poticaj i informaciju o trudu, dok stariji učenici češće interpretiraju nastavničke poruke u kontekstu socijalne usporedbe i stabilnih sposobnosti (Eccles i Wigfield, 2002). Naime, stariji učenici pokazuju veću osjetljivost na evaluativni aspekt povratnih informacija te ih češće povezuju s procjenom vlastite sposobnosti i budućih akademskih ishoda. Zbog toga negativne povratne informacije mogu imati izraženije nepovoljne učinke u kasnijim fazama školovanja (Daumiller i Meyer, 2026).

Osim razvojnih razlika, istraživanja upućuju i na sustavne razlike prema spolu u pažnji koju učenici dobivaju od nastavnika. Učenici u prosjeku dobivaju više i pozitivnih i negativnih povratnih informacija, dok su povratne informacije učenicama često rjeđe i suptilnije (Sortkaer i Reimer, 2022). Također, karakter povratnih informacija razlikuje se među nastavnim predmetima. U predmetima poput Matematike češće se naglašava točnost i evaluacija ishoda, dok se u jezicima više ističe napredak i proces učenja. Tako se povratne informacije u matematici češće percipiraju kao strože i evaluativnije nego u jezicima, što može rezultirati većom emocionalnom reakcijom, osobito kod negativne povratne informacije (Daumiller i Meyer, 2026).

Sve navedeno opravdava potrebu za mjernim instrumentom koji je istodobno predmetno neutralan i osjetljiv na kontekst. S obzirom na teorijsku složenost konstrukta, mjerenje povratnih informacija trebalo bi obuhvatiti i njihov sadržaj i evaluativni ton. Dvodimenzijski model koji razlikuje pozitivne i negativne povratne informacije omogućio bi preciznije istraživanje njihovih diferencijalnih učinaka na kognitivne, motivacijske i emocionalne procese i ishode u školskom kontekstu.

2. Opis skale

Skala povratnih informacija učenicima koncipirana je kao dvodimenzijski instrument namijenjen procjeni učeničke percepcije nastavnikovih povratnih poruka u kontekstu nastave pojedinoga školskog predmeta. U početnoj fazi konstruiranja skale povratnih informacija studenti s više različitih studijskih

grupa Sveučilišta u Zadru formulirali su tvrdnje o različitim povratnim informacijama koje su dobivali od nastavnika na ranijim razinama obrazovanja. Ukupno su producirali 164 tvrdnje. Nakon uklanjanja tvrdnji koje su sadržajno bile vrlo slične ili se nisu uklapale u istraživački cilj zadržano je 36 tvrdnji. U daljnjem postupku validacije zadržane su tvrdnje koje su imale zadovoljavajuće psihometrijske karakteristike na svim ispitivanim poduzorcima (od 5. do 8. razreda osnovne škole, 1. i 3. razred srednje škole) i u dva različita školska predmeta (Engleski jezik i Matematika). U nastavku se prikazuje validacija završne verzije ovoga mjernog instrumenta.

Skala povratnih informacija učenicima sastoji se od ukupno 14 čestica koje opisuju tipična ponašanja nastavnika prema učeniku u procesu davanja povratne informacije. *Subskala pozitivnih povratnih informacija* obuhvaća 8 čestica koje se odnose na afirmaciju sposobnosti i napretka učenika, atribuciju uspjeha razumijevanju i pravilnoj primjeni znanja te izražavanje povjerenja i pozitivnih očekivanja nastavnika. Primjeri čestica: ... *pokazuje mi da imam sposobnosti za ovaj predmet*, ... *pokazuje mi da primjećuje da sam sve bolji i bolji*, ... *iskazuje mi povjerenje radi mojih rezultata*. *Subskala negativnih povratnih informacija* sastoji se od 6 čestica koje opisuju poruke nastavnika kojima se naglašavaju pogreške, slabosti ili ograničenja učenika. Primjeri čestica: ... *pokazuje mi da nikad ništa ne napravim dobro*, ... *pokazuje mi da je ovaj predmet pretežak za mene*, ... *daje mi na znanje da zbog svojih sposobnosti ne mogu postići bolje rezultate u ovom predmetu*. Sadržajno, čestice odražavaju teorijske modele povratnih informacija usmjerenih na proces učenja, a ne isključivo na ishod te su u većoj mjeri uključene motivirajuće, atribucijske i strategijske povratne informacije.

Čestice su formulirane na način koji omogućuje primjenu skale u širokom rasponu dobi, od viših razreda osnovne škole do srednje škole te za različite školske predmete. Učenici procjenjuju učestalost navedenih ponašanja na skali Likertova tipa od pet stupnjeva (1 = nikad, 2 = rijetko, 3 = ponekad, 4 = često, 5 = uvijek). Odabrani format odgovora omogućava dovoljnu diferencijaciju među ispitanicima, a istodobno je primjeren i za mlađe učenike. Svaka čestica započinje istom uvodnom formulacijom (*Svojim postupcima nastavnik/ca iz [predmet]...*). Ovakva formulacija omogućava primjenu instrumenta u različitim nastavnim predmetima, a za validaciju ovoga mjernog instrumenta korištena su dva predmeta, Engleski jezik i Matematika. Ukupan rezultat na svakoj subskali formira se kao prosjek procjena na pripadajućim česticama, pri čemu viši rezultat označava veću učestalost pozitivnih, odnosno negativnih povratnih informacija.

3. Opis uzorka

U validaciji završne verzije skale sudjelovao je ukupno 671 učenik i učenica ($NM = 283$; $N\check{Z} = 388$) viših razreda osnovne škole (5., 6., 7. i 8. razred) i gimnazijskih programa srednje škole (1. i 3. razred) prosječne dobi 14 godina uz raspon od 11 do 18 godina. Sve zajedno, čestoću povratnih informacija iz Engleskog jezika procjenjivalo je 568 sudionika ($NM = 238$; $N\check{Z} = 330$), a iz Matematike 576 sudionika ($NM = 235$; $N\check{Z} = 341$). Time je omogućena provjera kontekstualne specifičnosti mjerenja te usporedba psihometrijskih svojstava skale u različitim predmetnim područjima. Od navedenih uzoraka za oba ispitivana područja formirani su poduzorcima 5. razreda ($Neng = 128$; $Nmat = 128$) i 7. razreda osnovne škole ($Neng = 136$; $Nmat = 135$), 1. razreda ($Neng = 138$; $Nmat = 135$) i 3. razreda srednje škole ($Neng = 114$; $Nmat = 114$). Naime, razvoj u adolescenciji karakterizira kontinuiran tijek obilježen postupnim promjenama u kognitivnom i socioemocionalnom funkcioniranju. Istodobno, prijelazi između obrazovnih razina, iz razredne u predmetnu nastavu te iz osnovne u srednju školu, podrazumijevaju znatnije promjene u školskom kontekstu, zahtjevima i načinima vrednovanja, koje mogu dodatno utjecati na percepciju povratnih informacija. Stoga je uključivanje dobnog i obrazovno heterogenog uzorka omogućilo ispitivanje razvojnih razlika u percepciji povratnih informacija, kao i provjeru stabilnosti psihometrijskih svojstava skale u različitim razvojnim fazama.

Važno je napomenuti da je samo dio ukupnog uzorka ($N = 473$; $NM = 190$; $N\check{Z} = 283$) sudjelovao u provjeri nekih aspekata valjanosti ove skale, kao i u procjenama čestoće povratnih informacija u oba područja, Engleskom jeziku i Matematici. Preostali sudionici procjenjivali su povratne informacije u samo jednom predmetu.

Budući da se broj sudionika razlikovao kod pojedinih analiza, točan broj sudionika za svaku analizu prikazan je u odgovarajućim tablicama.

Kako se ispitivanje provodilo tijekom drugog polugodišta, za dio sudionika prikupljeni su podaci o uspjehu iz procjenjivanih predmeta u prethodnom polugodištu. Iz Engleskog jezika 107 učenika (23 %) imalo je ocjenu odličan, 131 (28 %) vrlo dobar, 143 (30 %) dobar, 83 (17 %) dovoljan, a 9 učenika (2 %) na polugodištu imalo je zaključnu ocjenu nedovoljan. Iz Matematike je 67 učenika (14 %) imalo ocjenu odličan, 111 (24 %) vrlo dobar, 139 (29 %) dobar, 142 (30 %) dovoljan i 14 učenika (3 %) nedovoljan.

Podaci su prikupljeni tijekom nastave, metodom papir-olovka, uz osiguranu anonimnost i dobrovoljnost sudjelovanja. Prije ispitivanja učenicima je objašnjena svrha istraživanja, a naglašeno je da ne postoje točni ili netočni odgovori.

Iako uzorak nije reprezentativan za cjelokupnu populaciju učenika, njegova veličina i heterogenost omogućavaju relativno široku generalizaciju nalaza unutar populacije učenika viših razreda osnovne škole i gimnazijskih programa srednje škole. Ograničenja generalizacije odnose se ponajprije na druge vrste srednjoškolskih programa te na mlađe razrede osnovne škole.

4. Psihometrijska svojstva skale

4.1. Faktorska struktura

Provjera faktorske strukture provedena je zasebno za procjene povratnih informacija iz Engleskog jezika i Matematike što je omogućilo provjeru stabilnosti strukture instrumenta u različitim predmetnim kontekstima. U oba slučaja korištena je eksploratorna faktorska analiza uz metodu ekstrakcije zajedničkih faktora maksimalne vjerojatnosti. Budući da se očekivalo da su pozitivne i negativne povratne informacije konceptualno dovoljno različite, jer učenici mogu percipirati pretežno pozitivne, pretežno negativne ili kombinaciju obiju vrsta povratnih informacija, za rotaciju faktora korištena je Varimax metoda, ortogonalni postupak koji maksimizira varijancu kvadriranih faktorskih opterećenja te olakšava interpretaciju dobivene strukture. Osim svoje klasične primjene u postizanju jednostavne strukture, noviji teorijski radovi upućuju na to da Varimax rotacija može imati i svojstva statističke inferencije te pružati konzistentne procjene u suvremenim modelima latentnih varijabli (Rohe i Zeng, 2023). Kriterij za zadržavanje tvrdnji bio je minimalno zasićenje faktorom od .40, dok je za zadržavanje faktora korišten Kaiser-Guttmanov kriterij minimalne vrijednosti karakterističnog korijena od 1.

U oba školska predmeta ekstrahirana su dva faktora s visokim karakterističnim korijenima i jasnom interpretabilnošću (Tablica 1). Prvi faktor obuhvaća čestice koje opisuju pozitivne povratne informacije, dok drugi faktor uključuje čestice koje se odnose na negativne povratne informacije. Faktor pozitivnih povratnih informacija objašnjava 39 % ukupne varijance za Engleski jezik i 41 % za Matematiku, dok faktor negativnih povratnih informacija objašnjava 27 % varijance kad je riječ o Engleskom jeziku i 26 % varijance za Matematiku. Faktorska zasićenja čestica visoka su i u većini slučajeva prelaze vrijednost .70 na pripadajućem faktoru, uz zanemariva ili negativna zasićenja na suprotnom faktoru. Takav obrazac upućuje na jasnu razliku između ovih dvaju faktora.

Tablica 1.
*Faktorska zasićenja čestica Skale povratnih informacija
učenicima (Neng = 568, Nmat = 576)*

Čestica	Engleski Faktor 1	Engleski Faktor 2	Matematika Faktor 1	Matematika Faktor 2
1	.79	.01	.77	-.02
2	.83	-.04	.84	.10
4	.79	-.19	.85	.15
5	.84	-.18	.87	.13
7	.78	-.14	.80	.07
9	.85	-.14	.87	.07
10	.83	-.12	.86	.10
13	.84	-.09	.86	.07
3	-.08	.76	-.09	.77
6	-.09	.81	-.12	.79
8	-.22	.74	-.23	.72
11	-.07	.81	-.07	.79
12	-.15	.78	-.07	.80
14	-.03	.75	-.09	.73
Karakteristični korijen	5.45	3.74	5.74	3.61
Objašnjena varijanca (%)	39.0	26.7	41.0	25.8

Napomena. Zasićenja $\geq .40$ smatraju se značajnima

Osim na ukupnom uzorku, identična dvofaktorska struktura za oba predmeta potvrđena je i na svim analiziranim poduzorcima (5. i 7. razred osnovne škole, 1. i 3. razred srednje škole). Za pozitivne povratne informacije iz Engleskog jezika vrijednosti karakterističnog korijena iznosile su između 4.61 i 5.74, uz objašnjenu varijancu u rasponu od 33 % (7. razred) do 41 % (5. razred osnovne škole i 1. razred srednje škole). Za negativne povratne informacije karakteristični korijeni bili su u rasponu od 3.61 do 4.04, dok se objašnjena varijanca kretala između 26 % (7. razred) i 29 % (1. razred). Sličan obrazac dobiven je i za Matematiku. Vrijednosti karakterističnog korijena za pozitivne povratne informacije varirale su između 4.68 i 5.97, uz objašnjenu varijancu od 33 % (5. razred) do 43 % (3. razred srednje škole). Kod negativnih povratnih informacija karakteristični korijeni zabilježeni su u rasponu od 3.30 do 3.74, dok je objašnjena varijanca iznosila između 24 % (5. razred) i 27 % (1. razred). Dobiveni rezultati upućuju na stabilnost faktorske strukture kroz različite dobne skupine i obrazovne razine.

4.2. Pouzdanost

Dobiveni rezultati upućuju na visoku pouzdanost obiju subskala, i to dosljedno u oba nastavna predmeta i u svim analiziranim razvojnim skupinama. Analize korelacija čestica s ukupnim rezultatom subskala pokazuju da svaka čestica značajno doprinosi mjerenju pripadajuće dimenzije, a uklanjanje pojedinih čestica ne bi dovelo do povećanja pouzdanosti (Tablica 2).

Cronbachova α za subskalu pozitivnih povratnih informacija na ukupnom uzorku iznosi .93 za Engleski jezik i .94 za Matematiku, dok je za subskalu negativnih povratnih informacija za Engleski jezik .87, a za Matematiku .86 (Tablica 3).

Koeficijenti unutarnje konzistencije visoki su i kod poduzoraka. Za subskalu pozitivnih povratnih informacija za oba predmeta se kreću između .89 (7. razred, Engleski jezik) i .95 (3. razred, Matematika). Koeficijenti su nešto niži za subskalu negativnih povratnih informacija, ali još uvijek zadovoljavajuće visoki. Najniži je za Matematiku u 5. razredu (.82), a najviši za Engleski jezik u 1. razredu srednje škole (.89). Visoke vrijednosti dobivene u svim poduzorcima upućuju na to da se instrument može pouzdano upotrebljavati u različitim nastavnim predmetima i na različitim razinama obrazovanja.

Tablica 2.
Analiza pouzdanosti subskala pozitivnih i negativnih povratnih informacija ($N_{eng} = 568, N_{mat} = 576$)

Čestica	r_{it} Engleski	Cronbach α Eng. ako se ukloni	r_{it} Matematika	Cronbach α Mat. ako se ukloni
Pozitivne povratne informacije ($n = 8$)				
1	.71	.93	.69	.94
2	.76	.93	.80	.93
4	.75	.93	.82	.93
5	.81	.92	.62	.94
7	.73	.93	.81	.93
9	.81	.92	.83	.93
10	.79	.92	.74	.94
13	.79	.92	.82	.93
Negativne povratne informacije ($n = 6$)				
3	.64	.85	.67	.84
6	.71	.84	.69	.83
8	.66	.85	.63	.85
11	.71	.84	.68	.84
12	.70	.85	.70	.83
14	.63	.86	.58	.85

Napomena. r_{it} = korelacija čestice s ukupnim rezultatom subskale

Tablica 3.
Pokazatelji unutarnje konzistencije subskala Skale povratnih informacija učenicima

Mjera	Svi	5. razred	7. razred	1. razred	3. razred
Pozitivne – Engleski jezik	($N = 568$)	($N = 128$)	($N = 136$)	($N = 138$)	($N = 114$)
Karakteristični korijen	5.47	5.70	4.61	5.77	5.73
Objašnjena varijanca (%)	68.4	71.2	57.7	72.1	72.7
prosječni rit	.64	.67	.52	.68	.68
Split-half	.94	.94	.90	.95	.95
Cronbach α	.93	.94	.89	.94	.94
Pozitivne – Matematika	($N = 576$)	($N = 128$)	($N = 135$)	($N = 135$)	($N = 114$)
Karakteristični korijen	5.71	4.66	5.23	5.59	5.88
Objašnjena varijanca (%)	71.4	58.3	65.4	69.8	73.6
prosječni rit	.68	.52	.61	.66	.70

Mjera	Svi	5. razred	7. razred	1. razred	3. razred
Split-half	.95	.88	.93	.95	.95
Cronbach α	.94	.89	.92	.94	.95
Negativne – Engleski jezik	(N = 568)	(N = 128)	(N = 136)	(N = 138)	(N = 114)
Karakteristični korijen	3.67	3.80	3.49	3.95	3.58
Objašnjena varijanca (%)	61.2	63.4	58.1	65.8	59.7
prosječni <i>rit</i>	.54	.56	.50	.59	.52
Split-half	.87	.86	.88	.90	.83
Cronbach α	.87	.88	.85	.89	.86
Negativne – Matematika	(N = 576)	(N = 128)	(N = 135)	(N = 135)	(N = 114)
Karakteristični korijen	3.58	3.25	3.63	3.72	3.20
Objašnjena varijanca (%)	59.7	54.2	60.5	62.0	53.3
prosječni <i>rit</i>	.52	.45	.53	.54	.44
Split-half	.88	.81	.90	.89	.80
Cronbach α	.86	.82	.87	.88	.80

Napomena. r_{it} = korelacija čestice s ukupnim rezultatom subskale

Interkorelacije subskala pozitivnih i negativnih povratnih informacija na ukupnom uzorku prikazane su u Tablici 4. Utvrđena je umjerena negativna korelacija između pozitivnih i negativnih povratnih informacija u nastavi Engleskog jezika ($r = -.29, p < .01$) kao i u nastavi Matematike ($r = -.23, p < .01$), što znači da učenici koji percipiraju višu razinu pozitivnih povratnih informacija istodobno doživljavaju nižu razinu negativnih povratnih informacija iz istog predmeta. Ovaj nalaz sugerira da su pozitivne i negativne povratne informacije u istom predmetu povezane, ali ne predstavljaju suprotne polove istog kontinuuma.

Tablica 4.
Interkorelacije subskala pozitivnih i negativnih povratnih informacija (N = 473)

Povratne informacije	1	2	3	4
1. Pozitivne – Engleski	1.00			
2. Negativne – Engleski	-.29**	1.00		
3. Pozitivne – Matematika	.38**	-.02	1.00	
4. Negativne – Matematika	-.05	.33**	-.23**	1.00

** $p < .01$

Između pozitivnih povratnih informacija u Engleskom jeziku i pozitivnih povratnih informacija u Matematici utvrđena je umjerena pozitivna korelacija ($r = .38, p < .01$), što upućuje na određenu stabilnost učeničke percepcije pozitivnih informacija neovisno o predmetu. Učenici koji percipiraju nastavnike kao podržavajuće u jednom predmetu skloniji su sličnu percepciju imati i u drugom predmetu. Slično, povezanost između negativnih povratnih informacija u Engleskom jeziku i Matematici također je umjerena i statistički značajna ($r = .33, p < .01$), što sugerira da učenici koji u jednom predmetu češće doživljavaju negativne povratne informacije sličan obrazac percipiraju i u drugom predmetu. To može odražavati individualne razlike u osjetljivosti na povratne informacije, ali i da su učenici koji su (ne)uspješniji u jednom predmetu ujedno (ne)uspješniji i u drugom predmetu čime si priskrbljuju više pozitivnih odnosno negativnih povratnih informacija. Ipak, neznačajne korelacije između subskala različitih predmeta (npr.

pozitivne povratne informacije iz Engleskog jezika i negativne iz Matematike) dodatno potvrđuju kontekstualnu specifičnost mjerenja. To bi moglo značiti da skala osjetljivo zahvaća razlike u nastavničkoj praksi između različitih predmeta, a ne da mjeri opću sklonost nastavnika prema poželjnom ili nepoželjnom ponašanju.

Općenito, dobiveni rezultati upućuju na to da *Skala povratnih informacija učenicima* uspješno razlikuje pozitivne i negativne povratne informacije, pri čemu se istodobno uočava određena konzistentnost učeničkih percepcija unutar različitih nastavnih predmeta. Ovi nalazi u skladu su sa suvremenim teorijskim pristupima koji povratne informacije promatraju kao višedimenzijski konstrukt s različitim, ali povezanim komponentama.

4.3. Osjetljivost

U Tablici 5 prikazani su osnovni deskriptivni parametri i određeni indeksi osjetljivosti skale povratnih informacija na ukupnom uzorku i poduzorcima u oba školska predmeta. Iako su u nekim slučajevima utvrđena statistički značajna odstupanja od normalne distribucije prema Kolmogorov-Smirnovljevu testu, indeksi asimetričnosti i spljoštenosti uglavnom su unutar prihvatljivih granica u skladu s preporukom George i Mallery (2010). Prema tom kriteriju, vrijednosti asimetrije i spljoštenosti između -2 i +2 mogu se smatrati prihvatljivima da bi se distribucija rezultata tretirala kao približno normalna univarijatna distribucija. Kod negativnih povratnih informacija i u Matematiki odstupanja su nešto veća nego kod Engleskog jezika što je očekivano. Naime, i poželjno je, a takva je i praksa potvrđena različitim istraživanjima, da se nastavnici učenicima više obraćaju na afirmativan način. Stoga su negativne povratne informacije rjeđe i daju se manjem broju učenika što rezultira pozitivno asimetričnim distribucijama koje i značajno odstupaju od normalne. Također, u matematici su povratne informacije češće korektivne i usmjerene na točnost za razliku od Engleskog jezika gdje je prisutno više verbalne interakcije i fleksibilnosti u vrednovanju učenika što vjerojatno pridonosi razlikama u distribuciji učeničkih percepcija nastavnčkih povratnih informacija između ovih dvaju predmeta. Ipak, u gotovo svim podskupinama kod obaju predmeta iskorišten je gotovo puni raspon odgovora (RR = 92–100 %), uz iznimke negativnih povratnih informacija iz Matematike kod 5. razreda osnovne škole i 3. razreda srednje gdje je raspon nešto niži, a to upućuje na dobru osjetljivost ovoga mjernog instrumenta. Standardne devijacije uglavnom se kreću između 0.7 i 1.1, što sugerira zadovoljavajuću varijabilnost odgovora.

Tablica 5.

Deskriptivni pokazatelji i indeksi normalnosti distribucije Skale povratnih informacija učenicima

Povratne informacije	<i>N</i>	<i>M</i>	<i>C</i>	<i>SD</i>	Raspon	RR (%)	IA	IS	K-S
Pozitivne – Engleski									
Svi	568	2.91	2.88	1.07	1–5	100	0.03	-0.86	0.05
5. razred OŠ	128	3.30	3.50	1.19	1–5	100	-0.34	-0.90	0.09
7. razred OŠ	136	3.10	3.00	0.95	1–5	100	-0.17	-0.46	0.08
1. razred SŠ	138	2.56	2.38	1.04	1–4.88	97	0.34	-0.87	0.09
3. razred SŠ	114	2.66	2.63	1.01	1–5	100	0.30	-0.59	0.07
Pozitivne – Matematika									
Svi	576	2.60	2.55	1.11	1–5	100	0.26	-0.93	0.07**
5. razred OŠ	128	3.39	3.50	0.92	1–5	100	-0.35	-0.25	0.06
7. razred OŠ	135	2.74	2.75	1.06	1–5	100	0.17	-0.82	0.08
1. razred SŠ	135	1.83	1.50	0.86	1–4.88	97	1.13	0.89	0.17**

Povratne informacije	<i>N</i>	<i>M</i>	<i>C</i>	<i>SD</i>	Raspon	RR (%)	IA	IS	K-S
3. razred SŠ	114	2.28	2.17	1.02	1-5	100	0.72	-0.21	0.10**
Negativne – Engleski									
Svi	568	1.83	1.50	0.93	1-5	100	1.22	0.89	0.19**
5. razred OŠ	128	1.75	1.33	0.97	1-5	100	1.63	2.21	0.23**
7. razred OŠ	136	1.94	1.67	0.96	1-4.67	92	0.79	-0.50	0.17**
1. razred SŠ	138	1.70	1.33	0.88	1-4.83	96	1.72	2.88	0.21**
3. razred SŠ	114	1.83	1.67	0.86	1-5	100	0.99	0.56	0.17**
Negativne – Matematika									
Svi	576	1.80	1.50	0.89	1-5	100	1.14	0.53	0.19**
5. razred OŠ	128	1.47	1.17	0.72	1-3.83	71	1.83	2.43	0.26**
7. razred OŠ	135	1.93	1.67	0.96	1-4.67	92	0.86	-0.25	0.17**
1. razred SŠ	135	2.13	1.83	1.00	1-5	100	0.85	0.13	0.14*
3. razred SŠ	114	1.56	1.33	0.66	1-3.67	67	1.44	1.53	0.20**

Napomena. OŠ – osnovna škola; SŠ – srednja škola; RR = relativni raspon; IA = indeks asimetričnosti; IS = indeks spljoštenosti; K-S = Kolmogorov-Smirnovljevi test. * $p < .05$, ** $p < .01$

Dvosmjernim analizama varijance (spol \times razred) za pozitivne i negativne povratne informacije u oba predmeta utvrđeni su značajni glavni efekti spola i razreda u gotovo svim slučajevima, izuzev glavnog efekta razreda za negativne povratne informacije iz Engleskog jezika, koji nije bio statistički značajan (spol: $F(1,508)$ poz.eng. = 4.37, $p < .05$; $F(1,504)$ poz.mat. = 9.23, $p < .01$; $F(1,508)$ neg.eng. = 10.65, $p < .01$; $F(1,504)$ neg.mat. = 10.77, $p < .01$; razred: $F(3,508)$ poz.eng. = 11.23, $p < .01$; $F(3,504)$ poz.mat. = 49.44, $p < .01$; $F(3,508)$ neg.eng. = 1.83, $p > .05$; $F(3,504)$ neg.mat. = 15.50, $p < .01$). Interakcijski efekti nisu utvrđeni (spol \times razred: $F(3,508)$ poz.eng. = 2.04, $p > .05$; $F(3,504)$ poz.mat. = 1.46, $p > .05$; $F(3,508)$ neg.eng. = 1.20, $p > .05$; $F(3,504)$ neg.mat. = 2.35, $p > .05$).

Rezultati pokazuju za oba procjenjivana predmeta da učenici percipiraju više i pozitivnih i negativnih povratnih informacija od nastavnika u odnosu na učenice, što je u skladu s rezultatima dosadašnjih istraživanja. Naime, ona pokazuju da nastavnici češće izravno komuniciraju s učenicima, upućuju im više evaluativnih komentara te ih više uključuju u interakciju, što rezultira većom učestalošću i pozitivnih i negativnih povratnih informacija. S druge strane, učenice savjesnije obavljaju školske obveze, zbog čega je moguće da primaju manje eksplicitnih povratnih informacija, osobito onih evaluativne naravi (Sortkaer i Reimer, 2022). Takav obrazac može dovesti do toga da učenici u usporedbi s učenicama percipiraju veći ukupni intenzitet povratnih informacija neovisno o njihovoj valenciji.

Nadalje, povratne informacije razlikuju se s obzirom na razred, pri čemu osnovnoškolci dobivaju više pozitivnih povratnih informacija od srednjoškolaca. Tako učenici obaju razreda osnovne škole dobivaju više pozitivnih povratnih informacija iz Engleskog jezika od učenika i 1. i 3. razreda srednje škole. Sličan trend prisutan je i u Matematici, osnovnoškolci primaju značajno više pozitivnih povratnih informacija od srednjoškolaca, pri čemu učenici 5. razreda najviše, a učenici 1. razreda srednje škole najmanje u usporedbi s ostalim razredima.

Kad je riječ o negativnim povratnim informacijama, učenici svih dobnih skupina dobivaju podjednako često negativne povratne informacije iz Engleskog jezika, što upućuje na relativnu stabilnost evaluativnih kriterija u ovom predmetu. Ali značajne razlike pokazale su se u Matematici. Iako se učenici 5. razreda osnovne škole i učenici 3. razreda srednje škole ne razlikuju značajno, i jedna i druga skupina dobiva manje negativnih povratnih informacija od učenika 7. i 1. razreda.

I u nekim drugim istraživanjima je dobiveno da nastavnici smanjuju čestoću povratne informacije na višim razinama obrazovanja (npr. Scott i Tsai, 2025). Ovakvi obrasci upućuju na promjene u nastavničkoj praksi tijekom školovanja. Smanjenje pozitivnih povratnih informacija pri prijelazu iz osnovne u srednju školu moguće je povezati s povećanim naglaskom na evaluaciju i samostalnost učenika u kasnijim razinama školovanja. Slično, manji bi broj negativnih povratnih informacija iz Matematike kod najmlađeg i najstarijeg poduzorka mogao odražavati veću orijentaciju nastavnika na podršku učenicima na počecima predmetne nastave kao i na završetku srednješkolskog obrazovanja.

Izostanak interakcijskih efekata spola i razreda upućuje na to da se utvrđene razlike prema spolu u percepciji povratnih informacija pojavljuju dosljedno kroz različite obrazovne razine.

Provjereno je i postoji li razlika u pozitivnim i negativnim povratnim informacijama između dvaju ispitivanih predmeta. Rezultati su pokazali da učenici i učenice dobivaju više pozitivnih informacija na nastavi Engleskog jezika u odnosu na Matematiku ($t = 5.32, p = .000$) dok u negativnim povratnim informacijama nije bilo značajne razlike među navedenim predmetima ($t = 0.81, p = .417$).

Sveukupno, dobiveni rezultati upućuju na to da je Skala povratnih informacija učenicima dovoljno osjetljiva za detekciju razlika u percepciji povratnih informacija u različitim obrazovnim kontekstima. Ovakvi nalazi dodatno podupiru i konstruktnu valjanost skale, o kojoj će biti riječi u nastavku teksta.

4.4. Valjanost

Konstruktna valjanost Skale povratnih informacija učenicima potvrđena je kroz više pokazatelja. Faktorska valjanost potvrđena je jasnom i teorijski konzistentnom dvodimenzijskom strukturom koja razlikuje pozitivne i negativne povratne informacije. Dosljedno repliciranje iste faktorske strukture u različitim nastavnim predmetima, kao i na poduzorcima različitim dobnih skupina, upućuje na stabilnost mjenog konstrukta i njegovu neovisnost o specifičnom kontekstu primjene.

Rezultati korelacijskih analiza podupiru *konvergentnu i divergentnu valjanost* skale (Tablica 6). Obje subskale pokazuju obrazac povezanosti s drugim varijablama koji je u potpunosti u skladu s teorijskim očekivanjima. Pozitivne povratne informacije snažno su i konzistentno povezane s konstruktima koji odražavaju podržavajuću nastavnu klimu i adaptivne akademske ishode. Najviše korelacije zabilježene su s emocionalnom podrškom nastavnika ($r_{engleski} = .72$; $r_{matematika} = .73$), akademskom podrškom, predmetnom samoeфикасношću i izvorima samoeфикасноsti, osobito verbalnim uvjerenjem. S druge strane, negativne povratne informacije pokazuju negativne povezanosti s istim konstruktima te pozitivne povezanosti s opterećenjem školom i psihofizičkim stanjem kao izvorom samoeфикасноsti.

Tablica 6.
Korelacije subskala povratnih informacija s vanjskim kriterijima (N = 473)

Varijabla	Pozitivne – Engleski	Negativne – Engleski	Pozitivne – Matematika	Negativne – Matematika
Dob	-.26**	-.01	-.44**	.06
Ukupan uspjeh	.18**	-.23**	.13**	-.10*
Zadovoljstvo ocjenom (predmet)	.43**	-.22**	.27**	-.23*
Ocjena (predmet)	.48**	-.30**	.55**	-.28**
Akademski podrška	.47**	-.42**	.61**	-.38**
Emocionalna podrška	.72**	-.46**	.73**	-.38**
Nadgledanje nastavnika	.48**	-.37**	.61**	-.30**
Metakognitivna samoregulacija	.31**	-.09*	.51**	-.16**

Varijabla	Pozitivne – Engleski	Negativne – Engleski	Pozitivne – Matematika	Negativne – Matematika
Važnost predmeta	.44**	-.26**	.67**	-.28**
Opterećenje školom	-.15**	.09	-.25**	.17**
Opća samoefikasnost	.19**	-.13**	.23**	-.15**
Samoefikasnost (predmet)	.52**	-.29**	.69**	-.28**
Izvor samoefikasnosti: vlastito iskustvo	.54**	-.24**	.67**	-.17**
Izvor samoefikasnosti: promatranje drugih	.41**	-.12**	.60**	-.17**
Izvor samoefikasnosti: uvjerenje drugih	.63**	-.23**	.73**	-.19**
Izvor samoefikasnosti: psihofizičko stanje	-.29**	.45**	-.38**	.33**

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

Pozitivne povratne informacije umjereno su pozitivno povezane s ocjenom iz predmeta, zadovoljstvom ocjenom i ukupnim školskim uspjehom, dok su negativne povratne informacije negativno povezane s istim varijablama. Najizraženije povezanosti dobivene su između povratnih informacija i ocjene iz konkretnog predmeta, što je očekivano s obzirom na njihovu sadržajnu i kontekstualnu bliskost, odnosno činjenicu da se obje odnose na specifična postignuća učenika unutar istog područja. Nadalje, za razliku od pozitivnih povratnih informacija koje su negativno povezane s dobi, negativne povratne informacije nisu u značajnoj korelaciji s ovom varijablom. Kako je već spomenuto, smanjivanje pozitivnih informacija s porastom dobi vjerojatno je posljedica toga što se u višim razredima smanjuje učestalost eksplicitnih pohvala, jer nastavnici pretpostavljaju veću samostalnost i emocionalnu zrelost učenika te veći naglasak stavljaju na evaluaciju postignuća nego na afirmaciju (Wang i sur., 2025). Istodobno, izostanak značajne povezanosti dobi s negativnim povratnim informacijama upućuje na to da se one daju relativno ujednačeno u svim dobnim skupinama jer ih se više povezuje s konkretnim pogreškama i strategijama nastavnika nego s razvojnom dobi učenika (Cutumisu i Schwartz, 2021). Ovakav obrazac jasno potvrđuje da subskala negativnih povratnih informacija mjeri konstrukt koji se razlikuje od pozitivnih povratnih informacija, ali je istovremeno smisleno povezan s relevantnim obrazovnim ishodima.

Više korelacije u Matematici nego u Engleskom jeziku govore u prilog navodima da razlike u kognitivnim zahtjevima predmeta mijenja povezanost povratnih informacija s motivacijskim i akademskim varijablama, što je u skladu s teorijskim nalazima o samoregulaciji i motivaciji učenika (Bandura, 1997; Zimmerman, 2002).

Zaključno, rezultati provedenih analiza pokazuju da Skala povratnih informacija učenicima ima vrlo dobre psihometrijske karakteristike. Dvodimenzijska faktorska struktura i pouzdanost subskala potvrđena je u različitim nastavnim predmetima i razvojnim skupinama, a pokazatelji osjetljivosti upućuju na njezinu sposobnost razlikovanja učenika s različitim iskustvima nastavnčkih povratnih informacija. S obzirom na navedeno, skala predstavlja pouzdan i valjan instrument za istraživačku i primijenjenu uporabu, osobito u kontekstu procjene kvalitete nastavnčkih povratnih informacija iz perspektive učenika.

Literatura

- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. Freeman.
- Butler, D. L. i Winne, P. H. (1995). Feedback and self-regulated learning: A theoretical synthesis. *Review of Educational Research*, 65(3), 245–281. <https://doi.org/10.3102/00346543065003245>
- Cutumisu, M. i Schwartz, D. L. (2021). Feedback choices and their relations to learning are age-invariant starting in middle school: A secondary data analysis. *Computers & Education*, 171, 104215. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2021.104215>
- Daumiller, M. i Meyer, J. (2026). Advancing feedback research in educational psychology: Insights into feedback processes and determinants of effectiveness. *Contemporary Educational Psychology*, 84, 102390. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2025.102390>
- Eccles, J. S. i Wigfield, A. (2002). Motivational beliefs, values, and goals. *Annual Review of Psychology*, 53, 109–132. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.53.100901.135153>
- George, D. i Mallery, P. (2010). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference* (10th ed.). Pearson.
- Hattie, J. i Timperley, H. (2007). The power of feedback. *Review of Educational Research*, 77(1), 81–112. <https://doi.org/10.3102/003465430298487>
- Henderlong, J. i Lepper, M. R. (2002). The effects of praise on children's intrinsic motivation. *Psychological Bulletin*, 128(5), 774–795. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.128.5.774>
- Kluger, A. N. i DeNisi, A. (1996). The effects of feedback interventions on performance. *Psychological Bulletin*, 119(2), 254–284. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.119.2.254>
- Lipnevich, A. A. i Smith, J. K. (2022). Student–feedback interaction model: Revised. *Studies in Educational Evaluation*, 75, 101208. <https://doi.org/10.1016/j.stueduc.2022.101208>
- Lipnevich, A. A. i Panadero, E. (2021). *A review of feedback models and theories: Descriptions, definitions, and conclusions*. *Frontiers in Education*, 6, 720195. <https://doi.org/10.3389/educ.2021.720195>
- Meyer, J., Jansen, T. i Fleckenstein, J. (2025). Nonengagement and unsuccessful engagement with feedback in lower secondary education: The role of student characteristics. *Contemporary Educational Psychology*, 81, 102363. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2025.102363>
- Pintrich, P. R. i Schunk, D. H. (1996). *Motivation in education. Theory, research and applications*. Prentice-Hall, Inc.
- Scott, T. M. i Tsai, S. C. (2025). Teacher feedback during instruction: An examination of types, rates, and contexts. *Preventing School Failure: Alternative Education for Children and Youth*, 69(3), 285–291. <https://doi.org/10.1080/1045988X.2025.2457642>
- Sorić, I. (2014). *Samoregulacija učenja. Možemo li naučiti učiti*. Naklada Slap
- Sortkaer, B. i Reimer, D. (2022). *Gender differences in students' perceptions of teacher and peer feedback in mathematics: Lessons from Denmark*. *Oxford Review of Education*, 48(2), 184–200. <https://doi.org/10.1080/03054985.2021.1948396>
- Zimmerman, B. J. (2002). *Becoming a self-regulated learner: An overview*. *Theory Into Practice*, 41(2), 64–70. https://doi.org/10.1207/s15430421tip4102_2
- Wang, X., Zhang, Q. i Davis, M. H. (2025). *Positive teacher feedback and adolescents' reading self-efficacy: A quasi-experimental analysis using PISA 2018*. *Large-scale Assessments in Education*, 13, 17. <https://doi.org/10.1186/s40536-025-00253>
- Weiner, B. (1985). An attributional theory of achievement motivation and emotion. *Psychological Review*, 92(4), 548–573. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.92.4.548>
- Winstone, N. E., Nash, R. A., Parker, M. i Rowntree, J. (2017). Supporting learners' agentic engagement with feedback: A systematic review and a taxonomy of recipience processes. *Educational Psychologist*, 52(1), 17–37. <https://doi.org/10.1080/00461520.2016.1207538>

Skala socijalne participacije starijih osoba

Konstruirala i priredila: Ivana Tucak Junaković

1. Teorijska osnova

Usporedno s produženjem prosječnoga životnog vijeka u populacijama zemalja diljem svijeta te povećanjem broja godina zdravog i aktivnog života, istraživački i stručni interes sve se više preusmjerava na pozitivne aspekte starenja. Stoga su se u gerontološkoj literaturi zadnjih 20-ak godina pojavili mnogi srodni pojmovi kao što su zdravo, aktivno, pozitivno, produktivno, uspješno starenje i dr. koji se svi bave idejom dobrog starenja (Bowling, 2007; Depp i Jeste, 2006; Fernandez-Ballesteros i sur., 2013). Uz zdrav i aktivan životni stil koji uključuje primarno tjelesnu aktivnost, zdravu prehranu i izbjegavanje loših navika, uspješnom starenju i kvaliteti života u starijoj dobi najviše doprinose kvalitetni socijalni odnosi i socijalna participacija. Socijalna participacija odnosi se na učestalost sudjelovanja pojedinca u različitim društvenim i produktivnim aktivnostima (Despot Lučanin, 2022). Ona podržava aktivno, kvalitetno i/ili uspješno starenje. Iako se socijalna mreža u starijoj dobi sužava, prema teoriji socioemocionalne selektivnosti (Carstensen, 1991), kvaliteta bliskih socijalnih odnosa raste i njeguju se odnosi s posebno bliskim osobama. Stoga u funkciji dobi raste bliskost s prijateljima i članovima obitelji, a veća posvećenost postojećim bliskim odnosima pridonosi psihičkoj dobrobiti i zadovoljstvu starijih osoba (Ambrosi-Randić, 2022). Brojna istraživanja potvrdila su da kvalitetni socijalni odnosi i različiti oblici socijalne participacije doprinose zadovoljstvu životom i kvaliteti života u starijoj dobi (npr. Hsu i Tung, 2010; Keyes i sur., 2005) te smanjuju rizik od smrti (Holt-Lunstad i sur., 2010). Uz druženje s članovima obitelji i bliskim prijateljima, i drugi oblici društvene uključenosti, poput uključenosti u neformalne grupe ili formalna udruženja, odlazak u kafiće ili restorane, vjerske aktivnosti, pohađanje kulturnih događanja, organizirana tjelovježba u grupi, volontiranje i dr., mogu pozitivno djelovati na zdravlje i kvalitetu života starijih osoba. Takve aktivnosti doprinose zadovoljstvu životom starijih osoba, olakšavaju prilagodbu na umirovljenje i zamjenu ranije radne uloge drugim ulogama i aktivnostima u slobodno vrijeme (Barbosa i sur., 2016; Earl i sur., 2015). Participacija u aktivnostima u zajednici i unutar obitelji također jača osjećaj pripadnosti i socijalne povezanosti koji su ključni za aktivno i uspješno starenje (Douglas i sur., 2017).

Aktivna uključenost u život jedna je od triju komponenti uspješnog starenja prema utjecajnom modelu Rowea i Kahna (1997), a odnosi se na održavanje bliskih socijalnih odnosa i uključenost u produktivne aktivnosti. Suprotno teoriji povlačenja (Cumming i Henry, 1961), prema kojoj je povlačenje pojedinca iz socijalnih interakcija i aktivnosti normalna pojava u starijoj dobi, pokazuje se da je aktivan životni stil i daljnja socijalna participacija bolji put prema uspješnom starenju i zadovoljstvu u starijoj dobi (Keating i sur., 2011). Održavanje bliskih odnosa s drugima i participacija u zajednici preveniraju i osjećaj usamljenosti koji je jedan od važnijih problema u starijoj dobi (Vuletić i Stapić, 2013).

U dosadašnjim istraživanjima najčešće korištene mjere socijalne participacije starijih osoba obično procjenjuju vrstu i učestalost aktivnosti te razinu teškoća sudjelovanja u aktivnostima izvan osnovne brige o sebi. Često su korištene: Lubbenova skala društvenih mreža (engl. *Lubben Social Network Scale, LSNS-6*, Lubben, 1988), koja procjenjuje veličinu, bliskost i učestalost kontakta s obitelji i prijateljima; Skala sudjelovanja (engl. *Participation Scale, P-scale*, van Brakel i sur., 2006), koja mjeri ozbiljnost ograničenja sudjelovanja u glavnim životnim područjima; Keeleova procjena sudjelovanja (engl. *Keele Assessment of Participation, KAP*, Wilkie i sur., 2005) – kratka mjera samoprocjene od 11 pitanja koja se prije svega upotrebljava za identifikaciju percipiranih ograničenja sudjelovanja i dr. U istraživanjima na uzorcima starijih osoba u Hrvatskoj korištena je i mjera socijalne participacije Defilipisa i Havelke (1984, prema Despot Lučanin i

Lučanin, 2010) koja pomoću pet čestica procjenjuje učestalost sudjelovanja u različitim socijalnim aktivnostima – društvenim, kulturnim, vjerskim, klupskim i drugim. Također su korištena pojedinačna pitanja kojima se procjenjuje učestalost sudjelovanja u različitim aktivnostima u zajednici (npr. u istraživanju Leutar i sur. (2014) korištena su pitanja: *Koliko često sudjelujete u aktivnostima svoje udruge, vjerske zajednice? ili Procijenite na skali od 1 do 5 učestalost odlazaka u kino, kazalište, knjižnicu...*). Usprkos postojećim sličnim mjerama, za potrebe zahvaćanja angažmana u društvenim i produktivnim aktivnostima, kao jedne od pet komponenti novopredloženoga i validiranoga Integriranog višedimenzionalnog modela uspješnog starenja (Tucak Junaković i sur., 2024), konstruirana je *Skala socijalne participacije starijih osoba* s ciljem jednostavnijeg i valjanijeg zahvaćanja različitih oblika socijalne participacije starijih osoba koji su tipičniji za hrvatsko društveno-kulturno okruženje. Skala je razvijena unutar istraživačkog projekta Sveučilišta u Zadru *Uspješno starenje: razvoj i validacija integriranog višedimenzionalnog modela* (IP.01.2021.21).

2. Opis skale

Skala socijalne participacije starijih osoba uključuje osam čestica koje zahvaćaju osam različitih skupina društvenih i produktivnih aktivnosti (npr. *Pomaganje prijateljima ili članovima obitelji* (npr. *čuvanje unučadi ili starijih članova obitelji*)). Sudionici označavaju one vrste aktivnosti u kojima su sudjelovali u zadnjih šest mjeseci. Prvotna je namjera bila da sudionici označavaju učestalost izvođenja aktivnosti na skali od pet stupnjeva: *1 – uopće nisam radio/radila, 2 – manje od jednom mjesečno, 3 – jednom mjesečno, 4 – jednom tjedno i 5 – skoro svaki dan (3 puta tjedno ili više)*. Međutim, u ovom je obliku skala pokazala loša psihometrijska svojstva, ponajprije lošu osjetljivost i pouzdanost. Pretpostavljamo da je to velikim dijelom uzrokovano razdobljem u kojem je istraživanje provedeno, tijekom pandemije koronavirusa, u kojem su osobe bile znatno manje uključene u različite aktivnosti u zajednici negoli inače. Stoga smo se odlučili za jednostavniji binarni format bilježenja odgovora u kojem se samo označava je li pojedinac sudjelovao u određenoj aktivnosti ili ne. U skladu s ovim formatom odgovora, ukupan rezultat na skali se formira kao zbroj kategorija aktivnosti u kojima su sudionici sudjelovali u šestomjesečnom periodu koji je prethodio primjeni skale. Pritom viši rezultat upućuje na veći angažman pojedinca u društvenim i produktivnim aktivnostima.

3. Opis uzorka

Skala je prvi put primijenjena i validirana u sklopu prve faze longitudinalnog dijela istraživanja provedenog unutar prije spomenutoga institucijskog projekta Sveučilišta u Zadru. U prvoj fazi longitudinalnog istraživanja u kojoj su ispitani potencijalni prediktori i komponente novopredloženoga višedimenzijskog modela tzv. uspješnog starenja, sudjelovao je prigodni izvaninstitucijski uzorak od 790 starijih osoba u dobi od 65 do 98 godina ($M = 73.97$ godina, $SD = 6.58$). U uzorku je bilo 460 žena (58.23 %) i 330 muškaraca (41.77 %) iz različitih područja Hrvatske. Većina sudionika bila je u bračnoj zajednici (64 %) ili su bili udovi/udovice (29 %). Gotovo svi su živjeli u vlastitom domu (97 %). Većina je živjela samo s bračnim partnerom (44.5 %) ili su živjeli sami (22.5 %). U proširenoj obitelji s bračnim partnerom i djecom živjelo je 19.6 % sudionika, dok je samo s djecom živjelo njih 11.8 %. S obzirom na stupanj obrazovanja, većina je završila srednju školu kao najviši stupanj obrazovanja (44.8 %), dok je njih 28.5 % imalo završenu ili djelomice završenu osnovnu školu, a 26.7 % sudionika završilo je višu ili visoku školu. Većina sudionika živjela je u gradu (64 %). U manjem mjestu/općini živjelo je njih 18.5 %, a na selu njih 17.5 %. Sudionici su ispitani putem individualne primjene upitnika u razdoblju od studenoga 2021. do veljače 2022. godine.

4. Psihometrijska svojstva skale

4.1. Faktorska struktura

Kako je riječ o prvoj primjeni skale, provedena je eksploratorna faktorska analiza. Korištena je metoda zajedničkih faktora uz Guttman-Kaiserov kriterij ekstrakcije faktora (karakteristični korijen veći od 1). Ekstrahiran je jedan faktor s karakterističnim korijenom 1.6. Tim je faktorom objašnjeno 20 % zajedničke varijance rezultata. Svih osam čestica (sadržaj čestica vidljiv je u prikazu skale na kraju priloga), osim čestice 7 koja se odnosi na vjerske aktivnosti (odlazak na mise, vjerske proslave i slično), imalo je zasićenje faktorom od .30 ili više (Tablica 1).

Tablica 1.
*Rezultati eksploratorne faktorske analize i analize pouzdanosti
Skale socijalne participacije starijih osoba (N = 790)*

Čestica	Faktorsko zasićenje	r_{it}
1.	.34	.26
2.	.30	.29
3.	.53	.36
4.	.59	.45
5.	.63	.45
6.	.30	.24
7.	.11	.12
8.	.52	.35

Napomena. r_{it} – korelacija između rezultata na pojedinoj čestici i ukupnog rezultata na skali

4.2. Pouzdanost i osjetljivost

Skala je pokazala skromnu pouzdanost tipa unutarnje konzistencije: Cronbachov alfa koeficijent iznosio je .60. Pritom su prva, druga, šesta i sedma čestica skale imale korelacije s ukupnim rezultatom na skali niže od .30 (Tablica 1). S obzirom na nisko faktorsko zasićenje ekstrahiranim zajedničkim faktorom i nisku povezanost s ukupnim rezultatom na skali, čini se da čestica 7 ne čini homogeni niz s ostalim česticama. Razlog tomu je vjerojatno taj što je odlazak na vjerske aktivnosti jedna od najčešćih aktivnosti, među ponuđenima, u ispitanih starijih osoba. Ona je, za razliku od mnogih drugih koje su bile znatno manje dostupne ili prakticirane u vrijeme pandemije (npr. odlazak u kazalište i na koncerte, odlazak na edukacije, tečajeve ili javna predavanja), bila često prakticirana i u pandemijskom periodu. Bez ove čestice pouzdanost skale bi porasla na .63. Budući da se čestica odnosi na relativno čestu i starijim osobama bitnu aktivnost, ipak se preporučuje da se ona, prije daljnjih provjera skale na drugim uzorcima i u drugim okolnostima, zadrži u skali. Osnovni deskriptivni parametri skale prikazani su u Tablici 2.

Tablica 2.
Osnovni deskriptivni parametri Skale socijalne participacije starijih osoba (N = 790)

	<i>Skala socijalne participacije starijih osoba</i>
<i>M</i>	2.23
<i>SD</i>	1.67
<i>Dobiveni raspon (teoretski raspon)</i>	0–8 (0–8)
<i>Kolmogorov-Smirnovljevi d</i>	.17 (p < .01)
<i>Asimetričnost (standardna pogreška)</i>	.97 (.08)
<i>Spljoštenost (standardna pogreška)</i>	1.19 (.17)
<i>Cronbach α</i>	.60
<i>Prosječna korelacija među česticama</i>	.18

Kolmogorov-Smirnovljevi test pokazao je da distribucija rezultata na skali odstupa od normalne. Pomaknuta je prema nižim vrijednostima. Aritmetička sredina pokazuje da su ispitane starije osobe u zahvaćenom razdoblju sudjelovale u, u prosjeku, dvije skupine aktivnosti među ponuđenima, što je znatno ispod teoretskog prosjeka na skali. Parametri prikazani u Tablici 2 upućuju na suženi varijabilitet rezultata na skali, odnosno na njezinu skromnu osjetljivost, premda se dobiveni raspon rezultata kreće u maksimalnom rasponu od 0 do 8.

4.3. Kriterijska valjanost

U Tablici 3 prikazani su koeficijenti povezanosti rezultata na *Skali socijalne participacije starijih osoba* s nekim vanjskim varijablama. Rezultati na svim prikazanim mjerama dobiveni su u prvoj fazi longitudinalnog istraživanja u okviru prije spomenutog projekta.

Tablica 3.
Pearsonovi koeficijenti korelacije rezultata na Skali socijalne participacije starijih osoba s nekim vanjskim varijablama (N = 790)

	<i>Skala socijalne participacije starijih osoba</i>
Spol	-.04
Dob	-.29**
Obrazovanje	.26**
Subjektivni financijski status	.08*
Samoprocjena zdravlja	.27**
Broj kroničnih bolesti	-.16**
Funkcionalna sposobnost	.31**
Tjelesna aktivnost	.16**
Zadovoljstvo životom	.17**
Mentalno zdravlje	.20**
Socijalna podrška	.13**
Optimizam	.15**
Otpornost	.18**

	<i>Skala socijalne participacije starijih osoba</i>
Generativnost	.30**
Uspješno starenje	.14**
Dobro starenje	.17**
Prilagodba na promjene u procesu starenja	.23**

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

Rezultati korelacijskih analiza su pokazali da spol u ispitanom uzorku starijih osoba ne korelira značajno s rezultatima na *Skali socijalne participacije starijih osoba*. Dob je bila značajno negativno, a obrazovanje i procjena vlastitoga financijskog statusa na skali od 1 (*vrlo loše*) do 5 (*izvrsno*) pozitivno povezani s rezultatima na ovoj skali, upućujući na veći produktivni i društveni angažman u mlađih, obrazovanijih i onih osoba koje su povoljnijeg financijskog statusa. Nadalje, samoprocjena zdravlja na skali od 1 (*vrlo loše*) do 5 (*odlično*) također je značajno pozitivno korelirala sa sudjelovanjem u produktivnim i društvenim aktivnostima. S druge strane, broj kroničnih bolesti koje su sudionici označavali na predloženom popisu od 10 bolesti nazastupljenijih u starijoj populaciji (prema Pruchno i sur., 2010) bio je značajno negativno povezan s rezultatom na *Skali socijalne participacije starijih osoba*, sugerirajući da lošije zdravlje otežava starijim osobama sudjelovanje u različitim aktivnostima. Rezultati na ovoj skali su značajno pozitivno i uglavnom nisko korelirali i s: razinom tjelesne aktivnosti, mjerenom *Međunarodnim upitnikom tjelesne aktivnosti (IPAQ, Craig i sur., 2003)*, sa zadovoljstvom životom, ispitanim *Skalom zadovoljstva životom (Satisfaction with Life Scale, SWLS, Diener i sur., 1985)*, mentalnim zdravljem, ispitanim subskalom mentalnog zdravlja iz *Upitnika zdravstvenog statusa SF-36 (Ware i Sherbourne, 1992; Maslić Seršić i Vuletić, 2006)*, socijalnom podrškom, zahvaćenom prilagođenom verzijom *Skale socijalne podrške* autorice Despot Lučanin (1997), optimizmom, ispitanim skalom optimizma – *Life Orientation Test revised (LOT-R, Scheier i sur., 1994)*, otpornošću, ispitanom *Kratkom skalom otpornosti (Brief Resilience Scale, Smith i sur., 2008; adaptirana hrvatska verzija – Slišković i Burić, 2018)*, uspješnim starenjem procijenjenim kao ishod i dobrim starenjem procijenjenim kao proces koji traje (oboje ispitanici s po jednim pitanjem: *Na skali od 0 do 10 procijenite koliko uspješno ste ostarjeli, odnosno Na skali od 0 do 10 procijenite koliko dobro starite*) te prilagodbom na promjene u procesu starenja, ispitanom novokonstruiranom *Skalom prilagodbe na starenje (Tucak Junaković i sur., 2023)*. Ne iznenađuje da su najviše korelacije rezultata na *Skali socijalne participacije starijih osoba* utvrđene s konstruktima funkcionalne sposobnosti, ispitane pomoću *Skale dnevnih aktivnosti (Shanas i sur., 1968, prema Despot Lučanin, 1997)* i generativnosti, mjerene adaptiranom verzijom (Lacković-Grgin i sur., 2002) *Loyola skale generativnosti (McAdams i de St. Aubin, 1992)*. Starije osobe koje su samostalnije u izvođenju svakodnevnih aktivnosti i aktivnosti samozbrinjavanja te one koje pokazuju izraženiju tendenciju brige o mlađim naraštajima su i više uključene u različite društvene i smislene aktivnosti jer im očuvan funkcionalni status to olakšava. Također, mnoge od ovih aktivnosti (npr. pomaganje drugima ili voloniranje) omogućuju im realizaciju generativnih težnji.

Sve utvrđene povezanosti s ispitanim vanjskim varijablama očekivanog su smjera, premda niske. Dakle, može se zaključiti da dobivene korelacije uglavnom govore u prilog valjanosti *Skale socijalne participacije starijih osoba*.

Zaključno se može reći da je *Skala socijalne participacije starijih osoba* u uzorku starijih osoba na kojem je primijenjena pokazala skromna psihometrijska svojstva što je vjerojatno velikim dijelom posljedica vremenskog konteksta u kojem je primijenjena (pandemija koronavirusa), a za koji se može pretpostaviti

da je znatno utjecao na ispitani konstrukt, tj. smanjenu uključenost starijih osoba u različite aktivnosti u zajednici. Stoga su prije konačne preporuke o primjeni skale, nužne njezine daljnje validacije u uobičajenim životnim okolnostima, kao i na reprezentativnijim uzorcima starijih osoba, uključujući i one lošijega zdravstvenog statusa.

Literatura

- Ambrosi-Randić, N. (2022). Emocije, ličnost i socijalni odnosi u kontekstu uspješnog starenja. U Tucak Junaković, I. (ur.), *Uspješno starenje: teorijski pristupi, metode istraživanja i čimbenici doprinosa* (str. 101–143). Sveučilište u Zadru.
- Barbosa, L. M., Monteiro, B. i Murta, S. G. (2016). Retirement adjustment predictors – A systematic review. *Work, Aging and Retirement*, 2(2), 262–280. <https://doi.org/10.1093/workar/waw008>
- Bowling, A. (2007). Aspirations for older age in the 21st century: What is successful aging? *International Journal of Aging & Human Development*, 64(3), 263–297. <https://doi.org/10.2190/L0K1-87W4-9R01-7127>
- Carstensen, L. L. (1991). Socioemotional selectivity theory: Social activity in life-span context. *Annual Review of Gerontology and Geriatrics*, 11, 195–217.
- Craig, C. L., Marshall, A. L., Sjöström, M., Bauman, A. E., Booth, M. L., Ainsworth, B. E., Pratt, M., Ekelund, U., Yngve, A., Sallis, J. F. i Oja, P. (2003). International physical activity questionnaire: 12-country reliability and validity. *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 35(8), 1381–1395. <https://doi.org/10.1249/01.MSS.0000078924.61453.FB>
- Cumming, E. i Henry, W. E. (1961). *Growing old: The process of disengagement*. Basic Books.
- Deep, C. A. i Jeste, D. V. (2006). Definitions and predictors of successful aging: A comprehensive review of larger quantitative studies. *The American Journal of Geriatric Psychiatry*, 14(1), 6–20. <https://doi.org/10.1097/01.JGP.0000192501.03069.bc>
- Despot Lučanin, J. (1997). *Longitudinalna studija povezanosti psiholoških, socijalnih i funkcionalnih čimbenika u procesu starenja*. (Neobjavljena doktorska disertacija). Filozofski fakultet Sveučilišta u Zagrebu.
- Despot Lučanin, J. (2022). *Psihologija starenja: Izazovi i prilagodba*. Naklada Slap.
- Despot Lučanin, J. i Lučanin, D. (2010). Psihosocijalni prediktori promjena u kognitivnim funkcijama u starosti. *Suvremena psihologija*, 13(2), 221–233. <https://suvremena.nakladaslap.com/hr/articles/abstract/?id=2010-13-2-3>
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J. i Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71–76. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13
- Douglas, H. B., Georgiou, A. i Westbrook, J. (2017). Social participation as an indicator of successful aging: An overview of concepts and their associations with health. *Australian Health Review*, 41(4), 455–462. <https://doi.org/10.1071/AH16038>
- Earl, J. K., Gerrans, P. i Halim, V. A. (2015). Active and adjusted: Investigating the contribution of leisure, health and psychosocial factors to retirement adjustment. *Leisure Sciences*, 37(4), 354–372. <https://doi.org/10.1080/01490400.2015.1021881>
- Fernandez-Ballesteros, R., Molina, M., Schettini, R. i Santacreu, M. (2013). The semantic network of aging well. U J.-M. Robine, C. Jagger i E. M. Crimmins (ur.), *Annual review of gerontology and geriatrics, Vol. 33. Healthy longevity: A global approach* (str. 79–107). Springer Publishing Company.
- Holt-Lunstad, J., Smith, T. B. i Layton, J. B. (2010). Social relationships and mortality risk: A meta-analytic review. *PLoS Med*, 7(7), e1000316. <https://doi.org/10.1371/journal.pmed.1000316>
- Hsu, H. i Tung, H. (2010). What makes you good and happy? Effects of internal and external resources to adaptation and psychological wellbeing for the disabled elderly in Taiwan. *Aging and Mental Health*, 14(7), 851–860. <https://doi.org/10.1080/13607861003800997>
- Keating, N., Swindle, J. i Fletcher, S. (2011). Aging in rural Canada: A retrospective and review. *Canadian Journal of Aging*, 30(3), 323–338. <https://doi.org/10.1017/S0714980811000250>

- Keyes, C. L., Michalec, B., Kobau, R., Zahran, H., Zack, M. M. i Simoes, E. J. (2005). Social support and health related quality of life among older adults – Missouri. *Morbidity and Mortality Weekly Report*, 54, 433–437.
- Lacković-Grgin, K., Penezić, Z. i Tucak, I. (2002). Odnos generativnosti i drugih komponenti ličnosti Eriksonova modela u osoba mlađe, srednje i starije odrasle dobi. *Suvremena psihologija*, 5(1), 9–30.
- Leutar, Z., Štambuk, A. i Mijatović, M. (2014). Socijalna uključenost u zajednicu starijih osoba s invaliditetom. *Hrvatska revija za rehabilitacijska istraživanja*, 50(2), 118–133.
- Lubben, J. (1988). Assessing social networks among elderly populations. *Family & Community Health: The Journal of Health Promotion & Maintenance*, 11, 42–52.
- Maslić Sersić, D. i Vuletić, G. (2006). Psychometric evaluation and establishing norms of Croatian SF-36 health survey: Framework for subjective health research. *Croatian Medical Journal*, 47(1), 95–102.
- McAdams, D. P. i de St. Aubin, E. (1992). A theory of generativity and its assessment through self-report, behavioral acts and narrative themes in autobiography. *Journal of Personality and Social Psychology*, 62(6), 1003–1015. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.62.6.1003>
- Pruchno, R. A., Wilson-Genderson, M., Rose, M. i Cartwright, F. (2010). Successful aging: Early influences and contemporary characteristics. *The Gerontologist*, 50(6), 821–833. <https://doi.org/10.1093/geront/gnq041>
- Rowe, J. W. i Kahn, R. L. (1997). Successful aging. *The Gerontologist*, 37(4), 433–440. <https://doi.org/10.1093/geront/37.4.433>
- Scheier, M. F., Carver, C. S. i Bridges, M. W. (1994). Distinguishing optimism from neuroticism (and trait anxiety, self-mastery, and self-esteem): A re-evaluation of the Life Orientation Test. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67(6), 1063–1078. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.67.6.1063>
- Slišković, A. i Burić, I. (2018). Kratka skala otpornosti. U A. Slišković, I. Burić, V. Čubela Adorić, M. Nikolić i I. Tucak Junaković (Ur.), *Zbirka psihologijskih skala i upitnika, Svezak 9* (str. 7–13). Sveučilište u Zadru.
- 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. <https://doi.org/10.1080/10705500802222972>
- Tucak Junaković, I., Ambrosi-Randić, N. i Macuka, I. (2023). Psihosocijalne determinante objektivnih i subjektivnih pokazatelja uspješnoga starenja. *Društvena istraživanja*, 32(3), 449–469. <https://doi.org/10.5559/di.32.3.04>
- Tucak Junaković, I., Martinčević, M. i Vranić, A. (2024). Validation of an integrative multidimensional model of successful aging in community-dwelling older adults: What is successful aging all about?. *Current Psychology*, 43, 24977–24993. <https://doi.org/10.1007/s12144-024-06165-4>
- van Brakel, W. H., Anderson, A. M., Mutatkar, R. K., Bakirtzief, Z., Nicholls, P. G., Raju, M. S. i Das-Pattanayak, R. K. (2006). The Participation Scale: Measuring a key concept in public health. *Disabil Rehabil*, 28(4), 193–203. <https://doi.org/10.1080/09638280500192785>
- Vuletić, G. i Stapić, M. (2013). Kvaliteta života i doživljaj usamljenosti kod osoba starije životne dobi. *Klinička psihologija*, 6(1-2), 45–61.
- Ware, J. E., Jr. i Sherbourne, C. D. (1992). The MOS 36-item short-form health survey (SF-36). I. Conceptual framework and item selection. *Medical Care*, 30(6), 473–483.
- Wilkie, R., Peat, G., Thomas, E., Hooper, H. i Croft, P. R. (2005). The Keele Assessment of Participation: A new instrument to measure participation restriction in population studies. Combined qualitative and quantitative examination of its psychometric properties. *Qual Life Res*, 14(8), 1889–99. <https://doi.org/10.1007/s11136-005-4325-2>

U zadnjih 6 mjeseci koliko često ste radili/sudjelovali u ovim aktivnostima*:

	1 Uopće nisam ra- dio/radila	2 Manje od jednom mjesečno	3 Jednom mjesečno	4 Jednom tjedno	5 Skoro svaki dan (3 puta tjedno ili više)
1. Neka vrsta plaćenog posla	1	2	3	4	5
2. Pomaganje prijateljima ili članovima obitelji (npr. čuvanje unučadi ili starijih članova obitelji)	1	2	3	4	5
3. Odlazanje na kulturne aktivnosti (kino, kazalište, koncerti, izložbe, muzeji)	1	2	3	4	5
4. Sudjelovanje u umjetničkim aktivnostima (sviranje, pjevanje, slikanje, pisanje i slično)	1	2	3	4	5
5. Odlazanje na edukacije, tečajeve ili javna predavanja	1	2	3	4	5
6. Bavljenje hobbijima ili ručnim radom (pletenje, prikupljanje markica, izrađivanje predmeta itd.)	1	2	3	4	5
7. Vjerske aktivnosti (odlazak na mise, vjerske proslave i slično)	1	2	3	4	5
8. Volontiranje ili sudjelovanje u nekim organiziranim aktivnostima poput profesionalnih udruga, političkih stranaka, klubova umirovljenika ili slično	1	2	3	4	5

**Napomena:* U ovom su radu korišteni ukupni rezultati na skali formirani na način da se zbrajaju one kategorije aktivnosti u kojima su osobe sudjelovale u zadnjih šest mjeseci (bez obzira na učestalost sudjelovanja), ali je također moguće zbrajati frekvencije izvođenja pojedinih kategorija aktivnosti na skali od 1 do 5.

Kratka skala centralnosti događaja (CES-7)¹

Izvorni instrument: *Centrality of Event Scale Short Form (CES-7)*, Berntsen i Rubin, (2006)

Adaptirale i priredile: Anđela Šikić i Nataša Šimić

1. Teorijska osnova

Unutar istraživačkih krugova fokusiranih na psihološku traumu, bilježi se sve veći porast zanimanja za temu utjecaja centralnih događaja na identitet pojedinca. Centralni ili središnji događaji u životu osobe jesu oni o kojima se opetovano razmišlja i u mislima uvijek „vraća“ na njih, bez obzira na to kada su se dogodili (Boals i sur., 2010). Takvi događaji mogu promijeniti percepciju prošlosti, ali i znatno utjecati na doživljaj sadašnjih, kao i na očekivanja o budućim događajima. U tom kontekstu, autobiografsko sjećanje ima ključnu ulogu u lociranju i organizaciji događaja unutar životne priče koja se kontinuirano mijenja i prilagođava trenutačnim ciljevima osobe i predodžbama o budućnosti (McAdams, 2001). Sjećanja koja su „lako dostupna i živopisna“ pružaju osjećaj kontinuiteta, smisao i strukturu životnom narativu pojedinca te predstavljaju temelj za izgradnju stabilnih predodžbi o sebi i vlastitom identitetu (Berntsen i Rubin, 2006; str. 219). Takva sjećanja često služe kao svojevrsni orijentiri u životu osobe, simbolizirajući početak ili kraj određenoga životnog razdoblja.

Centralnost događaja kao psihološki konstrukt opisuje mjeru u kojoj određeno iskustvo postaje središnje za identitet i životnu priču osobe te djeluje kao kognitivna referentna točka za očekivanja o budućnosti (Berntsen i Rubin, 2006). Drugim riječima, centralnost događaja predstavlja jedinstvenu mjeru integriranosti određenog događaja unutar mreže autobiografskih sjećanja. Razvoj ovog konstrukta proizašao je iz istraživanja autobiografskog pamćenja, temeljenih na nalazima da su izraženo stresni ili traumatski događaji lako dostupni pamćenju zbog njihove snažne emocionalne komponente (Berntsen i Rubin, 2006, 2007; Gehrt i sur., 2018). Unutar neuroznanosti dobro je poznato da su istančani i emocionalno obojeni događaji visoko dostupni unutar mreže sjećanja, što ih čini lakše pamtljivima u odnosu na svakodnevne događaje. Emocionalni intenzitet utječe na različite karakteristike autobiografskog pamćenja, poput razine ponovnog proživljavanja, živopisnosti i narativnog detalja proživljenog (LePort i sur., 2016). Emocionalna pobuđenost pritom olakšava proces konsolidacije, odnosno stvaranja trajnog traga pamćenja. Stoga se s razlogom može reći kako emocionalno obojeni događaji zauzimaju „privilegirano“ mjesto unutar pamćenja (LaBar i Cabeza, 2006). U skladu s ovim nalazima, sjećanja na visoko stresne događaje, neovisno o tome jesu li formalno definirani kao trauma, izrazito su dostupna unutar mreže sjećanja. Specifičnost konstrukta centralnosti događaja leži u spoznaji da takvi visoko stresni događaji, posebice oni koji snažno utječu na identitet i životnu priču, mogu dovesti do razvoja posttraumatskih simptoma, neovisno o zadovoljenju službenih kriterija traume (Berntsen i Rubin, 2006). Centralnost događaja povezana je ne samo sa službeno dijagnosticiranim posttraumatskim stresnim poremećajem (PTSP), već i s posttraumatskim stresnim simptomima; što su sjećanja na traumatski događaj dostupnija, to su simptomi PTSP-a izraženiji. Shodno tomu, centralnost događaja jedan je od najsnažnijih korelata PTSP-a, što potvrđuju brojna istraživanja na različitim tipovima traume (Robinaugh i McNally, 2011; Roland i sur., 2014; da Silva i sur., 2016).

Povezanost centralnosti događaja sa simptomima PTSP-a i depresije sugerira da traumatska sjećanja nisu nužno fragmentirana i slabo integrirana u život pojedinca (kako se često pretpostavlja), već

1 Skala predstavlja prijevod i adaptaciju engleske verzije kratke skale centralnosti događaja, originalnih autora Dorothe Berntsen i Davida C. Rubina (2006). Hrvatska verzija skale slobodna je za korištenje u istraživačke svrhe uz uvjet navođenja originalnih autora. Za prijevod i korištenje skale dobivena je suglasnost autora.

moгу biti i prekomjerno integrirana, odnosno snažno zastupljena unutar mreže autobiografskih sjećanja (Berntsen i Rubin, 2006; 2007). Na dostupnost takvih sjećanja ne utječu samo karakteristike samog događaja, već i osobine pojedinca. Primjerice, centralnost negativnog događaja izraženija je kod osoba s većim razinama neuroticizma i ruminacije, odnosno sklonosti ponavljajućim negativnim mislima (Watkins, 2008; prema Gehrt i sur., 2018). Dodatno, neka istraživanja naglašavaju važnost centralnosti događaja u predviđanju trajanja i daljnjeg razvoja simptoma PTSP-a (Blix i sur., 2016; Gehrt i sur., 2018). Centralnost događaja ostaje snažan prediktor simptoma PTSP-a čak i kada su anksioznost, depresija i disocijacija kontrolirani (Berntsen i Rubin, 2007; prema Boals i Schuettler, 2011), što upućuje na to da konstrukcija traumatskog događaja kao centralnog za identitet može imati štetne posljedice za mentalno zdravlje.

Iako su negativni efekti izloženosti traumatičnom događaju detaljno dokumentirani, sve se više istraživanja usmjerava i na mogućnost psihološkog rasta nakon traume, odnosno konstrukt posttraumatskog rasta. Svojevrсна specifičnost posttraumatskog rasta manifestira se u istodobnom doživljavanju pozitivnih posljedica u vidu psihološkog rasta, no i negativnih koje je trauma proizvela. Ovaj fenomen ocrta ono što se u literaturi opisuje kao „dvosjekli mač“ jer centralnost događaja pozitivno predviđa simptome PTSP-a i posttraumatskog rasta (Boals i Schuettler, 2011; Teale Sapach i sur., 2019; Barnett i Nabulsi, 2025). Perspektiva koju osoba zauzme prema traumi presudna je za razvoj PTSP-a ili posttraumatskog rasta. Kod razvoja PTSP-a centralnost događaja funkcionira kao „skripta za budućnost“, oblikujući očekivanja osobe na temelju proživljene traume, dok za posttraumatski rast ključnu ulogu ima perspektiva traume kao prekretnice u dosadašnjem načinu života. Dakle, centralnost događaja može biti snažan pokretač pozitivnih ili negativnih promjena, ovisno o tome kako osoba interpretira taj događaj u svojem životu.²

Centralnost događaja mjeri se Skalom centralnosti događaja (Berntsen i Rubin, 2006), za koju su razvijene dvije verzije: duža (20 čestica) i kraća (7 čestica). Obje verzije skale pokazale su visoke razine pouzdanosti i valjanosti te su primjenjivane na različitim populacijama, uključujući ratne veterane (Brown i sur., 2010; Staugaard i sur., 2015; Hart i sur., 2017), starije odrasle (Boals i sur., 2012; O'Connor i sur., 2014), pacijente sa shizofrenijom (Allé i sur., 2015; Allé i sur., 2016), preživjele prirodnih katastrofa (Mordeno i sur., 2018), izbjeglice (Chung i Shakra, 2022) te preživjele zlostavljanja u djetinjstvu (Watts i sur., 2021). Od kada je objavljena, skala centralnosti događaja korištena je za ispitivanje širokog raspona događaja, uključujući sjećanja na događaje koji nisu izravno povezani s traumom ili PTSP-om, kao što su sjećanja na sramotne događaje (Bortolon i sur., 2024), sretna sjećanja (Sotgiu, 2016; Zaragoza Scherman i sur., 2015) te sjećanja na javne događaje (Koppel i sur., 2013). U sklopu ovog istraživanja korištena je kraća verzija skale (CES-7) te će ona biti predstavljena u nastavku.

2. Opis skale

CES-7 skala koju su razvili Berntsen i Rubin (2006) prevedena je na hrvatski jezik za potrebe istraživanja na uzorku osoba s multiplom sklerozom (Šikić, 2025). CES-7 predstavlja jedinstveni mjerni instrument centralnosti događaja, odnosno stupnja u kojem je neki događaj percipiran kao sastavni dio identiteta i životne priče pojedinca. Iako je skala prvotno osmišljena kao mjera centralne uloge traume ili visoko negativnog i stresnog iskustva, do sada je korištena u različite svrhe, uključujući mjerenje centralnosti pozitivnih događaja (Gehrt i sur., 2018). Skala je zamišljena i kao mjera povezanosti centralnoga traumatskog iskustva s doživljajem simptoma PTSP-a. To je jedini mjerni instrument takvog tipa razvijen

2 Iako je u ovom prikazu fokus na traumatskim događajima, konstrukt centralnosti događaja može se primijeniti i na pozitivne ili sretno događaje, koji također oblikuju identitet i životnu priču osobe.

kako bi se ispitalo u kojoj mjeri određeni događaj: (1) predstavlja centralnu komponentu osobnog identiteta, (2) djeluje kao prekretnica u životnoj priči i (3) služi kao referentna točka za buduće događaje. Berntsen i Rubin (2006) napominju da je riječ o konceptualnoj podjeli te da je skala jednofaktorske strukture. Primjeri čestica uključuju: *Osjećam da je ovaj događaj postao dijelom mog identiteta, Ovaj događaj mi je trajno promijenio život i Ovaj događaj postao je točka usporedbe za način na koji razumijem sebe i svijet oko sebe* (Berntsen i Rubin, 2006). Sudionici na Likertovoj skali od pet stupnjeva procjenjuju u kojoj se mjeri slažu s određenom tvrdnjom, pri čemu 1 označava „Uopće se ne slažem“, a 5 „U potpunosti se slažem“. Ukupni rezultat formira se kao prosjek svih procjena (u skladu s preporukama originalnih autora) s obzirom na to da je riječ o skraćenoj verziji skale, pri čemu viši rezultati upućuju na veću centralnu ulogu određenog događaja u životu osobe (raspon 1–5). Nema obrnuto bodovanih čestica. CES-7 skala do sada nije korištena na hrvatskoj populaciji, a za potrebe ovog istraživanja dobivena je dozvola originalnih autora skale. Skalu su s engleskoga na hrvatski jezik prevela dva psihologa u suradnji s anglistom. Izvorna govornica engleskog jezika potom je provela povratni prijevod hrvatske verzije na engleski, u skladu sa standardima za prijevod psiholoških mjernih instrumenata (Gudmundsson, 2009). U sklopu ovog istraživanja referentni, odnosno traumatski događaj bio je definiran kao iskustvo bolesti multiple skleroze (MS), iako se traumatski događaj može odnositi na različite vrste životnih iskustava. U izvornom obliku skale sudionici odgovaraju imajući na umu najstresniji ili najtraumatičniji događaj u svojem životu. U ovom istraživanju sudionici su procjenjivali u kojoj se mjeri pojedina čestica odnosi na njih, a čestice su prilagođene tako da se referentni događaj odnosi na multiplu sklerozu.

3. Opis uzorka

Provjera psihometrijskih karakteristika hrvatske verzije skale provedena je na *online* uzorku od 251 osobe s multiplom sklerozom u Republici Hrvatskoj. Uzorak se sastojao od 221 žene (88.05 %) i 30 muškaraca (11.95 %). Prosječna dob sudionika iznosila je 40.65 godina ($SD = 9.52$), uz raspon dobi od 18 do 63 godine. U pogledu stupnja obrazovanja, najveći udio sudionika ima završenu srednjoškolsku razinu obrazovanja (47.01 %), potom diplomsku razinu studija (29.88 %) te prijediplomsku razinu (14.34 %). Prema bračnom statusu, 63.35 % sudionika nalazi se u braku ili izvanbračnoj zajednici, 15.54 % izjasnilo se kao samci/samice, dok je 11.16 % u partnerskoj vezi. Što se tiče radnog statusa, 57.77 % sudionika je zaposleno, 13.55 % je u mirovini, dok je 9.96 % privremeno odsutno s posla zbog bolovanja. Vrijeme proteklo od postavljanja dijagnoze multiple skleroze kretalo se od 3 do 47 godina ($M = 11.06$; $SD = 8.21$). Većini sudionika dijagnosticiran je relapsno-remitirajući oblik multiple skleroze (76.89 %), zatim primarno-progresivni oblik (9.56 %), sekundarno-progresivni oblik (4.38 %) te progresivno-relapsni (1.59 %), dok 7.57 % sudionika nije upoznato s tipom bolesti. Od ukupnog broja sudionika, 60.02 % izjavilo je da nema drugih kroničnih bolesti, dok je 39.80 % navelo prisutnost barem jednog komorbiditeta.

4. Psihometrijska svojstva

4.1. Faktorska struktura

Berntsen i Rubin (2006) testirali su dužu (20 čestica) i kraću (7 čestica) verziju skale centralnosti događaja na uzorku 707 američkih studenata. Autori navode jednofaktorsku strukturu obje verzije. Galán i suradnici (2017) na uzorku 262 studenta potvrđuju jednofaktorsku strukturu duže i kraće verzije skale, a Egeci i Dogruyol (2019) potvrđuju jednofaktorsku strukturu na turskom uzorku. Zimprich i suradnici

(2024) ispitivali su faktorsku strukturu CES-7 skale na uzorku od 365 osoba u dobi od 18 do 89 godina, pri čemu su obuhvaćena i pozitivna i negativna iskustva. Rezultati upućuju na to da je jednodimenzijaska struktura opravdana kada se njome ispituju visoko stresni ili traumatični događaji, dok je za pozitivne događaje prikladnije dvofaktorsko rješenje. Naime, iako se i kod negativnih događaja mogu razlikovati različiti aspekti njihova utjecaja (npr. na identitet i životni tijek), visoka emocionalna intenzivnost i učestalo kognitivno procesiranje takvih iskustava često dovode do njihove snažne integracije u autobiografsko pamćenje, zbog čega se empirijski očituju kao jedinstvena dimenzija. Nasuprot tomu, pozitivni događaji omogućuju diferenciraniju integraciju, pri čemu se može razlučiti njihov utjecaj na samopercepciju osobe od njihovih posljedica za životni tijek, što se manifestira kao dva odvojena faktora, zbog čega autori preporučuju dvofaktorsko rješenje.

U svrhu provjere najčešće utvrđene, jednofaktorske strukture upitnika, provedena je konfirmatorna faktorska analiza u statističkom programu Jamovi 2.3.28. Stupanj slaganja postavljenog modela s podacima provjeravan je metodom maksimalne vjerojatnosti. Kao pokazatelji slaganja modela s podacima korišteni su hi-kvadrat test (χ^2), omjer hi-kvadrata i stupnjeva slobode (χ^2/df), CFI (*Comparative Fit Index*), TLI (*Tucker-Lewis Index*), SRMR (*Standardized Root Mean Square*) i RMSEA (*Root Mean Square Error*) parametri. Omjer hi-kvadrata i broja stupnjeva slobode (χ^2/df) s vrijednosti unutar raspona od 1 do 5 označava prihvatljivo pristajanje modela (Brown, 2006; Tabachnick i Fidell, 2014). Manja vrijednost hi-kvadrat testa upućuje na bolje slaganje postavljenog modela s podacima (Alavi i sur., 2020). Za parametre CFI i TLI vrijednosti veće od .90 upućuju na dobro pristajanje podataka s modelom, a vrijednosti veće od .95 na izvrsno pristajanje (Xia i Yang, 2019). Vrijednosti parametra SRMR manje od .05 upućuju na jako dobro pristajanje (Byrne, 1998), iako su i vrijednosti do .08 prihvatljive (Hu i Bentler, 1999). Vrijednosti parametra RMSEA manje od .05 upućuju na jako dobro pristajanje, a vrijednosti između .05 i .10 na osrednje pristajanje (Bowen i Guo, 2011; Fadlelmula, 2011). Rezultati provedene konfirmatorne analize pokazali su sljedeće. Parametri CFI s vrijednosti .918 i SRMR s vrijednosti .053 pokazali su dobro pristajanje s pretpostavljenim modelom. Parametri TLI s vrijednosti .877 i RMSEA s vrijednosti .129 te omjer hi-kvadrata s vrijednosti većom od 5 ($\chi^2 = 72.2$, $df = 14$, $p < .01$, $\chi^2/df = 5.157$) pokazali su lošije pristajanje, stoga su predložene modifikacije za poboljšanje modela. U skladu s tim, uvedene su korelacije pogreški mjerenja za čestice jedan i dva, pet i sedam te dva i četiri. Navedene korelacije pogrešaka uvedene su među česticama koje su sadržajno i semantički slične. Konkretno, čestice 1 i 2 odnose se na integraciju događaja u identitet, čestice 5 i 7 na doživljaj događaja kao prekretnice i trajne promjene, dok čestice 2 i 4 zahvaćaju interpretativnu funkciju događaja u razumijevanju sebe i drugih iskustava. Stoga je za očekivati da dijele i dio specifične varijance koji nije u potpunosti objašnjen zajedničkim latentnim faktorom, odnosno centralnošću događaja. Nakon uvedenih korekcija pokazatelji pristajanja iznosili su CFI = .978; TLI = .958; SRMR = .035; RMSEA = .076.

Hi-kvadrat test i omjer hi-kvadrat testa iznosili su $\chi^2 = 26.8$, $df = 11$, $p < .01$, $\chi^2/df = 2.436$. Izračunani pokazatelji nakon uvedenih korekcija upućuju na zadovoljavajuće slaganje modela s podacima. Kako bi se donijela konačna odluka o prihvatljivosti predloženog modela, u razmatranje su uzeta i faktorska zasićenja čestica te rezultati analiza pouzdanosti. Faktorska zasićenja sedam čestica variraju u iznosima od .574 do .797, upućujući na zadovoljavajuću saturaciju. Utvrđena zasićenja nešto su viša od onih koje spominju Galán i suradnici (2017) na studentskoj populaciji (od .30 do .61). Šesta čestica (*Često razmišljam o posljedicama koje će MS imati na moju budućnost*) sa saturacijom od .556 i sedma čestica (*MS je bila prekretnica u mom životu*) sa saturacijom od .574 pokazuju nešto niže vrijednosti, no one su i dalje unutar prihvatljivih granica. Može se zaključiti da su zasićenja čestica pretpostavljenim latentnim faktorom centralnosti događaja dobra, stoga je postojeća struktura od sedam čestica prikladna. Prikaz sadržaja čestica uz utvrđena standardizirana faktorska zasićenja i ostale procijenjene parametre dan je u Tablici 1.

Tablica 1.

Standardizirana faktorska zasićenja i rezultati analize pouzdanosti za kratku verziju skale centralnosti događaja CES-7 (N = 251)

Čestica	Standardizirana faktorska zasićenja	r_{it}	α ako se čestica izbaci
1. Osjećam da je MS postao dijelom mojeg identiteta.	.633	.610	.843
2. MS je postao točka usporedbe za način na koji razumijem sebe i svijet oko sebe.	.675	.669	.835
3. Osjećam da je MS postao centralnim dijelom moje životne priče.	.778	.687	.832
4. MS je <i>obojio</i> način na koji razmišljam i osjećam o drugim iskustvima.	.797	.734	.826
5. MS mi je trajno promijenio život.	.680	.646	.838
6. Često razmišljam o posljedicama koje će MS imati na moju budućnost.	.556	.491	.860
7. MS je bio prekretnica u mojem životu.	.574	.567	.849
Prosječan r_{it}	.629		

Napomena. Sva faktorska zasićenja značajna su uz $p < .01$; r_{it} – item total korelacija

4.2. Pouzdanost i osjetljivost

Analizom pouzdanosti utvrđena je vrlo dobra pouzdanost skale ($\omega = .867$; $\alpha = .864$). Usporedbe radi, autori originalne skale (Berntsen i Rubin, 2006) navode pouzdanost tipa unutarnje konzistencije $\alpha = .88$, pri čemu se vrijednosti dobivene na uzorku studenata s četiriju različitih sveučilišta kreću u rasponu od .87 do .89. Prosječna korelacija čestica s ukupnim rezultatom na skali iznosila je $r_{it} = .629$ (Tablica 1), što upućuje na cjelovitost skale. Može se zaključiti kako je CES-7 skala pouzdan mjerni instrument. U Tablici 2 prikazani su deskriptivni parametri i određeni indeksi osjetljivosti CES-7 skale na uzorku osoba s multiplom sklerozom (N = 251). Daljnjim uvidom u vrijednosti koeficijenata asimetričnosti i spljoštenosti može se zaključiti da je distribucija rezultata unutar granica dopuštenih odstupanja (do +/- 3 za asimetričnost i +/- 10 za spljoštenost) (Kline, 2016).

Tablica 2.

Deskriptivni parametri CES-7 skale (N = 251)

M	C	SD	Min	Max	IA	IS	Cronbach α	McDonald ω
3.45	3.57	1.01	1.14	5	-0.39	-0.86	.864	.867

Napomena. IA – indeks asimetričnosti; IS – indeks spljoštenosti

4.3. Valjanost

Iako je centralnost događaja jedinstven konstrukt i trenutačno ne postoje instrumenti slični CES-7 skali, na temelju povezanosti s ostalim mjerama u istraživanju moguće je govoriti o konvergentnoj konstruktnoj valjanosti. Naime, osim centralnosti događaja, ispitivana je i psihološka nefleksibilnost mjerena AAQ-II upitnikom (engl. *Acceptance and Action Questionnaire*; Bond i sur., 2011; prema Krašić, 2012), razina PTSP-a mjerena PTSP-5 ljestvicom za DSM-5 (Weathers i sur., 2013) te razina posttraumatskog rasta mjerena PTGI upitnikom (engl. *Posttraumatic Growth Inventory*, Tedeschi i Calhoun, 1996; prema Malada, 2018). Potvrđena pozitivna povezanost rezultata na CES-7 skali i onih na mjerama PTSP-a ($r = .60$), psihološke nefleksibilnosti ($r = .54$) i posttraumatskog rasta ($r = .23$) u skladu je s teorijskim pretpostavkama da veća percipirana centralnost bolesti za vlastiti identitet prati rigidnije obrasce funkcioniranja i intenzivnije traumatske reakcije, ali i više razine posttraumatskog rasta. Utvrđena visoka povezanost sa simptomima PTSP-a

ide u prilog poimanju centralnosti događaja kao najrobusnijoj mjeri PTSP-a (Chukwuorji i suradnici, 2017). Nalazi potvrđuju i prethodno opisani fenomen „dvosjeklog mača“, odnosno postojanje centralnosti događaja kao konstrukta koji inherentno ne podrazumijeva psihološku patologiju, već služi kao poticaj za promjenu na bolje ili gore, ovisno o značenju koje osoba odluči pridati proživljenom događaju (Bellet i sur., 2018; prema Steinberg i sur., 2022). Parametri valjanosti prikazani su u Tablici 3.

Tablica 3.
Pearsonovi koeficijenti korelacije između CES-7, PTSP-a, psihološke nefleksibilnosti i posttraumatskog rasta

	Centralnost multiple skleroze
PTSP	.60*
Psihološka nefleksibilnost	.54*
Posttraumatski rast	.23*

* $p < .05$

Zaključno, može se reći da je kratka verzija Skale centralnosti događaja (CES-7) valjan i pouzdan instrument za mjerenje centralnosti iskustva multiple skleroze u životu osoba oboljelih od te bolesti, uz zadovoljavajuća psihometrijska svojstva u ovom kontekstu. Budući da je skala inherentno kontekstualizirana na specifičan događaj, dobivene psihometrijske karakteristike odnose se upravo na ispitivani fenomen te se ne mogu izravno generalizirati na druge vrste iskustava. Stoga se u budućim istraživanjima preporučuje ispitati primjenjivost i faktorsku strukturu skale u različitim kontekstima, uključujući pozitivne, a ne samo traumatske događaje, u skladu s preporukama Zimprich i suradnika (2024). Rezultati otvaraju prostor za daljnja istraživanja stabilnosti faktorske strukture u različitim kliničkim i nekliničkim uzorcima, uz jasno definiranje događaja na koji se skala odnosi. Prednosti CES-7 uključuju njezin jedinstveni doprinos istraživanjima traume, kao i jednostavnost i ekonomičnost primjene u konceptualno složenim istraživanjima. Ovaj rad predstavlja prvu primjenu skale u hrvatskom kontekstu te doprinosi njezinoj daljnjoj primjeni u istraživanjima različitih životnih iskustava.

Literatura

- Allé, M. C., Potheegadoo, J., Köber, C., Schneider, P., Coutelle, R., Habermas, T., Danion, J.-M. i Berna, F. (2015). Impaired coherence of life narratives of patients with schizophrenia. *Scientific Reports*, 5(1), 12934. <https://doi.org/10.1038/srep12934>
- Allé, M. C., d'Argembeau, A., Schneider, P., Potheegadoo, J., Coutelle, R., Danion, J.-M. i Berna, F. (2016). Self-continuity across time in schizophrenia: An exploration of phenomenological and narrative continuity in the past and future. *Comprehensive Psychiatry*, 69, 53–61. <https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2016.05.001>
- Alavi, M., Visentin, D. C., Thapa, D. K., Hunt, G. E., Watson, R. i Cleary, M. (2020). Chi-square for model fit in confirmatory factor analysis. *Journal of Advanced Nursing*, 76(9), 2209–2211. <https://doi.org/10.1111/jan.14399>
- Barnett, M. D. i Nabulsi, E. H. (2025). Event centrality, not posttraumatic growth, explains trauma symptom course among sexual assault survivors. *Violence Against Women*, 10778012251352471. <https://doi.org/10.1177/10778012251352471>
- Berntsen, D. i Rubin, D. C. (2006). The centrality of event scale: A measure of integrating a trauma into one's identity and its relation to post-traumatic stress disorder symptoms. *Behaviour Research and Therapy*, 44(2), 219–231. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2005.01.009>
- Berntsen, D. i Rubin, D. C. (2007). When a trauma becomes a key to identity: Enhanced integration of trauma memories predicts posttraumatic stress disorder symptoms. *Applied Cognitive Psychology*, 21(4), 417–431. <https://doi.org/10.1002/acp.1290>
- Blix, I., Birkeland, M. S., Solberg, Ø., Hansen, M. B. i Heir, T. (2016). The launching and ensnaring effects of construing a traumatic event as central to one's identity and life story. *Applied Cognitive Psychology*, 30(4), 526–531. <https://doi.org/10.1002/acp.3224>
- Boals, A., Steward, J. M. i Schuettler, D. (2010). Advancing our understanding of posttraumatic growth by considering event centrality. *Journal of Loss and Trauma*, 15(6), 518–533. <https://doi.org/10.1080/15325024.2010.519271>
- Boals, A. i Schuettler, D. (2011). A double-edged sword: Event centrality, PTSD and posttraumatic growth. *Applied Cognitive Psychology*, 25(5), 817–822. <https://doi.org/10.1002/acp.1753>
- Boals, A., Hayslip, B., Knowles, L. R. i Banks, J. B. (2012). Perceiving a negative event as central to one's identity partially mediates age differences in posttraumatic stress disorder symptoms. *Journal of Aging and Health*, 24(3), 459–474. <https://doi.org/10.1177/0898264311425089>
- Bond, F. W., Hayes, S. C., Baer, R. A., Carpenter, K. M., Guenole, N., Orcutt, H. K., Waltz, T. i Zettle, R. D. (2011). Preliminary psychometric properties of the Acceptance and action questionnaire – II: A revised measure of psychological inflexibility and experiential avoidance. *Behavior Therapy*, 42, 676–688.
- Bortolon, C., Matos, M. i Lopes, B. (2024). The roles of the centrality of shame memory and self-blame in the association between shame and paranoia: An experience sampling study. *Current Psychology*, 43(18), 16637–16648. <https://doi.org/10.1007/s12144-023-05566-1>
- Bowen, N. K. i Guo, S. (2011). *Structural equation modeling*. Oxford University Press.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Guilford Press.
- Brown, A. D., Antonius, D., Kramer, M., Root, J. C. i Hirst, W. (2010). Trauma centrality and PTSD in veterans returning from Iraq and Afghanistan. *Journal of Traumatic Stress*, 23(4), 496–499. <https://doi.org/10.1002/jts.20547>
- Byrne, B. M. (1998). *Structural equation modeling with LISREL, PRELIS and SIMPLIS: Basic concepts, applications and programming*. Erlbaum.

- Chung, M. C. i Shakra, M. (2022). The association between trauma centrality and posttraumatic stress among syrian refugees: The impact of cognitive distortions and trauma-coping self-efficacy. *Journal of Interpersonal Violence*, 37(3-4), 1852–1877. <https://doi.org/10.1177/0886260520926311>
- da Silva, T. L. G., Donat, J.C., Lorenzoni, P.L., de Souza, L.K., Gauer, G. i Kristensen Haag, C. (2016). Event centrality in trauma and PTSD: relations between event relevance and posttraumatic symptoms. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 29 (34). <https://doi.org/10.1186/s41155-016-0015-y>
- Egeci, İ. S. i Doğruyol, B. (2019). A new look at the factor structure of the Centrality of event scale. *Electronic Journal of Social Sciences (Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi)*, 18(71), 1040–1050. <https://doi.org/10.17755/esosder.432453>
- Fadlelmula, F. K. (2011). Assessing power of structural equation modeling studies: A meta-analysis. *Education Research Journal*, 1(3), 37–42.
- Galán, S., Castarlenas, E., Racine, M., Sánchez-Rodríguez, E., Tomé-Pires, C., Jensen, M. P. i Miró, J. (2017). Factor structure, internal consistency and criterion validity of the full-form and short-form versions of the centrality of events scale in young people. *Applied Cognitive Psychology*, 31(6), 662–667. <https://doi.org/10.1002/acp.3369>
- Gehrt, T. B., Berntsen, D., Hoyle, R. H. i Rubin, D. C. (2018). Psychological and clinical correlates of the Centrality of Event Scale: A systematic review. *Clinical Psychology Review*, 65, 57–80. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2018.07.006>
- Gudmundsson, E. (2009). *Guidelines for translating and adapting psychological instruments*. *Nordic Psychology*, 61(2), 29–45. <https://doi.org/10.1027/1901-2276.61.2.29>
- Hart, R. P., Bagrodia, R., Rahman, N., Bryant, R. A., Titcombe-Parekh, R., Marmar, C. R. i Brown, A. D. (2017). Neuropsychological predictors of trauma centrality in oif/oef veterans. *Frontiers in Psychology*, 8, 1120. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01120>
- Hu, L. 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. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). Guilford Press.
- Koppel, J., Brown, A. D., Stone, C. B., Coman, A. i Hirst, W. (2013). Remembering President Barack Obama's inauguration and the landing of US Airways Flight 1549: A comparison of the predictors of autobiographical and event memory. *Memory*, 21(7), 798–806. <https://doi.org/10.1080/09658211.2012.756040>
- Krašić, S. (2021). *Osobinske odrednice uznemirenosti i sigurnosnih ponašanja liječnika: medijacijska uloga zabrinutosti vezane za pandemiju bolesti Covid-19*. [Diplomski rad, Sveučilište u Zagrebu, Filozofski fakultet]. Nacionalni repozitorij završnih i diplomskih radova. <https://zir.nsk.hr/islandora/object/ffzg:3584>
- LaBar, K. S. i Cabeza, R. (2006). Cognitive neuroscience of emotional memory. *Nature Reviews Neuroscience*, 7(1), 54–64. <https://doi.org/10.1038/nrn1825>
- LePort, A. K. R., Stark, S. M., McGaugh, J. L. i Stark, C. E. L. (2016). Highly superior autobiographical memory: Quality and quantity of retention over time. *Frontiers in Psychology*, 6. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.02017>
- Malada, A. (2018). *Osobine i okolinske determinante posttraumatskog rasta kod branitelja iz Domovinskog rata*. [Diplomski rad, Sveučilište u Zadru, Odjel za psihologiju]. Nacionalni repozitorij završnih i diplomskih radova. <https://urn.nsk.hr/urn:nbn:hr:162:349828>
- McAdams, D. P. (2001). The psychology of life stories. *Review of General Psychology*, 5(2), 100–122. <https://doi.org/10.1037/1089-2680.5.2.100>
- Mordeno, I. G., Galela, D. S., Nalipay, Ma. J. N. i Cue, M. P. (2018). Centrality of event and mental health outcomes in child and adolescent natural disaster survivors. *The Spanish Journal of Psychology*, 21, E61. <https://doi.org/10.1017/sjp.2018.58>

- O'Connor, M., Piet, J. i Hougaard, E. (2014). The effects of mindfulness-based cognitive therapy on depressive symptoms in elderly bereaved people with loss-related distress: A controlled pilot study. *Mindfulness*, 5(4), 400–409. <https://doi.org/10.1007/s12671-013-0194-x>
- Robinaugh, D. J. i McNally, R. J. (2011). Trauma centrality and PTSD symptom severity in adult survivors of childhood sexual abuse. *Journal of Traumatic Stress*, 24(4), 483–486. <https://doi.org/10.1002/jts.20656>
- Roland, A. G., Currier, J. M., Rojas-Flores, L. i Herrera, S. (2014). Event centrality and posttraumatic outcomes in the context of pervasive violence: A study of teachers in El Salvador. *Anxiety, Stress, & Coping*, 27(3), 335–346. <https://doi.org/10.1080/10615806.2013.835402>
- Sotgiu, I. (2016). How do we remember happy life events? A comparison between eudaimonic and hedonic autobiographical memories. *The Journal of Psychology*, 150(6), 685–703. <https://doi.org/10.1080/00223980.2016.1162764>
- Staugaard, S. R., Johannessen, K. B., Thomsen, Y. D., Bertelsen, M. i Berntsen, D. (2015). Centrality of positive and negative deployment memories predicts posttraumatic growth in danish veterans. *Journal of Clinical Psychology*, 71(4), 362–377. <https://doi.org/10.1002/jclp.22142>
- Steinberg, M. H., Bellet, B. W., McNally, R. J. i Boals, A. (2022). Resolving the paradox of posttraumatic growth and event centrality in trauma survivors. *Journal of Traumatic Stress*, 35(2), 434–445. <https://doi.org/10.1002/jts.22754>
- Šikić, A. (2025). Bolest kao trauma: Uloga centralnosti bolesti i psihološke nefleksibilnosti u predikciji simptoma PTSP-a i posttraumatskog rasta kod osoba oboljelih od multiple skleroze [Diplomski rad, Sveučilište u Zadru, Odjel za psihologiju]. Nacionalni repozitorij završnih i diplomskih radova. <https://urn.nsk.hr/urn:nbn:hr:162:842943>
- Tabachnick, B. G. i Fidell, L. S. (2014). *Using multivariate statistics* (6. izd.). Pearson Education.
- Teale Sapach, M. J. N., Horswill, S. C., Parkerson, H. A., Asmundson, G. J. G. i Carleton, R. N. (2019). Centrality of traumatic events: Double edged sword or matter of valence? *Cognitive Therapy and Research*, 43(2), 374–386. <https://doi.org/10.1007/s10608-018-9983-9>
- Tedeschi, R. G. i Calhoun, L. G. (1996). The posttraumatic growth inventory: Measuring the positive legacy of trauma. *Journal of Traumatic Stress*, 9(3), 455–471. <https://doi.org/10.1002/jts.2490090305>
- Xia, Y. i Yang, Y. (2019). RMSEA, CFI, and TLI in structural equation modeling with ordered categorical data: The story they tell depends on the estimation methods. *Behavior Research Methods*, 51(1), 409–428. <https://doi.org/10.3758/s13428-018-1055-2>
- Watts, J., Leeman, M., O'Sullivan, D., Castleberry, J. i Baniya, G. (2021). Childhood emotional maltreatment and post-traumatic stress disorder in the context of centrality of the event and intrusive rumination. *Rehabilitation Counseling Bulletin*, 64(2), 108–117. <https://doi.org/10.1177/0034355220925889>
- Weathers, F. W., Litz, B. T., Keane, T. M., Palmieri, P. A., Marx, B. P. i Schnurr, P. P. (2013). *The PTSD checklist for DSM-5 (PCL-5)*. National Center for PTSD. <https://www.ptsd.va.gov>
- Zaragoza Scherman, A., Salgado, S., Shao, Z. i Berntsen, D. (2015). Event centrality of positive and negative autobiographical memories to identity and life story across cultures. *Memory*, 23(8), 1152–1171. <https://doi.org/10.1080/09658211.2014.962997>
- Zimprich, D., Pociūnaitė, J. i Wolf, T. (2024). A multilevel factor analysis of the short form of the Centrality of Event Scale. *Frontiers in Psychology*, 14, 1268283. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1268283>

Kratka skala centralnosti događaja (CES-7)³

Molimo Vas da odgovorite na sljedeća pitanja tako da odaberete pripadajuću oznaku od 1 do 5 (1-uopće se ne slažem; 5-u potpunosti se slažem)

	1-uopće se ne slažem	2- uglavnom se ne slažem	3-niti se slažem niti se ne slažem	4-uglavnom se slažem	5-u potpunosti se slažem
1. Osjećam da je MS postala dijelom mog identiteta.					1 2 3 4 5
2. MS je postala točka usporedbe za način na koji razumijem sebe i svijet oko sebe.					1 2 3 4 5
3. Osjećam da je MS postala centralnim dijelom moje životne priče.					1 2 3 4 5
4. MS je <i>obojila</i> način na koji razmišljam i osjećam o drugim iskustvima.					1 2 3 4 5
5. MS mi je trajno promijenila život.					1 2 3 4 5
6. Često razmišljam o posljedicama koje će MS imati na moju budućnost.					1 2 3 4 5
7. MS je bila prekretnica u mom životu.					1 2 3 4 5

Napomena. MS – multipla skleroza

3 Primijenjena na uzorku osoba oboljelih od multiple skleroze (N = 251).

Kratka skala centralnosti događaja (CES-7)⁴

Molimo Vas da se pokušate prisjetiti **najstresnijeg** ili **najtraumatičnijeg događaja** u svojem životu i iskreno odgovorite na sljedeća pitanja, zaokruživanjem broja od 1 do 5.

	1 – uopće se ne slažem	2 – uglavnom se ne slažem	3 – niti se slažem niti se ne slažem	4 – uglavnom se slažem	5 – u potpunosti se slažem
1. Osjećam da je ovaj događaj postao dijelom mog identiteta.					1 2 3 4 5
2. Ovaj događaj postao je točka usporedbe za način na koji razumijem sebe i svijet oko sebe.					1 2 3 4 5
3. Osjećam da je ovaj događaj postao centralnim dijelom moje životne priče.					1 2 3 4 5
4. Ovaj događaj je <i>obojio</i> način na koji razmišljam i osjećam o drugim iskustvima.					1 2 3 4 5
5. Ovaj događaj mi je trajno promijenio život.					1 2 3 4 5
6. Često razmišljam o posljedicama koje će ovaj događaj imati na moju budućnost.					1 2 3 4 5
7. Ovaj događaj je bio prekretnica u mom životu.					1 2 3 4 5

4 Izvorna verzija skale (Berntsen i Rubin, 2006)

Skala problematičnog korištenja mobitela¹

Izvorni instrument: *Problematic Use of Mobile Phones (PUMP) Scale* (Merlo i sur., 2013)

Adaptirali i priredili: Nataša Šimić i Dominik Katuša

1. Teorijska osnova

U suvremenom kontekstu, u kojem mobiteli imaju ključnu ulogu u komunikaciji, organizaciji svakodnevnih aktivnosti i pristupu informacijama, evidentan je porast njihove uporabe. Unatoč širokoj primjeni i pozitivnim funkcijama, njihova intenzivna i nekontrolirana uporaba može poprimiti obilježja kompulzivnog i disfunkcionalnog ponašanja (Sohn i sur., 2019; Volker i Lermer, 2019). Problematično korištenje mobitela predstavlja konceptualno složen konstrukt koji se opisuje kao ponašanje koje, premda nije formalno prepoznato kao poremećaj, dijeli značajke s obrascima ovisnosti o psihoaktivnim tvarima i ponašajnim ovisnostima (Billieux, 2012; Panova i Carbonell, 2018). Drugim riječima, problematično korištenje mobitela odnosi se na prekomjernu i nekontroliranu uporabu koja je povezana s negativnim posljedicama u svakodnevnom funkcioniranju pojedinca. Takvo je ponašanje često popraćeno simptomima poput nemira ili razdražljivosti pri pokušaju suzdržavanja od uporabe, izraženom zaokupljenošću mobilnim uređajem te drugim oblicima psiholoških i ponašajnih poteškoća (Graben i sur., 2020). Jedan od integrativnih modela problematičnog korištenja mobitela pretpostavlja da je riječ o fenomenu koji proizlazi iz različitih psiholoških mehanizama uključujući impulzivnost, emocionalnu nesigurnost i socijalne potrebe kao temeljne čimbenike koji doprinose razvoju takvog obrasca ponašanja (Billieux, 2012). Problematično korištenje mobitela dugo je predstavljalo izazov za znanstvena istraživanja upravo zbog izostanka jedinstvenih dijagnostičkih kriterija. Iako se takvi obrasci ponašanja katkad svrstavaju u ovisnosti, autori Panova i Carbonell (2018) upozoravaju na važnost razlikovanja digitalnih uređaja i aktivnosti koje se putem njih obavljaju. Mobilni telefoni primarno služe kao „platforme“ za pristup različitim *online* sadržajima i aktivnostima, a upravo takve aktivnosti, poput kompulzivnog korištenja društvenih mreža, *online* kockanja, gledanja pornografskog sadržaja ili igranja videoigara, mogu generirati problematične obrasce ponašanja. Autori također naglašavaju važnost terminološke preciznosti uz naglašavanje da pojam „ovisnosti“ implicira patološku težinu i biološke mehanizme koji nisu potvrđeni u kontekstu korištenja digitalnih uređaja. Prikladnim smatraju pojmove poput „problematične uporabe“ ili „maladaptivnog korištenja“, koji obuhvaćaju teškoće samoregulacije, visoku učestalost korištenja i negativne posljedice, bez pretpostavljanja stroge analogije s ovisnostima o psihoaktivnim tvarima (Panova i Carbonell, 2018). Billieux (2015) također ističe potrebu za jasnim konceptualnim razgraničenjem problematičnog korištenja mobitela naglašavajući usporedbu s ovisnošću o kockanju koja je prepoznata kao prva ponašajna ovisnost s jasnom definiranim kriterijima u DSM-5, posebice u pogledu gubitka kontrole, razvoja tolerancije, promjena raspoloženja te pojave tjeskobe pri odvajanju od uređaja. Dodatno, Merlo i suradnici (2013) navode da se problematična uporaba ne može svesti na samu učestalost korištenja, jer se mnoge osobe učestalo koriste mobitelom bez negativnih posljedica. Autori također ističu da je riječ o obrascima ponašanja koja uzrokuju subjektivnu uznemirenost i/ili narušeno funkcioniranje.

Prema Harrisu i sur. (2020), razvijeno je ukupno 78 skala za procjenu pretjerane ili problematične uporabe mobitela. Analize autora pokazuju da veći broj objavljenih skala nema zadovoljavajuću internu konzistenciju niti pouzdanost pri ponovljenim testiranjima, a uz to im nedostaje i čvrsta teorijska osnova. Stoga autori naglašavaju potrebu za daljnjim istraživanjima, preciznom operacionalizacijom i jasnim kri-

1 Za korištenje Skale problematičnog korištenja mobitela dobivena je suglasnost autora. Hrvatska verzija može se slobodno rabiti u istraživačke svrhe.

terijima kako bi se razvili učinkovitiji alati za procjenu i evaluaciju obrazaca ponašanja koji karakteriziraju problematičnu uporabu mobitela. Važno je, međutim, naglasiti da navedeni nedostaci nisu podjednako prisutni u svim postojećim instrumentima. Skala problematičnog korištenja mobitela (*Problematic Use of Mobile Phones* – PUMP; Merlo i sur., 2013) u dosadašnjim je istraživanjima **prepoznata kao** jedan od konceptualno jasnije utemeljenih instrumenata, uz zadovoljavajuće pokazatelje pouzdanosti i valjanosti. Njezina teorijska utemeljenost, u kombinaciji s empirijskom potvrdom, čini je prikladnim izborom unatoč općim ograničenjima identificiranima u širem korpusu mjernih instrumenata za procjenu pretjerane ili problematične uporabe mobitela.

2. Opis skale

Skala problematičnog korištenja mobitela (*Problematic Use of Mobile Phones (PUMP) Scale*) autorice Merlo i suradnika (2013) razvijena je s ciljem ispitivanja simptoma problematične uporabe mobilnih telefona, koristeći se pritom analogijom s kriterijima ovisnosti o psihoaktivnim tvarima. Prvotnu verziju činilo je 69 čestica konstruiranih na temelju sljedećih triju izvora: intervjua provedenih s osobama koje su se definirale kao „ovisnici o mobitelu“, kriterija ovisnosti o psihoaktivnim tvarima definiranih u DSM-IV te onih koje je predložila radna skupina za izradu DSM-5 (jer DSM-5 tada još nije bio objavljen), kao i postojećih mjernih instrumenata za procjenu negativnih posljedica pretjerane uporabe interneta. Odabrane su 22 čestice koje su sadržajno najbolje opisivale svaki od 11 kriterija poremećaja uporabe psihoaktivnih tvari, po dvije čestice za svaki kriterij. Budući da su dvije čestice pokazale niske korelacije s ukupnim rezultatom, izostavljene su iz konačne verzije skale, koju čini ukupno 20 čestica visoke pouzdanosti tipa unutarnje konzistentnosti ($\alpha = .94$). Čestice se procjenjuju na skali od 1 („uopće se ne slažem“) do 5 („u potpunosti se slažem“). Teorijski raspon rezultata iznosi od 20 do 100, pri čemu viši rezultat upućuje na veći stupanj problematične uporabe mobitela. Provedena analiza glavnih komponenti na uzorku od 244 sudionika prosječne dobi od 30 godina ($M = 29.8$; $SD = 14.10$), od kojih je 68.40 % ženskog spola, potvrdila je jednofaktorsku strukturu PUMP skale, s faktorskim zasićenjima čestica većim od .48 (Merlo et al., 2013). Autori izvještavaju o visokoj pouzdanosti skale (Cronbach alpha $\alpha = .91$). Na njemačkom uzorku potvrđena je jednofaktorska struktura skale te visoka pouzdanost (Cronbach alpha $\alpha = .90$) i zadovoljavajuća test-retest pouzdanost (Graben i sur., 2020). Rezultati usporedbe PUMP skale s postojećim mjerama i indikatorima korištenja mobitela pokazuju značajne pozitivne korelacije, što upućuje na konvergentnu valjanost skale (Graben i sur., 2020; Merlo et al., 2013).

U nedostatku dijagnostičkih kriterija za problematično korištenje mobitela, za potrebe kategorizacije Merlo i sur. (2013) predlažu prag od 62 boda, prema kojem bi rezultati iznad 62 mogli upućivati na višu razinu problematičnog korištenja mobitela, dok bi rezultati ispod 62 mogli upućivati na nižu razinu problematičnog korištenja mobitela.

PUMP skala prevedena je na hrvatski jezik u skladu sa smjernicama za prevođenje i prilagodbu psiholoških mjernih instrumenata. Skala je dosad prevedena i korištena u više zemalja i kultura, među kojima su Njemačka, Južna Koreja, Saudijska Arabija i Australija (Graben i sur., 2020; Alosaimi i sur., 2016; Nawaz i sur., 2024).

3. Opis uzorka

Hrvatska verzija PUMP skale primijenjena je *online* na prigodnom uzorku od 292 studenta različitih sveučilišta u Republici Hrvatskoj, od čega je 190 (65.07 %) studentica i 102 (34.93 %) studenta. Prosječna dob studentica iznosila je 21 godinu ($M = 21.42$; $SD = 2.39$), a studenata 22 godine ($M = 21.73$; $SD = 2.04$).

4. Psihometrijska svojstva

4.1. Faktorska struktura

S ciljem provjere faktorske strukture prevedene skale, testiran je jednofaktorski model temeljen na istraživanjima Merlo i sur. (2013) te Graben i sur. (2020). Stupanj slaganja podataka s pretpostavljenim modelom procijenjen je konfirmatornom faktorskom analizom (CFA) u programu Jamovi 2.6.26, korištenjem metode maksimalne vjerojatnosti. Korišteni pokazatelji slaganja podataka s modelom su *CFI* (engl. *Comparative Fit Index*), *TLI* (engl. *Tucker-Lewis Index*), *RMSEA* (engl. *Root Mean Square Error of Approximation*) i *SRMR* (engl. *Standardized Root Mean Square Residual*). Pokazatelji izvrsnog slaganja podataka s modelom su: *CFI* i *TLI* > .95, a *RMSEA* < .06 te *SRMR* < .08 (Hu i Bentler, 1999), dok su pokazatelji prihvatljivog slaganja *CFI* i *TLI* ≥ .90, a *RMSEA* i *SRMR* ≤ .10 (Kline, 2016; Schermelleh-Engel i sur., 2003).

Dobivene vrijednosti indeksa pristajanja modela podacima pokazuju da jednofaktorski model, u kojem nisu pretpostavljene kovarijance između čestica, slabo pristaje podacima ($\chi^2 = 793$; $df = 170$, $p < .01$; *CFI* = .706; *TLI* = .671; *RMSEA* = .112; *SRMR* = .092). Na temelju predloženih modifikacija, uvedene su kovarijance za semantički slične čestice (čestice 1 i 2, 3 i 4, 3 i 14, 6 i 18) i sadržajno slične čestice (2 i 12, 3 i 16, 6 i 18, 7 i 16) što je dovelo do značajnog poboljšanja u stupnju slaganja modela s podacima ($\chi^2 = 378$, $df = 145$, $p < .001$; *CFI* = .90; *TLI* = .86; *RMSEA* = .07; *SRMR* = .07). Sve dobivene vrijednosti indeksa, osim *TLI* indeksa, upućuju na prihvatljivo pristajanje modela podacima. Vrijednost *TLI* indeksa nešto je niža (.86) od preporučene (≥ .90). Budući da jednofaktorski modeli mogu pokazati niže vrijednosti *TLI* indeksa (Kenny i McCoach, 2003; Marsh, Hau i Wen, 2004), model se može smatrati prihvatljivim s obzirom na ostale vrijednosti dobivenih indeksa pokazatelja slaganja.

U Tablici 1 nalaze se standardizirana faktorska zasićenja dobivena testiranjem jednofaktorskog modela, koja su za većinu čestica zadovoljavajuća s vrijednostima ≥ .50. Za ukupno četiri čestice (10., 15., 19. i 20.) faktorska zasićenja su niža od .50. Slične rezultate dobili su i autori izvorne skale (Merlo i sur., 2013), kao i Graben i sur. (2020), koji izvještavaju o faktorskim zasićenjima u rasponu od .35 (18. čestica) do .75 (5. čestica) te prosječnoj korelaciji čestica s ukupnim rezultatom od .59.

Tablica 1.

Standardizirana faktorska zasićenja dobivena testiranjem jednofaktorskog modela (N = 292)

Čestice skale Problematično korištenje mobitela	F
1. Kada smanjim vrijeme koje provodim na mobitelu, osjećam se manje zadovoljno.	.513*
2. Kada prestanem koristiti mobitel, postajem neraspoložen/a i razdražljiv/a.	.592*
3. Vrijeme koje provodim koristeći mobitel sprječava me da obavim druge važne poslove.	.601*
4. Mislim da možda provodim previše vremena koristeći mobitel.	.613*
5. Kada ne koristim mobitel, razmišljam o njegovu korištenju ili planiram sljedeću priliku za korištenje.	.627*
6. Ignorirao/la sam ljude s kojima sam bio/la kako bih koristio/la mobitel.	.579*
7. Koristio/la sam mobitel iako sam znao/la da bih trebao/la spavati.	.553*
8. Zbog korištenja mobitela imao/la sam problema na poslu ili na studiju.	.599*
9. Koristio/la sam mobitel iako sam znao/la da je to opasno.	.501*
10. Korištenje mobitela uzrokovalo mi je probleme u vezi.	.406*
11. Treba mi više vremena na mobitelu da bih se osjećao/la zadovoljno nego što mi je trebalo prije.	.603*
12. Bilo bi mi emocionalno vrlo teško odreći se mobitela.	.519*
13. U prošlosti sam mislio/la da nije normalno provoditi toliko vremena koristeći mobitel kao što ja to činim.	.532*
14. Ljudi mi govore da provodim previše vremena koristeći mobitel.	.601*

Čestice skale Problematično korištenje mobitela	F
15. Osjećam tjeskobu ako neko vrijeme nisam primio poziv ili poruku.	.476*
16. Koristio/la sam mobitel iako sam znao/la da bih trebao/la raditi ili učiti.	.631*
17. Kada prestanem koristiti mobitel jer ometa moj život, obično mu se ponovno vraćam.	.734*
18. Ponekad koristim mobitel umjesto da provodim vrijeme s ljudima koji su mi važni i žele biti sa mnom.	.568*
19. Gotovo sam izazvao/la nesreću zbog korištenja mobitela.	.348*
20. Nastavio/la sam koristiti mobitel čak i kada me netko zamolio da prestanem.	.442*

* $p < .001$

4.2. Pouzdanost i osjetljivost

Pouzdanost skale, procijenjena Cronbachovim α koeficijentom i McDonaldovom ω , jest visoka ($\alpha = .90$; $\omega = .90$). Za procjenu doprinosa pojedinih čestica pouzdanosti skale dodatno su izračunani Cronbachovi α koeficijenti, uključujući i vrijednosti α ako se pojedina čestica izostavi. Dobiveni rezultati prikazani su u Tablici 2 i pokazuju da sve čestice konzistentno doprinose pouzdanosti i homogenosti skale, te da nije opravdano izostavljanje nijedne čestice.

Tablica 2.
Doprinos pojedinih čestica pouzdanosti skale (N = 292)

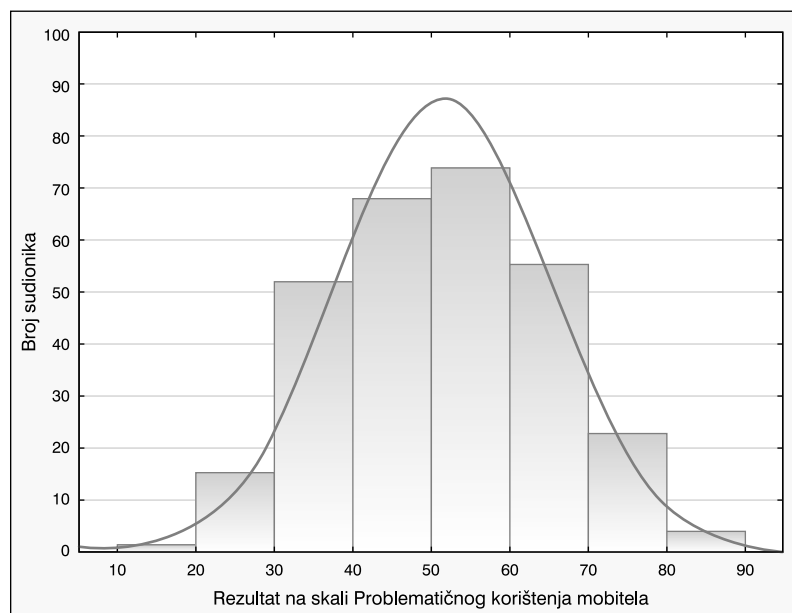
Čestice skale Problematično korištenje mobitela	Cronbach α ako se čestica izostavi
Kada smanjim vrijeme koje provodim na mobitelu, osjećam se manje zadovoljno.	.894
Kada prestanem koristiti mobitel, postajem neraspoložen/a i razdražljiv/a.	.889
Vrijeme koje provodim koristeći mobitel sprječava me da obavim druge važne poslove.	.890
Mislim da možda provodim previše vremena koristeći mobitel.	.890
Kada ne koristim mobitel, razmišljam o njegovu korištenju ili planiram sljedeću priliku za korištenje.	.889
Ignorirao/la sam ljude s kojima sam bio/la kako bih koristio/la mobitel.	.889
Koristio/la sam mobitel iako sam znao/la da bih trebao/la spavati.	.891
Zbog korištenja mobitela imao/la sam problema na poslu ili na studiju.	.889
Koristio/la sam mobitel iako sam znao/la da je to opasno.	.892
Korištenje mobitela uzrokovalo mi je probleme u vezi.	.893
Treba mi više vremena na mobitelu da bih se osjećao/la zadovoljno nego što mi je trebalo prije.	.889
Bilo bi mi emocionalno vrlo teško odreći se mobitela.	.892
U prošlosti sam mislio/la da nije normalno provoditi toliko vremena koristeći mobitel kao što ja to činim.	.892
Ljudi mi govore da provodim previše vremena koristeći mobitel.	.889
Osjećam tjeskobu ako neko vrijeme nisam primio poziv ili poruku.	.892
Koristio/la sam mobitel iako sam znao/la da bih trebao/la raditi ili učiti.	.889
Kada prestanem koristiti mobitel jer ometa moj život, obično mu se ponovno vraćam.	.886
Ponekad koristim mobitel umjesto da provodim vrijeme s ljudima koji su mi važni i žele biti sa mnom.	.890
Gotovo sam izazvao/la nesreću zbog korištenja mobitela.	.895
Nastavio/la sam koristiti mobitel čak i kada me netko zamolio da prestanem.	.893

Deskriptivni pokazatelji PUMP skale prikazani su u Tablici 3. Distribucija rezultata na skali prikazana je na Slici 1. Normalnost distribucije rezultata provjerena je Kolmogorov-Smirnovljevim testom, pri čemu je utvrđeno da distribucija rezultata na PUMP skali ne odstupa značajno od normalne (Tablica 3). Indeksi asimetričnosti i kurtičnosti također se nalaze unutar preporučenih granica za pretpostavku normalnosti, jer se nalaze u rasponu od -1.5 do +1.5 (Tabachnick i Fidel, 2007).

Tablica 3.
Prikaz deskriptivnih parametara rezultata PUMP skale

	<i>M</i>	<i>SD</i>	Min	Max	K-S d	Asimetričnost	Kurtičnost
PUMP	51.55	13.41	20	85	.04	.11	-.59

Slika 1.
Prikaz distribucije rezultata na skali Problematičnog korištenja mobitela



U Tablici 4 nalaze se deskriptivni parametri dobiveni na poduzorku studentica i studenata. Testiranjem značajnosti razlika nisu utvrđene značajne razlike između studentica i studenata u rezultatima problematičnog korištenja mobitela ($t = -.50$, $df = 290$, $p = .62$).

Tablica 4.
Prikaz deskriptivnih parametara PUMP skale za studentice i studente

Spol	<i>N</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	Min	Max	Asimetričnost	Kurtičnost
Muškarci	102	51.02	15.18	20	85	.16	-.83
Žene	190	51.84	12.40	23	81	.09	-.48

Zaključno, skala Problematično korištenje mobitela primijenjena je prvi put na hrvatskom uzorku studentica i studenata. Iako su provedene analize u skladu s rezultatima izvornog rada (Merlo et al., 2013) te s provjerom psihometrijskih svojstava PUMP skale na njemačkom uzorku (Graben i sur., 2020), buduća istraživanja potrebno je provesti na većim i reprezentativnijim uzorcima, uz provjere drugih aspekata valjanosti koje nije bilo moguće ispitati u ovom istraživanju.

Literatura

- Alosaimi, F., Alyahya, H., Alshahwan, H., Al Mahyijari, N., i Shaik, S. (2016). Smartphone addiction among university students in Riyadh, Saudi Arabia. *Saudi Medical Journal*, 37(6), 675–683. <https://doi.org/10.15537/smj.2016.6.14430>
- Billieux, J. (2012). Problematic Use of the Mobile Phone: A Literature Review and a Pathways Model. *Current Psychiatry Reviews*, 8(4), 299–307. <https://doi.org/10.2174/157340012803520522>
- Graben, K., Doering, B. K., Jeromin, F., i Barke, A. (2020). Problematic mobile phone use: Validity and reliability of the Problematic Use of Mobile Phone (PUMP) Scale in a German sample. *Addictive Behaviors Reports*, 12, 100297. <https://doi.org/10.1016/j.abrep.2020.100297>
- Harris, B., Regan, T., Schueler, J., i Fields, S. A. (2020). Problematic Mobile Phone and Smartphone Use Scales: A Systematic Review. *Frontiers in Psychology*, 11, 672. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.00672>
- 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*, 6(1), 1–55.
- Kenny, D. A., i McCoach, D. B. (2003). *Effect of the number of variables on measures of fit in structural equation modeling*. *Structural Equation Modeling*, 10(3), 333–351. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM1003_1
- Kline, R. B. (2016). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (4th ed.). Guilford Press.
- Marsh, H. W., Hau, K.-T., i Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indices and dangers in overgeneralizing Hu & Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling*, 11(3), 320–341. https://doi.org/10.1207/s15328007sem1103_2
- Merlo, L. J., Stone, A. M., i Bibbey, A. (2013). Measuring Problematic Mobile Phone Use: Development and Preliminary Psychometric Properties of the PUMP Scale. *Journal of Addiction*, 2013, 1–7. <https://doi.org/10.1155/2013/912807>
- Nawaz, S., Bhowmik, J., Linden, T., i Mitchell, M. (2024). Validation of a modified problematic use of mobile phones scale to examine problematic smartphone use and dependence. *Heliyon*, 10(2), e24832. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e24832>
- Panova, T., i Carbonell, X. (2018). Is smartphone addiction really an addiction? *Journal of Behavioral Addictions*, 7(2), 252–259. <https://doi.org/10.1556/2006.7.2018.49>
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., i Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8(2), 23–74.
- Sohn, S., Rees, P., Wildridge, B., Kalk, N. J., i Carter, B. (2019). Prevalence of problematic smartphone usage and associated mental health outcomes amongst children and young people: a systematic review, meta-analysis and GRADE of the evidence. *BMC Psychiatry*, 19(1). <https://doi.org/10.1186/s12888-019-2350-x>
- Tabachnick, B. G., Fidell, L. S., i Ullman, J. B. (2007). *Using multivariate statistics* (Vol. 5, No. 7). Boston, MA: Pearson.
- Volkmer, S. A., i Lerner, E. (2019). Unhappy and addicted to your phone? – Higher mobile phone use is associated with lower well-being. *Computers in Human Behavior*, 93, 210–218. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2018.12.015>

Naveden je niz tvrdnji koje se odnose na korištenje mobitela u proteklih mjesec dana. Pročitajte pažljivo svaku tvrdnju i odaberite onaj broj na skali procjene od pet stupnjeva koji najviše odgovara Vašem korištenju mobitela u proteklih mjesec dana.

Brojevi na skali od 1 do 5 imaju sljedeća značenja:

- 1 – Uopće se ne slažem
- 2 – Donekle se ne slažem
- 3 – Niti se slažem niti se ne slažem
- 4 – Donekle se slažem
- 5 – U potpunosti se slažem

1.	Kada smanjim vrijeme koje provodim na mobitelu, osjećam se manje zadovoljno.	1 2 3 4 5
2.	Kada prestanem koristiti mobitel, postajem neraspoložen/a i razdražljiv/a.	1 2 3 4 5
3.	Vrijeme koje provodim koristeći mobitel sprječava me da obavim druge važne poslove.	1 2 3 4 5
4.	Mislim da možda provodim previše vremena koristeći mobitel.	1 2 3 4 5
5.	Kada ne koristim mobitel, razmišljam o njegovu korištenju ili planiram sljedeću priliku za korištenje.	1 2 3 4 5
6.	Ignorirao/la sam ljude s kojima sam bio/la kako bih koristio/la mobitel.	1 2 3 4 5
7.	Koristio/la sam mobitel iako sam znao/la da bih trebao/la spavati.	1 2 3 4 5
8.	Zbog korištenja mobitela imao/la sam problema na poslu ili na studiju.	1 2 3 4 5
9.	Koristio/la sam mobitel iako sam znao/la da je to opasno.	1 2 3 4 5
10.	Korištenje mobitela uzrokovalo mi je probleme u vezi.	1 2 3 4 5
11.	Treba mi više vremena na mobitelu da bih se osjećao/la zadovoljno nego što mi je trebalo prije.	1 2 3 4 5
12.	Bilo bi mi emocionalno vrlo teško odreći se mobitela.	1 2 3 4 5
13.	U prošlosti sam mislio/la da nije normalno provoditi toliko vremena koristeći mobitel kao što ja to činim.	1 2 3 4 5
14.	Ljudi mi govore da provodim previše vremena koristeći mobitel.	1 2 3 4 5
15.	Osjećam tjeskobu ako neko vrijeme nisam primio poziv ili poruku.	1 2 3 4 5
16.	Koristio/la sam mobitel iako sam znao/la da bih trebao/la raditi ili učiti.	1 2 3 4 5
17.	Kada prestanem koristiti mobitel jer ometa moj život, obično mu se ponovno vraćam.	1 2 3 4 5
18.	Ponekad koristim mobitel umjesto da provodim vrijeme s ljudima koji su mi važni i žele biti sa mnom.	1 2 3 4 5
19.	Gotovo sam izazvao/la nesreću zbog korištenja mobitela.	1 2 3 4 5
20.	Nastavio/la sam koristiti mobitel čak i kada me netko zamolio da prestanem.	1 2 3 4 5

Strah od propuštanja na poslu (WFOMO)¹

Izvorni instrument: *Workplace Fear of Missing Out* (Budnick i sur., 2020)

Adaptirale i priredile: Anamaria Mihatov i Andrea Tokić

1. Teoretska osnova

Strah od propuštanja (FoMO, engl. *fear of missing out*) predstavlja fenomen suvremenog digitalnog doba, gdje pojedinci doživljavaju intenzivnu anksioznost zbog straha da drugi ostvaruju vrijedne društvene nagrade, iskustva ili informacije koje oni potencijalno propuštaju. Konstrukt je prvi opisao Dan Herman 1996. godine kao strah od propuštanja dragocjenih prilika zbog ograničenih resursa poput vremena ili novca, a poslije ga je McGinnis 2004. (prema Lamba, 2021) proširio na studente koji razvijaju strah od propuštanja nečega zbog stresnosti balansiranja akademskih i socijalnih obveza. Najprecizniju definiciju dao je Przybylski i suradnici 2013., opisujući FoMO kao perzistentnu zabrinutost da drugi doživljavaju nagrade koje pojedinac propušta, što pokreće stalno praćenje aktivnosti drugih.

FoMO je nastao u eri brzog širenja društvenih mreža i pametnih telefona, gdje hiperdostupnost informacija pojačava osnovnu potrebu za pripadanjem (Budnick i sur., 2020), rezultirajući društvenim usporedbama i strahom od isključenosti. Przybylski i suradnici (2013) višu zabrinutost oko propuštenih iskustava povezuju s nižim razinama zadovoljavanja psiholoških potreba (autonomija, kompetencija, povezanost) i smanjenim životnim zadovoljstvom. Rezultati istraživanja također sugeriraju da su veće razine FoMO-a zabilježene kod mlađih muškaraca, a pozitivne korelacije ovog fenomena utvrđene su s anksioznošću, umorom i rizičnim ponašanjima poput provjeravanja mobitela tijekom vožnje.

1.1. FoMO u radnom kontekstu

U radnom okruženju FoMO evoluirao u specifičan konstrukt Workplace FoMO (WFOMO), koji Budnick, Rogers i Barber (2020) definiraju kao sveprisutnu zabrinutost zaposlenika da propuste karijerno relevantne prilike – poput ključnih informacija, profesionalnih odnosa ili doprinosa projektima – dok nisu fizički prisutni ili dostupni. U tu svrhu kreiraju prilagođenu ljestvicu koja se sastoji od dviju ključnih dimenzija: relacijske isključenosti (strah od gubitka umrežavanja i odnosa, ključnih za karijerni uspjeh prema Wolffu i Moseru, 2009) i informacijske isključenosti (strah od propuštanja poslovnih podataka, gdje informacije predstavljaju ključan resurs za autonomiju (Budrick i sur., 2020). Albers (2020) dodatno potvrđuje da WFOMO podrazumijeva socijalne usporedbe s kolegama, gdje zaposlenici neprestano evaluiraju svoje resurse nasuprot drugima, što ga čini distinktivnim od generalnog FoMO-a usmjerenog na zabavu. Razlike proizlaze iz konteksta: generalni FoMO bavi se neodređenim društvenim aktivnostima, dok WFOMO obuhvaća specifične radne aktivnosti, poput neplaniranih sastanaka ili korporativnih događaja, i time omogućuje precizniju procjenu u organizacijama.

WFOMO je u snažnijim pozitivnim korelacijskim vezama s radnim konstruktima nego generalni FoMO. U kratkom pregledu korelata, WFOMO se povezuje s radnom angažiranošću (manje istraženo i nekonzistentni rezultati, npr. Albers, 2020 i Budnick i sur., 2020), sagorijevanjem na poslu (kao snažan prediktor preko socijalnih usporedbi, gdje usporedbe objašnjavaju put do emocionalne iscrpljenosti i otuđenosti) te

1 Ova je skala prijevod engleske verzije *Workplace Fear of Missing Out* Budnicka i suradnika (2020), za koji su autori dali svoju suglasnost. Prikazana hrvatska verzija upitnika je slobodna za upotrebu uz navođenje autora originalne skale i autora ovog priloga.

psihosomatskim simptomima (indirektno preko stresa, slično generalnom FoMO-u koji pojačava anksioznost, umor, mučninu, vrtoglavicu i depresiju).

Istraživanje WFoMO-a ključno je jer identificira rizike digitaliziranog rada, gdje stalna dostupnost briše granice između posla i privatnog života, povećavajući sagorijevanje, smanjujući produktivnost i generirajući troškove za organizacije poput izostanaka i fluktuacije. Mlađa radna populacija pokazuje veće razine ovog fenomena zbog odgoja u eri digitalizacije, što zahtijeva ciljane intervencije poput politika obveznog odmora od e-pošte, fleksibilnoga radnog vremena i programa za ravnotežu uloga. Kao relativno novi konstrukt (od 2020.), WFoMO nudi prednosti nad generalnim FoMO-om u preciznoj procjeni radnih ishoda, a daljnja istraživanja potrebna su za validaciju u različitim kulturama, profesijama i kontekstima poput Hrvatske, gdje rastuća digitalizacija pojačava rizike.

2. Opis upitnika

Hrvatska verzija upitnika Straha od propuštanja na poslu nastala je metodom dvostrukog prijevoda skale *Workplace Fear of Missing Out* autora Budnick i suradnika (2020). Originalna verzija skale ima deset čestica raspodijeljenih u dva faktora: *informacijska* isključenost koja se odnosi na strahove zaposlenika da nisu dovoljno informirani o određenim poslovnim zadacima ili važnim grupnim informacijama te *relacijska* isključenost koja se odnosi na strahove zaposlenika da bi njihovi profesionalni odnosi mogli biti ugroženi zbog potencijalnih propuštenih mogućnosti „umrežavanja“. Budnick i suradnici (2020) navode da su parametri pouzdanosti obaju opisanih faktora visoki, ali da je među njima visoka korelacija (.90) te da je opravdano koristiti se i jednofaktorskom solucijom, stoga je u nastavku prikazana provjera dvofaktorske i jednofaktorske strukture hrvatske verzije skale. Na tvrdnje se odgovara na skali od 1 do 5, pri čemu 1 znači „U potpunosti se ne slažem“, a 5 „U potpunosti se slažem“, veći rezultat upućuje na veći rezultat FoMO-a. Primjer čestice skale informacijske isključenosti *Brinem se da bih mogao/la propustiti vrijedne poslovne informacije*, a primjer čestice skale relacijske isključenosti je *Bojim se kako će moji kolege možda ostvariti poslovne kontakte koje ja neću*.

3. Opis uzorka

Ukupan uzorak činila su 404 zaposlenika, od kojih je 27 % muškaraca ($N = 110$) i 73 % žena ($N = 294$). Prosječna dob sudionika bila je 36.49 godina (raspon: 18–68), a prosječan radni staž 12.66 godina (raspon: 0–50). Što se tiče stručne spreme, 45 % sudionika imalo je srednju stručnu spremu ($N = 182$), 13 % višu ($N = 52$), 37 % visoku ($N = 149$), dok su 5 % činili magistri ili doktori znanosti ($N = 19$). Većina sudionika bila je u braku (50 %; $N = 200$), 26 % samaca ($N = 105$), 18 % u izvanbračnoj zajednici ($N = 73$), 5 % razvedenih/rastavljenih ($N = 21$) i 1 % udovaca ($N = 5$). Radnu poziciju rukovoditelja imalo je 17 % sudionika ($N = 69$), dok je 83 % bilo zaposlenika ($N = 335$). Sudionici su radili u privatnom (56 %; $N = 226$) i javnom sektoru (44 %; $N = 178$). U privatnom sektoru, 92 % radilo je u tvrtkama u tuđem vlasništvu ($N = 209$), 5 % bili su vlasnici/suvlasnici ($N = 12$) i 2 % u obiteljskom vlasništvu ($N = 2$). U javnom sektoru, najzastupljenije je bilo područje obrazovanja i znanosti (54 %; $N = 96$), zdravstvo i socijalni rad (11 %; $N = 20$), „ostalo“ (11 %; $N = 20$), administracija (8 %; $N = 14$), uslužne djelatnosti (7 %; $N = 12$), prodaja/trgovina i turizam/ugostiteljstvo (po 3 %; $N = 5$), promet/transport/pomorstvo (2 %; $N = 3$), te farmaceutska/biotehnoška domena i poljoprivreda/šumarstvo/ribarstvo (po 1 %; $N = 2$ odnosno $N = 1$).

4. Psihometrijska svojstva

4.1. Faktorska struktura

Budnick i suradnici (2020) utvrdili su da u njihovu istraživanju dvofaktorski model WFOMO upitnika bolje pristaje podacima ($\chi^2 = 68.18$, $p < .001$, CFI = .99, TLI = .98, RMSEA = .06, SRMR = .03) u usporedbi s jednofaktorskim ($\chi^2 = 753.74$, $p < .001$, CFI = .74, TLI = .67, RMSEA = .27, SRMR = .12). Ipak, autori naglašavaju opravdanost jednofaktorske primjene zbog visoke unutarnje konzistentnosti cjelokupne skale i snažne korelacije (.90) između faktora.

U hrvatskoj verziji skale provjerena je faktorska struktura slijedeći rezultate istraživanja Budnicka i suradnika (2020). Odnosno, prvo je provjerena pretpostavljena dvofaktorska struktura (Budnick i sur., 2020), provedbom konfirmatorne faktorske analize (CFA) u programu AMOS-u (Arbuckle, 2011). Početni indeksi pristajanja dvofaktorskom modelu bili su: $\chi^2 = 401.51$, $p < .001$, CFI = .901, TLI = .869, RMSEA = .164, SRMR = .052. Nakon koreliranja reziduala čestica 9–10, 7–10 i 5–6 (prema modifikacijskim indeksima), parametri pristajanja podataka modelu su se poboljšali: $\chi^2 = 230.74$, $p < .001$, CFI = .946, TLI = .922, RMSEA = .126, SRMR = .041.

S obzirom na iznimno visoku dobivenu korelaciju među faktorima ($r = .97$), testirana je i jednofaktorska struktura, također u skladu sa sugestijom Budnicka i suradnika (2020). Dobiveni su sljedeći indeksi pristajanja: $\chi^2 = 418.43$, $p < .001$, CFI = .897, TLI = .867, RMSEA = .165, SRMR = .053; nakon modifikacija (korelacije reziduala 9–10, 7–10, 5–6, 3–5, 1–4) parametri pristajanja povećavaju se do zadovoljavajuće razine: $\chi^2 = 210.21$, $p < .001$, CFI = .952, TLI = .930, RMSEA = .120, SRMR = .039.

Indeksi pristajanja (CFI, TLI) te SRMR upućuju na zadovoljavajuće pristajanje podataka modelu, međutim, valja istaknuti da RMSEA ostaje povišen, što sugerira slabije apsolutno pristajanje modela što može biti djelomično posljedica restriktivnosti jednofaktorskog modela.

Unatoč navedenom ograničenju, s obzirom na vrlo visoku međufaktorsku povezanost te dopuštenje autora upitnika za formiranje kompozitnog rezultata u takvim uvjetima (Budnick i sur., 2020), u ovom je istraživanju WFOMO rezultat operacionaliziran kao prosječna vrijednost svih čestica, uz napomenu da jednofaktorski model ne predstavlja savršenu, već pragmatičnu aproksimaciju latentne strukture konstrukta.

4.2. Osjetljivost i pouzdanost

Tablica 1 prikazuje deskriptivne parametre i koeficijente unutarnje konzistencije (indikatore pouzdanosti). Mjere centralne tendencije pomaknute su prema nižim vrijednostima, a s obzirom na prikazane mjere varijabiliteta te indekse asimetričnosti i spljoštenosti, moguće je kazati kako je distribucija rezultata približno normalna, a postignuti varijabilitet rezultata zadovoljavajući, odnosno da je skala osjetljiva. Jednodimenzijaska skala imala je visoku pouzdanost ($\alpha = .95$), a analize pouzdanosti po česticama sugeriraju kako je prosječna korelacija čestica s ukupnim rezultatom .81. Na temelju analize pouzdanosti može se zaključiti kako je Skala straha od propuštanja na poslu pouzdan mjerni instrument.

Tablica 1.
Prikaz deskriptivnih parametara Skale od propuštanja na poslu ($N = 404$)

Skala	<i>M</i>	<i>C</i>	<i>Sd</i>	Teoretski raspon	Dobiveni raspon	KV (%)	IA	IS	K-S	ω	α
WFOMO ($n = 10$)	2.18	2	1.02	1–5	1–5	46.6 4	0.77 (0.12)	-0.11 (0.24)	0.12*	.95	.95

Napomena. KV= koeficijent varijabilnosti; IA = indeks asimetričnosti; IS = indeks spljoštenosti; K-S = Kolmogorov-Smirnovljev test ($p > .05$); ω = McDonaldova omega, α = Cronbach alfa

4.3. Valjanost

U skladu s očekivanjima teorijskog okvira, obrazac korelacija konstrukta straha od propuštanja na poslu (WFO MO) s odabranim varijablama iz područja organizacijske psihologije pruža dodatne dokaze o njegovoj konstruktivnoj valjanosti. WFO MO je pokazao nisku, ali statistički značajnu pozitivnu povezanost s dimenzijama radne angažiranosti udubljenost ($r = .21$) i posvećenost ($r = .11$), dok povezanost s energičnošću nije bila statistički značajna. Takav obrazac upućuje na to da je WFO MO djelomično povezan s kognitivno-afektivnim aspektima angažiranosti koji se odnose na usmjerenost i uključenost u radne zadatke, ali ne i s pozitivnim afektivno-energetskim stanjem, što ide u prilog divergentnoj valjanosti konstrukta u odnosu na adaptivne aspekte radne angažiranosti. Nadalje, utvrđena je značajna pozitivna korelacija WFO MO-a s dimenzijom iscrpljenosti iz konstrukta sagorijevanja ($r = .14$), dok povezanost s otuđenošću nije bila statistički značajna. Ovaj nalaz pruža dodatne dokaze konvergentne valjanosti, jer upućuje na povezanost WFO MO-a s nepovoljnim aspektima radnog funkcioniranja, posebice s kroničnim naporom i emocionalnim iscrpljenjem, ali istodobno sugerira da WFO MO ne zahvaća sve dimenzije sagorijevanja podjednako. Konačno, značajna pozitivna korelacija s ometanjem prouzrokovanim psihosomatskim simptomima ($r = .14$) dodatno podupire kriterijsku i konvergentnu valjanost mjere, upućujući na to da je viša razina WFO MO-a povezana s većim subjektivnim opterećenjem i narušenom psihofizičkom dobrobiti.

Tablica 2.

Prikaz Pearsonovih (spol, radni staž, WFO MO, energičnost, posvećenost, udubljenost, iscrpljenosti, otuđenost, ometanje PSS) te Spearmanovih (stručna sprema i radna pozicija) koeficijenata korelacije između WFO MO i srodnih konstrukata (N = 404)

	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.
Spol ^a	1										
Stručna sprema ^b	.18**	1									
Radna pozicija ^c	-.21*	-.02	1								
Radni staž	-.00	-.22**	.25**	1							
WFO MO	-.04	.04	.02	-.04	1						
Energičnost	-.00	.16**	.14*	.10*	.01	1					
Udubljenost	.06	.24**	.13*	.08	.21**	.75**	1				
Posvećenost	.05	.28**	.11*	-.03	.11**	.79**	.76**	1			
Iscrpljenost	.07	-.05	-.05	-.02	.14**	-.59**	-.41**	-.53**	1		
Otuđenost	-.03	-.17**	-.07	-.06	-.01	-.63**	-.60**	-.77**	.70**	1	
Ometanje PSS	.19**	-.01	-.06	-.01	.14**	-.36**	-.22**	-.30**	.44**	.34**	1

Napomena. ^a = 0 – muškarci, 1 – žene; ^b = 0 – niža stručna sprema, srednja stručna sprema, 1 – viša stručna sprema ili prvostupnik/ica, visoka stručna sprema ili magistar struke, magistar ili doktor znanosti; ^c = 1 – rukovoditelj, 0 – zaposlenik

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

Zaključno, rezultati upućuju na to da hrvatska verzija WFO MO skale pokazuje zadovoljavajuću osjetljivost, visoku unutarnju konzistentnost te prihvatljivu faktorsku i konstruktivnu valjanost. Dobiveni obrasci povezanosti s relevantnim konstruktima dodatno potvrđuju njezinu teorijsku smislenost i diferenciranost unutar domene radnog funkcioniranja. Stoga se može zaključiti da je WFO MO skala prikladan i pouzdan instrument za znanstvena istraživanja i praktičnu primjenu.

Literatura

- Albers, K. (2020). *Always on mentality: The effects of workplace telepressure on health and motivation of the Dutch young workforce examining the moderating role of workplace FoMO and social comparison orientation* (Diplomski rad).
- Budnick, C. J., Rogers, A. P. i Barber, L. K. (2020). The fear of missing out at work: Examining costs and benefits to employee health and motivation. *Computers in Human Behavior*, 104, 106161. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2019.106161>
- Herman, D. (2000). Introducing short-term brands: A new branding tool for a new consumer reality. *Journal of Brand Management*, 7(5), 330–340. <https://doi.org/10.1057/bm.2000.23>
- Lamba, S. S. (2021). *FOMO: Marketing to millennials*. Notion Press.
- Przybylski, A. K., Murayama, K., DeHaan, C. R. i Gladwell, V. (2013). Motivational, emotional, and behavioral correlates of fear of missing out. *Computers in Human Behavior*, 29(4), 1841–1848. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2013.02.014>
- Wolff, H.-G. i Moser, K. (2009). Effects of networking on career success: A longitudinal study. *Journal of Applied Psychology*, 94(1), 196–206. doi: 10.1037/a0013350.

Skala straha od propuštanja na poslu (WFoMO)

Poštovani, pred Vama se nalazi upitnik kojim se želi pobliže ispitati Vaša zabrinutost povezana s potencijalnim propuštanjem prilika na Vašem radnom mjestu. Pažljivo pročitajte svaku od tvrdnji i označite odgovor na skali od 1 do 5.

Brojevi na skali od 1 do 5 imaju sljedeća značenja:

- 1 – Uopće se ne slažem
- 2 – Donekle se ne slažem
- 3 – Niti se slažem niti se ne slažem
- 4 – Donekle se slažem
- 5 – U potpunosti se slažem

1.	Brinem se da bih mogao/la propustiti bitne poslovne novosti.	1 2 3 4 5
2.	Brinem se da bih mogao/la propustiti vrijedne poslovne informacije.	1 2 3 4 5
3.	Brinem se da ću propustiti bitne poslovne vijesti.	1 2 3 4 5
4.	Brinem se da ću propustiti bitne informacije relevantne za moj posao.	1 2 3 4 5
5.	Brinem se da neću znati što se događa na poslu.	1 2 3 4 5
6.	Postanem anksiozan/na razmišljajući da ću propustiti priliku ostvarivanja važne poslovne povezanosti.	1 2 3 4 5
7.	Stalno razmišljam kako bih mogao/la propustiti prilike osnaživanja poslovnih kontakata.	1 2 3 4 5
8.	Stalno razmišljam da bih mogao/la propustiti prilike ostvarivanja novih poslovnih kontakata.	1 2 3 4 5
9.	Brinem se da bih mogao/la propustiti prilike razmjena znanja i ideja koje će moji kolege možda ostvariti.	1 2 3 4 5
10.	Bojim se kako će moji kolege možda ostvariti poslovne kontakte koje ja neću.	1 2 3 4 5

Konačni je rezultat prosječna vrijednost dobivena na odgovorima iz svih čestica pri čemu veća vrijednost označava veću razinu WFoMO-a.

Skala duhovnog zdravlja i životne orijentacije

Izvorni instrument: *Spiritual Health And Life-Orientation Measure* – SHALOM (Fisher, 2010)

Adaptirali i priredili: Marina Nekić, Krešimir Jakšić i Mirna Modrić

1. Teorijska osnova

Duhovna dobrobit (engl. *spiritual well-being*, SWB) u suvremenoj literaturi sve se češće promatra kao temeljna dimenzija ukupne dobrobiti. Prema klasičnoj definiciji *National Interfaith Coalition on Aging* (1975), duhovna je dobrobit način življenja koji se ostvaruje kroz odnos s Bogom, sa samim sobom, s ljudima i s prirodom, a koji vodi većoj povezanosti i doživljaju cjelovitosti. Duhovna se dobrobit može shvatiti kao pokazatelj općega duhovnog zdravlja, slično tomu kako tjelesne karakteristike poput krvnog tlaka odražavaju tjelesno zdravlje. Drugim riječima, razina duhovne dobrobiti upućuje na unutarne stanje pojedinca i njegovu duhovnu stabilnost. Slično tomu, Fehring i suradnici (1997) naglašavaju da se duhovna dobrobit može smatrati pokazateljem kvalitete života u duhovnoj dimenziji, odnosno kao indikator općega duhovnog zdravlja osobe.

Na temelju opsežne analize literature, Fisher (2011, 2021) opisuje da se duhovna dobrobit očituje u tome u kojoj mjeri ljudi žive u skladu i harmoniji unutar odnosa u nekoliko ključnih domena, odnos sa samim sobom, s drugima, s okolinom i s Transcendentnim (Bog ili „Nešto/Neki iznad ljudske razine“). Ovaj relacijski pristup nadilazi reduciranje duhovnosti na religioznost ili na intenzivne emocionalne doživljaje, te naglašava trajnu, integrativnu ulogu duhovne dimenzije u životu pojedinca. Brojna istraživanja upućuju na to da viša razina duhovne dobrobiti pridonosi višoj subjektivnoj dobrobiti, većem zadovoljstvu životom, smislenijem doživljaju života i boljem suočavanju sa stresom. Duhovna dobrobit pokazala se zaštitnim čimbenikom u odnosu na depresivnost, anksioznost i sagorijevanje, ali i povezanom s većim osjećajem nade, otpornosti i životnog zadovoljstva (npr. Fisher, 2010, 2016; Gomez i Fisher, 2003; Rowold, 2011). U okviru pozitivne psihologije, duhovna dobrobit smatra se jednim od ključnih resursa koji pomaže psihološkoj dobrobiti, osobito u razdobljima kriza i gubitaka (Caldeira i sur., 2014; Muñoz-García i Aviles-Herrera, 2014).

U literaturi postoji više od 200 upitnika koji se bave duhovnošću i duhovnom i egzistencijalnom dobrobiti (de Jager Meezenbroek i sur., 2012; Fisher, 2016). Jedan od prvih sustavnih pokušaja mjerenja duhovne dobrobiti bila je skala *Spiritual Well-Being Scale* (SWBS; Ellison, 1983), koja razlikuje religijsku dobrobit (odnos s Bogom) i egzistencijalnu dobrobit (smisao i svrha života). Ovaj je instrument imao velik utjecaj i bio primijenjen u brojnim studijama (Bufford i Paloutzian, 2023), no kasniji radovi istaknuli su nekoliko ograničenja poput teističke orijentacije, neprikladnosti za više sekularne uzorke, neujednačene faktorske strukture u različitim kulturama i uzorcima (npr. učinak stropa). Unatoč tim ograničenjima, SWBS je bio važan korak u prepoznavanju da se duhovna dimenzija psihičke dobrobiti može konceptualizirati i empirijski mjeriti. No, daljnji razvoj instrumenata išao je u smjeru širega, relacijskog razumijevanja duhovnosti. Na temelju opsežnog pregleda literature, ali i kvalitativnih istraživanja s nastavnicima i stručnjacima u obrazovanju, Fisher (2011) predlaže model četiri domene duhovnog zdravlja i dobrobiti (4D model). U tom modelu duhovna se dobrobit definira kao stupanj harmonije u četiri ključna skupa odnosa:

1. **Osobna domena** – odnos prema samom sebi, koji uključuje smisao, svrhu, vrijednosti, samosvijest, identitet, samopoštovanje i unutarnji mir.
2. **Zajednička domena** – kvaliteta odnosa s drugim ljudima, koja se očituje kroz ljubav, povjerenje, poštenje, opraštanje, nadu i vjeru u čovječanstvo, u okviru kulture i religije.
3. **Okolinska domena** – odnos s prirodom i fizičkim okruženjem, od brige za prirodu do osjećaja divljenja, jedinstva i „čarolije“ u susretu s okolišem.

4. **Transcendentalna domena** – odnos s nečim ili Nekim iznad ljudske razine (Bog, Transcendentno, „viša sila“, „tajna“, „kozmička stvarnost“), koji se izražava kroz vjeru, klanjanje, molitvu, osjećaj mira i jedinstva s Transcendencijom.

Ovaj model pretpostavlja da svaka domena uključuje dva aspekta, znanje i nadahnuće. Znanje uključuje kognitivni okvir koji pomaže u tumačenju transcendentnog aspekta koji predstavlja srž i motivaciju svake domene duhovnog zdravlja. Model polazi od toga da osobni svjetonazor utječe na to kako osoba razumije duhovne ideje, dok njezina uvjerenja oblikuju unutarnju motivaciju i nadahnuće. Iako se ti aspekti mogu promatrati odvojeno, oni su međusobno povezani i zajedno oblikuju duhovnu dobrobit.

Duhovna dobrobit ovisi o kvaliteti odnosa koje osoba razvija prema sebi, drugima, prirodi i Bogu ili Transcendentnom. Ukupno duhovno zdravlje proizlazi iz svih domena koje osoba njeguje, pa se ono može unaprijediti produbljanjem pozitivnih odnosa u postojećim domenama ili uključivanjem dodatnih duhovnih dimenzija u vlastiti život.

Tablica 1.
Model četiri domene duhovnog zdravlja i dobrobiti (Fisher, 2011, str. 23)

DOMENE DUHOVNE DOBROBITI	OSOBNNA	ZAJEDNIČKA	OKOLINSKA	TRANSCENDENTALNA
Kognitivni aspekt <i>filtriran svjetonazorom</i>	Smisao, svrha i vrijednosti	Moralnost, kultura (i religija)	Briga, skrb i odgovorno upravljanje fizičkim, ekološkim i društvenim okruženjem	Transcendentni Drugi (Bog, kozmička sila)
Nadahnut / inspirativni aspekt <i>bit i motivacija; filtrirano uvjerenjima</i>	Samosvijest kao pokretačka snaga	Duboki interpersonalni odnosi; humanost	Povezanost s prirodom / kreacijom	Vjera
Izražava se kao:	Radost, ispunjenost, mir, sloboda, poniznost, identitet, integritet, kreativnost, intuicija, osjećaj vrijednosti	Ljubav, oprost, pravednost, nada i vjera u ljude, povjerenje	Strahopoštovanje, divljenje, vrednovanje prirode / kreacije	Klanjanje, štovanje, jedinstvo sa Stvoriteljem, sklad s Bogom

Dakle, ovaj model polazi od pretpostavke da duhovna dobrobit nije jedan homogeni konstrukt, nego mreža odnosa u kojoj narušavanje ili njegovanje bilo koje domene utječe na ukupnu dobrobit. Duhovna dobrobit, u tom smislu, nije samo dodatak psihološkoj dobrobiti, nego dimenzija koja snažno utječe na to kako osoba interpretira iskustva, nosi se sa stresom i gradi identitet.

Iz tog 4D modela proizašla je SHALOM skala (*Spiritual Health and Life-Orientation Measure*) koja se razvijala krajem 90-ih godina 20. stoljeća kao rezultat niza istraživanja sa srednjoškolskim učenicima i nastavnicima različitih vjerskih i kulturnih sredina (Fisher, 1998). Naziv *shalom* preuzet je iz hebrejskoga i obuhvaća značenja poput cjelovitosti, mira, sklada, sigurnosti i dobrobiti. Akronim SHALOM označava *Spiritual Health Measure (SHM) And Life-Orientation Measure (LOM)*. Dakle, instrument istovremeno mjeri duhovno zdravlje (življeno iskustvo) i orijentaciju u životu (ideale). Ključni doprinos SHALOM-a jest dvostruko odgovaranje na svaku česticu, odnosno sudionici trebaju odgovoriti na čestice iz perspektive kako stvarno žive i doživljavaju taj aspekt i kakav bi bio njihov ideal bio. Na taj način svaki sudionik postaje vlastiti stan-

dard uspoređivanjem vlastitih ideala i vlastite realnosti umjesto usporedbe s grupnim normama. Ta razlika tumači se kao duhovna harmonija kada je mala razlika ili duhovna disonancija ako je razlika velika.

U tom kontekstu validirala se SHALOM skala zbog nekoliko specifičnih prednosti. Naime, skala jednako obuhvaća osobnu, zajedničku, okolinsku i transcendentalnu domenu, ne privilegirajući unaprijed ni jednu od komponenti. SHALOM mjeri koliko osoba živi u skladu sa svojim duhovnim idealima. Primjerice, istraživanja pokazuju da je kod adolescenata i nastavnika značajan postotak duhovne disonancije, osobito u transcendentalnoj domeni, te da je ta disonancija povezana s nižom srećom, višim psihološkim distresom i manjom percipiranom podrškom ključnih figura, npr. Boga, roditelja, sebe (Fisher, 2016, 2021). Nadalje, kroskulturalna i međureligijska primjenjivost SHALOM skale potvrđena je u brojnim kulturama u kojima je validirana (Australija, Kanada, UK, Njemačka, Portugal, Iran, Izrael, Južna Afrika itd.) (Fisher, 2021), u različitim religijskim i sekularnim kontekstima. Također, skala omogućuje određenu fleksibilnost ovisno o kontekstu primjene, jer riječ „Bog“ u česticama može zamijeniti terminima poput „Transcendentno“ ili se sudioniku nudi izbor različitih pojmova (npr. Viša sila, Tajna, Univerzalni duh), što omogućuje primjenu i na strogo sekularnim uzorcima (Fisher, 2013; Gomez i Fisher, 2003, 2005). Tu su još i dobre psihometrijske karakteristike, visoka unutarnja konzistencija, konstruktna, konvergentna i diskriminantna valjanost (Fisher, 2021). Dodatne su analize pokazale da duhovna dobrobit mjerena SHALOM-om nije samo dio ličnosti ili mentalnog zdravlja, nego zaseban konstrukt. Dosljedni nalazi istraživanja potvrđuju visoku pouzdanost i stabilnu četverofaktorsku strukturu SHALOM skale u različitim uzorcima i kontekstima primjene, uključujući zdravstveni, obrazovni te religijski i sekularni kontekst. Uz to, istraživanja upućuju i na dobru konstruktivnu valjanost skale. U zdravstvenom kontekstu duhovna dobrobit povezana je s kvalitetom života, razinom izgaranja i iskustvima palijativne skrbi, dok je u obrazovnom području povezana sa srećom, prosocijalnim ponašanjem i akademskim ishodima kod učenika i studenata. Analize duhovne disonancije pokazuju da veća razlika između ideala i življenog iskustva u bilo kojoj domeni predviđa više razine psihološkog distresa i slabiju percipiranu podršku, dok se duhovna harmonija pokazuje kao zaštitni čimbenik mentalnog zdravlja i u religioznim i u sekularnim skupinama (Fisher, 2013, 2016, 2021; Moore, 2013).

SHALOM skala je tijekom više od dva desetljeća validirana i korištena u vrlo raznolikim uzorcima od učenika osnovnih i srednjih škola, studenata, nastavnika, medicinskih sestara i liječnika pa sve do pacijenata, pripadnika religijskih zajednica i opće populacije. Zbog svega navedenog, više autora (npr. de Jager Meezenbroek i sur., 2012; Koss i Holder, 2015; Rowold, 2011) ističe SHALOM kao jednu od najperspektivnijih i najboljih mjera duhovne dobrobiti. Sve to potvrđuje da SHALOM nije samo statistički dobar upitnik, nego i teorijski smislen alat koji omogućuje nijansirano razumijevanje duhovne dimenzije dobrobiti – i na razini pojedinca i na razini grupa i institucija (npr. škole, zdravstvene ustanove).

2. Opis upitnika

SHALOM je skala koja mjeri duhovnu dobrobit, a cilj je procijeniti u kojoj se mjeri osoba osjeća povezanom u četirima ključnim područjima duhovnog života, osobnom, zajedničkom, okolinskom i transcendentalnom. Skala se sastoji od 20 čestica, raspoređenih u četiri domene (po pet čestica u svakoj):

- osobna (npr. smisao u životu, radost života, unutarnji mir, identitet, samosvijest)
- zajednička (ljubav prema drugima, oprost, povjerenje, poštovanje, ljubaznost)
- okolinska (povezanost s prirodom, osjećaj jedinstva s prirodom, sklad s okolinom, divljenje, „magija“ u okolišu)
- transcendentalna (osobni odnos s Bogom/Božanskim, obožavanje Stvoritelja, jedinstvo s Bogom, mir s Bogom, molitveni život).

SHALOM obuhvaća dva aspekta duhovnosti, ideale i stvarno iskustvo. Za svaku česticu sudionici daju dva odvojena odgovora. U procjeni ideala sudionici navode u kojoj mjeri smatraju da je pojedini aspekt važan za njihovo idealno duhovno zdravlje. U procjeni stvarnog iskustva sudionici procjenjuju u kojoj mjeri isti aspekt prisutan u njihovu svakodnevnom životu. Odgovori se bilježe na ljestvici od pet stupnjeva, pri čemu 1 označava vrlo nisku, a 5 vrlo visoku razinu.

Gomez i Fisher (2005) naglašavaju da ako se rabe rezultati samo za stvarno, proživljeno iskustvo, onda SHALOM postaje SWBQ (*Spiritual Well-Being Questionnaire*), odnosno Upitnik duhovne dobrobiti. Međutim, Fisherova istraživanja jasno pokazuju da metoda dvostrukog odgovaranja (uspoređivanje proživljenog iskustva s idealima) pruža bolju mjeru kvalitete odnosa u četirima domenama nego rezultati koji se temelje isključivo na procjenama proživljenog iskustva.

Ovim načinom mjerenja SHALOM ne procjenjuje samo razine duhovne dobrobiti (ideal i stvarno življenje), već i usklađenost između ideala i stvarnosti. Fisher definira duhovnu harmoniju kao stanje u kojem su rezultati na skali proživljenog iskustva bliski idealima osobe. Nasuprot tomu, duhovna disonancija nastaje kada postoji veći nesklad između tih dvaju setova odgovora. Prema kriterijima instrumenta, razlika veća od 1.0 (na skali 1–5) između prosjeka za ideale i iskustvo unutar bilo koje domene predstavlja znatnu duhovnu disonanciju.

Na kraju valja istaknuti da je prijevod instrumenta s engleskoga na hrvatski jezik proveden u skladu sa smjernicama za kulturnu prilagodbu psihometrijskih mjera (Beaton i sur., 2000). Nakon dvostrukoga neovisnog prijevoda i usuglašavanja, provedeno je povratno prevođenje.

3. Opis uzorka

U istraživanju su sudjelovali punoljetni sudionici, građani Republike Hrvatske. Istraživanje je provedeno *online* metodom snježne grude, pri čemu je za prikupljanje podataka korišten *Google Forms* upitnik. Istraživanju je pristupilo 267 sudionika, od čega 202 žene (75.7 %) te 65 muškaraca (24.3 %). Prosječna dob sudionika iznosi 32 godine ($M = 31.6$, $SD = 13.6$). Najmlađi sudionik ima 15 godina, dok najstariji ima 77 godina. Što se tiče stupnja obrazovanja, 99 sudionika (37.1 %) završilo je višu ili visoku stručnu spremu, 123 sudionika (46.1 %) srednju stručnu spremu, 44 sudionika (16.5 %) doktorat ili magisterij, a jedan sudionik (0.4 %) osnovnu školu. Od ukupnog broja sudionika, njih 113 (42.3 %) su studenti, 139 (52.1 %) ih je zaposleno, a 32 (12 %) sudionika su nezaposlena. S obzirom na status veze, 114 sudionika (42.7 %) nije u vezi, 90 sudionika (33.7 %) je u vezi, a 63 sudionika (23.6 %) su u braku.

4. Psihometrijska svojstva

4.1. Faktorska struktura

4.1.1. Preduvjeti za provođenje faktorske analize

Preduvjeti za provedbu faktorske analize provjereni su pomoću R paketa *psych* (Revelle, 2025). U prvom koraku provjere preduvjeta, izračunani su Bartlettov test sfericiteta i Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) indeks. Test sfericiteta je statistički značajan za obje skale: *osobni ideal* ($X^2(190, N = 267) = 4612, p < .001$) i *vlastito iskustvo* ($X^2(190, N = 267) = 4789, p < .001$), te se KMO indeksi čestica kreću u rasponu od .80 do .96 za *osobni ideal*, odnosno od .84 do .96 za *vlastito iskustvo*. Navedeno sugerira kako se matrice korelacija razlikuju od matrice identiteta i da su čestice međusobno visoko korelirane. Stoga su prikupljeni podaci pogodni za provedbu faktorske analize.

S obzirom na to da je metoda maksimalne vjerojatnosti povezana s multivarijatnom normalnosti distribucije (Schweizer i sur., 2023), na česticama iz obiju skala primijenjen je Mardia test. Prema utvrđenim rezultatima, asimetričnost i kurtičnost statistički značajno odstupaju od multivarijatne normalne distribucije za obje skale: *osobni ideal* ($b1p = 97.85, p < .01, b2p = 579.48, p < .01$) i *vlastito iskustvo* ($b1p = 87.36, p < .01, b2p = 569.87, p < .01$). Stoga će se u daljnjim faktorskim analizama za procjenu parametara i njihovih pogreški rabiti metode koje su manje osjetljive na navedeno odstupanje.

4.1.2. Konfirmatorna faktorska analiza

U skladu s postavkama autora skale (Fisher, 2010), konfirmatornom faktorskom analizom (CFA) provjereno je pristajanje 4-faktorskog modela (s koreliranim faktorima) podacima. Analiza je provedena nezavisno za skalu *osobnog ideala* i skalu *osobnog iskustva* pomoću R paketa *lavaan* (v.0.6-20, Rosseel i sur., 2025), koristeći se metodom maksimalne vjerojatnosti uz robusnu (Huber-White) procjenu standardnih pogrešaka (MLR). Rezultati analize pokazali su da model ne pristaje vrlo dobro podacima (Tablica 2, uzimajući u obzir standardne indikatore pristajanja modela podacima ($CFI \geq .95, RMSEA \leq .06, SRMR \leq .08$; Hu i Bentler, 1999)). Stoga je struktura instrumenta određena pomoću eksploratorne faktorske analize.

Tablica 2.
Indikatori pristajanja 4-faktorskog modela s koreliranim faktorima
(Fisher, 2010) podacima za skale *osobni ideal* i *vlastito iskustvo*

	<i>Osobni ideal</i>	<i>Vlastito iskustvo</i>
χ^2	438.23	417.31
<i>df</i>	163	163
CFI	.93	.93
RMSEA	0.08 [.07-.09]	0.08. [.07-.09]
SRMR	.09	.07

4.1.3. Eksploratorna faktorska analiza

Eksploratorna faktorska analiza (EFA) provedena je pomoću R paketa *psych* (Revelle, 2025). Broj faktora za obje skale određen je na temelju rezultata paralelne analize (Horn, 1965) provedene pomoću metode glavnih osi (PAF) za ekstrakciju faktora i vrijednosti karakterističnih korijena.

Za skalu *osobnog ideala* rezultati paralelne analize upućuju na trofaktorsko rješenje (Slika 1). Vrijednosti karakterističnih korijena za sva tri faktora su veće od 1 (1.14 – 7.13), čime je zadovoljen Kaiserov kriterij (Kaiser, 1960), te se izračun završnog modela temelji na trima faktorima.

Za skalu *osobnog iskustva* rezultati paralelne analize sugeriraju četiri faktora. S obzirom na to da je eigen vrijednost četvrtog faktora niska (0.41), dok je za preostala tri veća od 1 (1.19 – 7.79), čime je zadovoljen i Kaiserov kriterij (Kaiser, 1960), izračun završnog modela također se temelji na trima faktorima.

U idućem koraku, proveden je izračun trofaktorskog rješenja za skalu *osobni ideal* i skalu *osobno iskustvo*. Kao metoda procjene parametara korištena je metoda glavnih osi (PAF) uz oblimin rotaciju.

Standardizirana faktorska zasićenja čestica prikazana su u Tablici 3 (*osobni ideal*) i Tablici 4 (*osobno iskustvo*) Vrijednosti faktorskih zasićenja su relativno visoke za obje skale ($r > 0.40$), bez izraženijih kros-zasićenja ($r > .32$; Costello i Osborne, 2005). Jedina iznimka po tom pitanju je čestica povezana s *opraštanjem drugima* sa skale *osobnog ideala* koja je zasićena dvama faktorima. Ipak, s obzirom na nešto veće zasićenje prvim faktorom i sadržajnu prikladnost, ostavljena je u modelu.

Tri faktora konceptualno, za obje skale, odgovaraju Fisherovu (2010) modelu, ali uz razliku da se osobna i zajednička domena u našem uzorku ne izdvajaju kao zasebni faktori, već kao jedinstveni faktor. Navedeni faktori objašnjavaju sveukupno 63 % varijabiliteta čestica skale *osobnog ideala*, odnosno 64 % varijabiliteta čestica skale *osobnog iskustva*.

Korelacije između faktora za skalu *osobnog ideala* iznose $r = .55$ (osobna i zajednička – okolinska), $r = .35$ (osobna i zajednička – transcendentalna) i $r = .22$ (okolinska – transcendentalna) (svi $p < .01$). Za skalu *osobnog iskustva*, korelacije između faktora iznose $r = .56$ (osobna i zajednička – okolinska), $r = .37$ (osobna i zajednička – transcendentalna) i $r = .23$ (okolinska – transcendentalna) (svi $p < .01$).

Tablica 3.
Faktorska zasićenja za čestice kojima se mjeri osobni ideal

	Osobna i zajednička	Transcendentalna	Okolinska
Radost u životu	.72		
Unutarnji mir	.66		
Smisao života	.62		
Samosvijest	.65		
Poštovanje drugih	.80		
Ljubaznost prema drugima	.69		
Povjerenje među ljudima	.66		
Osjećaj vlastitog identiteta	.62		
Ljubav prema drugima	.60		
Opraštanje drugima	.44	.38	
Jedinstvo s Bogom		.96	
Štovanje Stvoritelja		.97	
Osobni odnos s Božanskim/Bogom		.95	
Mir s Bogom		.96	
Molitveni život		.95	
Jedinstvo s prirodom			.95
Povezanost s prirodom			.83
Osjećaj „čarolije“ u okolišu			.62
Sklad s okolinom			.60
Osjećaj strahopoštovanja i zadivljenosti pred prizorom koji oduzima dah			.59
Udio objašnjenje varijance	.25	.23	.15

Tablica 4.
Faktorska zasićenja za čestice kojima se mjeri osobno iskustvo

	Osobna i zajednička	Transcendentalna	Okolinska
Radost u životu	.84		
Unutarnji mir	.75		
Smisao života	.72		
Samosvijest	.73		
Poštovanje drugih	.76		
Ljubaznost prema drugima	.72		
Povjerenje među ljudima	.66		
Osjećaj vlastitog identiteta	.65		
Ljubav prema drugima	.64		
Opraštanje drugima	.57		
Jedinstvo s Bogom		.97	
Štovanje Stvoritelja		.96	
Osobni odnos s Božanskim/Bogom		.95	
Mir s Bogom		.94	
Molitveni život		.92	
Jedinstvo s prirodom			.91
Povezanost s prirodom			.81
Osjećaj „čarolije“ u okolišu			.74
Sklad s okolinom			.64
Osjećaj strahopoštovanja i zadivljenosti pred prizorom koji oduzima dah			.65
Udio objašnjenje varijance	.26	.23	.15

4.2. Osjetljivost i pouzdanost

Podaci u vidu mjera centralne tendencije, asimetričnosti i kurtičnosti, raspona rezultata varijabilnosti i pouzdanosti, za obje skale, prikazani su u Tablici 5.

Tablica 5.
Deskriptivni parametri (aritmetička sredina, medijan, standardna devijacija, interkvartilno raspršenje, minimalna vrijednost, maksimalna vrijednost, asimetričnost, kurtičnost) i pouzdanost triju faktora

	M	SD	Mdn	IQR	Min	Max	Asimetričnost	Kurtičnost	ω
Osobna i zajednička – osobni ideal	4.40	.58	4.50	0.65	1.60	5.00	-1.82	4.61	.89
Osobna i zajednička – osobno iskustvo	4.10	.72	4.20	0.90	1.00	5.00	-1.13	1.84	.92
Transcendentalna – osobni ideal	3.32	1.55	3.80	3.20	1.00	5.00	-0.38	-1.42	.98
Transcendentalna – osobno iskustvo	3.11	1.48	3.40	2.80	1.00	5.00	-0.24	-1.43	.98
Okolinska – osobno iskustvo	3.55	.94	3.60	1.20	1.00	5.00	-0.35	-0.31	.88
Okolinska – osobni ideal	3.37	.98	3.40	1.40	1.00	5.00	-0.20	-0.57	.88

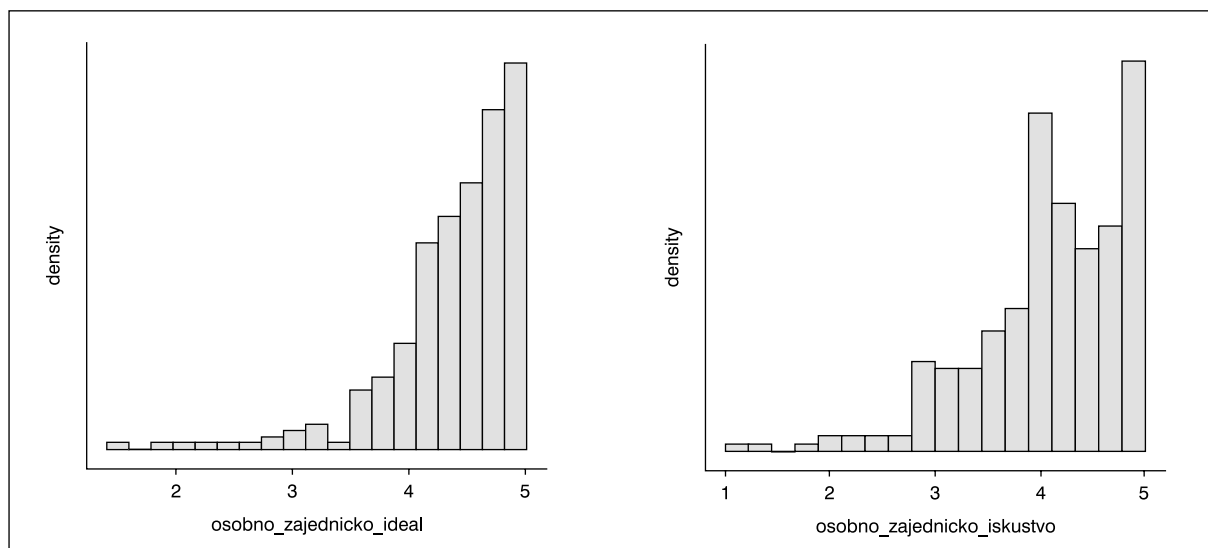
Uzimajući u obzir teorijski raspon rezultata, vidljivo je da sudionici, za obje skale, navode cijeli raspon vrijednosti za sve ispitivane dimenzije. Pri tome, u terminima apsolutnih vrijednosti, ispitanici postižu nešto više rezultate, na obje skale, na dimenziji *osobno i zajedničko*, dok su rezultati za ostale dimenzije oko srednje vrijednosti (3) skale procjene.

Važno je naglasiti kako, u određenom stupnju, rezultati na dimenzijama odstupaju od onih očekivanih normalnom raspodjelom. Iz grafičkih prikaza distribucija prikazanih na Slikama 1–3, može se zaključiti sljedeće:

- distribucija rezultata za dimenziju *osobno i zajedničko* je negativno asimetrična
- distribucija rezultata za dimenziju *transcendentalno* ima obilježje bimodalne distribucije
- distribucija rezultata za dimenziju *okolinsko* najviše je u skladu s postulatima normalne distribucije.

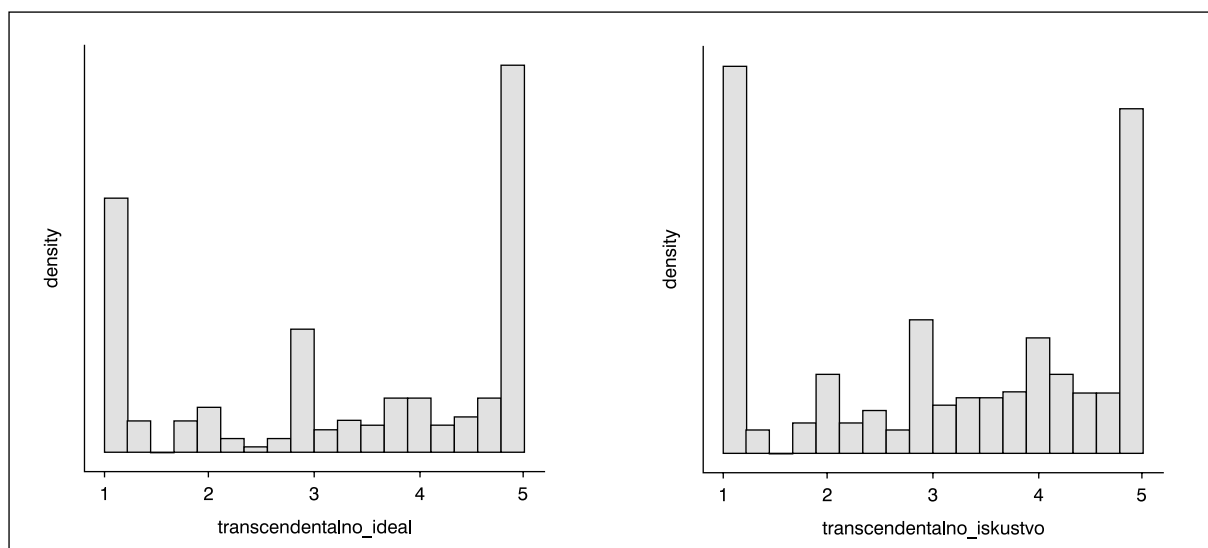
Slika 1.

Distribucija rezultata za dimenziju osobno i zajedničko: ideal (lijevo) i osobno iskustvo (desno)



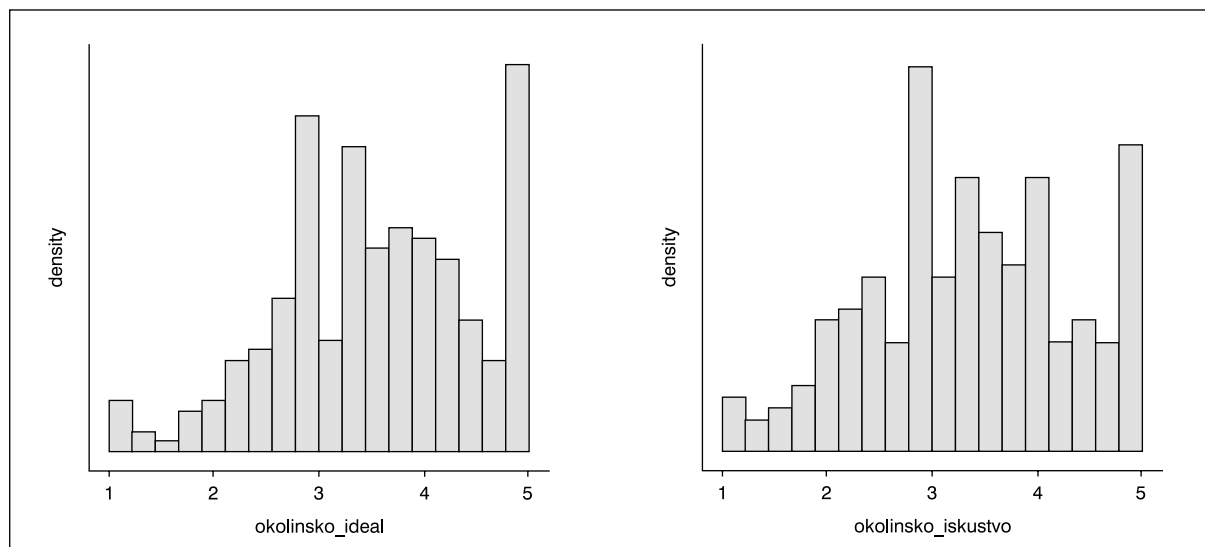
Slika 2.

Distribucija rezultata za dimenziju transcendentalno: ideal (lijevo) i osobno iskustvo (desno)



Slika 3.

Distribucija rezultata za dimenziju okolinsko: ideal (lijevo) i osobno iskustvo (desno)



U konačnici, potrebno je napomenuti kako je pouzdanost svih dimenzija, za obje skale, izrazito visoka.

4.3. Konvergentna valjanost

Korelacije istoimenih faktora sa skale *ideala* i skale *osobnog iskustva* iznose $r = .71$ (*osobno i zajedničko*), $r = .93$ (*transcendentalno*) i $r = .84$ (*okolinsko*) (svi $p < .01$). Navedeno daje potvrdu konvergentnoj valjanosti skale, iako su zabilježene vrijednosti (osobito za dimenzije *transcendentalno* i *okolinsko*) nešto više od željene ($r < .80$). Navedeno možebitno sugerira prisustvo methodske varijance, koja može biti posljedica redoslijeda ispunjavanja skale (ideal-ponašanje) i efekta priminga.

Možemo zaključiti da rezultati provedenih analiza upućuju na to da SHALOM skala posjeduje zadovoljavajuću razinu osjetljivosti i pouzdanosti. Konvergentnu valjanost, u kontekstu odnosa samoprocjena ideala i ponašanja, potrebno je dodatno ispitati (npr. eksperimentalnim istraživanjem redoslijeda procjena), kako bi se dobio jasniji uvid u mogućnost razlikovanja ovih dvaju konstrukata.

4.4. Konkurentna i divergentna valjanost

U skladu s recentnim nalazom Gomez (2025), prema kojemu su osobna (u najvećoj mjeri) i zajednička dimenzija konzistentno povezane s dobrobiti, dok su značajne povezanosti za okolinsku dimenziju rijetko utvrđene, odnosno često odsutne za transcendentalnu dimenziju, provjerena je povezanost triju dimenzija SHALOM skale i ukupnog rezultata na skali subjektivne dobrobiti (Ryff, 1989).

Rezultati provedene korelacijske analize upućuju na zadovoljavajuću konkurentnu i divergentnu valjanost SHALOM skale. Naime, u skladu s očekivanjima, domena osobno i zajedničko pozitivno je povezana s ukupnim rezultatom na skali psihološke dobrobiti, i za skalu ideala ($r = .32$, $p < .01$) i za skalu iskustva ($r = .44$, $p < .01$). Navedeno sugerira zadovoljavajuću razinu konkurentne valjanosti. S druge strane, domena okolinsko je isključivo za skalu iskustva, i to nisko ($r = .15$, $p < .05$), povezana sa subjektivnom dobrobiti, dok transcendentalna dimenzija nije s njom povezana (za obje skale). Stoga se može zaključiti kako je utvrđena zadovoljavajuća razina divergentne valjanosti pretpostavljenoga trofaktorskog modela.

Literatura

- Asparouhov, T. i Muthén, B. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 16(3), 397–438. <https://doi.org/10.1080/10705510903008204>
- Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F. i Ferraz, M. B. (2000). Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine*, 25(24), 3186–3191. <https://doi.org/10.1097/00007632-200012150-00014>
- Bufford, R. K. i Paloutzian, R. F. (2023). Spiritual Well-Being Scale (SWBS): Measuring Spiritual Well-Being in International Contexts. U: C.U. Krägeloh,, M. Alyami i O. N. Medvedev (Ur.). *International Handbook of Behavioral Health Assessment* (str. 1–31). Springer.
- Costello, A. B. i Osborne, J. (2005). Best Practices in Exploratory Factor Analysis: Four Recommendations for Getting the Most from Your Analysis. *Practical Assessment Research & Evaluation*, 10, 1–9. <https://doi.org/10.7275/jyj1-4868>
- De Jager Meezenbroek, E., Garssen, B., Van den Berg, M., Van Dierendonck, D., Visser, A. i Schaufeli, W. B. (2012). Measuring spirituality as a universal human experience: A review of spirituality questionnaires. *Journal of Religion and Health*, 51(2), 336–354. <https://doi.org/10.1007/s10943-010-9376-1>
- Ellison, C. W. (1983). Spiritual well-being: Conceptualization and measurement. *Journal of Psychology and Theology*, 11(4), 330–340. <https://doi.org/10.1177/009164718301100406>
- Fisher, J. W. (1998). *Spiritual health: Its nature and place in the school curriculum* (Neobjavljenja doktorska disertacija). University of Melbourne.
- Fisher, J. W. (2010). Development and application of a spiritual well-being questionnaire called SHALOM. *Religions*, 1(1), 105–121. <https://doi.org/10.3390/rel1010105>
- Fisher, J. W. (2013). You can't beat relating with God for spiritual well-being: Comparing a generic version with the original spiritual well-being questionnaire called SHALOM. *Religions*, 4(3), 325–335. <https://doi.org/10.3390/rel4030325>
- Fisher, J. W. (2016). Selecting the best version of SHALOM to assess spiritual well-being. *Religions*, 7(5), 45. <https://doi.org/10.3390/rel7050045>
- Fisher, J. W. (2021). Validation and Utilisation of the Spiritual Well-Being Questionnaire: SHALOM. *Journal of Religion and Health*, 60(5), 3694–3715. <https://doi.org/10.3390/rel7050045>
- Fehring, R. J., Miller, J. F. i Shaw, C. (1997). Spiritual well-being, religiosity, hope, depression, and other mood states in elderly people coping with cancer. *Oncology Nursing Forum*, 24(4), 663–671.
- Gomez, R. i Fisher, J. W. (2003). Domains of spiritual well-being and development and validation of the Spiritual Well-Being Questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 35(8), 1975–1991. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(03\)00045-X](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(03)00045-X)
- Gomez, R. i Fisher, J. W. (2005). Item response theory analysis of the spiritual well-being questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 38(5), 1107–1121. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2004.07.009>
- Gomez, R. i Watson, S. (2023). A reevaluation of the factor structure, reliability, and validity of the Spiritual Well-Being Questionnaire (SWBQ). *Journal of Religion and Health*, 62(3), 2112–2130. <https://doi.org/10.1007/s10943-022-01619-0>
- Gomez R. (2025). Relations of the Spiritual Well-Being Questionnaire Domains with Other Areas of Well-Being: A Commentary Based on Existing Published Studies. *Journal of Religion and Health*, 64(5), 3406–3418. <https://doi.org/10.1007/s10943-025-02410-7>
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179–185. <https://doi.org/10.1007/BF02289447>

- 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*, 6(1), 1– 55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20, 141–151. <https://doi.org/10.1177/001316446002000116>
- Koss, K. J. i Holder, M. D. (2015). Toward a global understanding of spirituality and religiosity: Definitions, assessments and benefits. U: E. C. Roberts (Ur.), *Spirituality, global practices, societal attitudes and effects on health* (str. 203–230). Nova Science Publishers Inc.
- National Interfaith Coalition on Aging. (1975). *Spiritual well-being: A definition*. Athens.
- Moore, J. T. (2013). *Dogmatism, coping, and spirituality: Predicting mental health among the religious and the secular* (Neobjavljena doktorska disertacija). University of Louisville.
- Muthén, L. K. i Muthén, B. O. (1998-2017). *Mplus User's Guide* (8. izdanje). Muthén & Muthén.
- Revelle, W. (2025). psych: *Procedures for psychological, psychometric, and personality research* (R package version 2.5.6) [Computer software]. Northwestern University. <https://CRAN.R-project.org/package=psych>
- Rosseel, Y., Jorgensen, T. D. i De Wilde, L. (2025). lavaan: *Latent variable analysis (R package version 0.6-20)* [Computer software]. <https://CRAN.R-project.org/package=lavaan>
- Rowold, J. (2011). Effects of spiritual well-being on mental health, physical health, and job satisfaction: The mediating role of religiosity. *Journal of Religion and Health*, 50(4), 932–947. <https://doi.org/10.1007/s10943-009-9316-0>
- Ryff, C. D. (1989). Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57(6), 1069.
- Schweizer, K., DiStefano, C. i French, B. (2023). A maximum likelihood approach for asymmetric non-normal data using a transformational measurement model. *Frontiers in Applied Mathematics and Statistics*, 9, Article 1095769. <https://doi.org/10.3389/fams.2023.1095769>
- Swami, V., Maiano, C. i Morin, A. J. S. (2023). A guide to exploratory structural equation modeling (ESEM) and bifactor-ESEM in body image research. *Body Image*, 47, 101641. <https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2023.101641>

Uputa

Molimo Vas da za svaku od sljedećih tvrdnji označite dva odgovora, zaokruživanjem odgovarajućih brojeva u dvjema odvojenim kolonama, kako biste pokazali:

Koliko mislite da je važno svako od navedenih područja za Vaše idealno stanje duhovnog zdravlja, i

Kako osjećate da svaka tvrdnja odražava Vaše osobno iskustvo u većini slučajeva.

Nemojte se puno zadržavati ni na jednom odgovoru. Najbolje je zabilježiti prvu misao. Odgovore dajete označavanjem jednog broja od 1 do 5.

	1	2	3	4	5		1	2	3	4	5
	jako nisko	nisko	umjereno	visoko	jako visoko						
Tvrdnje	a. ideal duhovnog zdravlja					b. kako se osjećate					
Razvijanje:											
ljubavi prema drugima	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	
osobnog odnosa s Božanskim/ Bogom	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	
opraštanje drugima	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	
povezanost s prirodom	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	
osjećaja vlastitog identiteta	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	
štovanja Stvoritelja	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	
osjećaja strahopoštovanja i zadivljenosti pred prizorom koji oduzima dah	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	
povjerenja među ljudima	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	
samosvijesti	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	
jedinstva s prirodom	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	
jedinstva s Bogom	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	
sklada s okolinom	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	
mira s Bogom	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	
radosti u životu	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	
molitvenog života	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	
unutarnjeg mira	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	
poštovanja drugih	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	
smisla života	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	
ljubavnosti prema drugima	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	
osjećaja „čarolije“ u okolini	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	

Ključ za odgovore:

Osobna dimenzija (5, 9, 14, 16, 18)

Zajednička dimenzija (1, 3, 8, 17, 19)

Okolinska (4, 7, 10, 12, 20)

Transcendentalna dimenzija (2, 6, 11, 13, 15)

Nova skala emocionalne i seksualne nevjere

Izvorni instrument: Nova skala emocionalne i seksualne nevjere (Batinović i Nekić, 2025)

Priredili: Magdalena Batinović, Marina Nekić i Krešimir Jakšić

1. Teorijska osnova

Nevjera je relativno česta u različitim oblicima ljubavnih odnosa, uključujući ranije faze veze, koha-bitaciju i brak (Weiser i Shrout, 2024). Unatoč široko prisutnoj društvenoj osudi, empirijski podaci upućuju na znatnu prevalenciju, u vezama nevjeru prijavljuje 28–49 % muškaraca i 26–31 % žena, a u brakovima 22–25 % muškaraca i 11–20 % žena (Hertlein i Piercy, 2005; Martins i sur., 2016). Nevjera je jedan od najčešćih razloga prekida odnosa i razvoda (Mark i sur., 2011), pri čemu i hrvatski podaci potvrđuju da je oko četvrtine razvoda potaknuto nevjerom (Štifter i sur., 2016). Negativni ishodi posebno su izraženi kod prevarenih partnera, koji mogu razviti simptome nalik na posttraumatski stresni poremećaj (Laaser i sur., 2017). Time se nevjera potvrđuje kao znatan rizik za stabilnost partnerskog odnosa i psihološku dobrobit pojedinca. Nevjernom ponašanju pripisuje se i povećani zdravstveni rizik, osobito rizik prijenosa spolno prenosivih infekcija.

Nadalje, pojedinci su spremniji uključiti se u seksualno rizična ponašanja s privlačnijim partnerima (Lennon i Kenny, 2013; Sparling i Cramer, 2015), a oni skloniji nevjeri rjeđe biraju seksualno zaštitna ponašanja (Conley i sur., 2012). Stoga se nevjera može konceptualizirati kao čimbenik koji povećava zdravstvene rizike za sve uključene partnere. S obzirom na povezanost s emocionalnom uznemirenošću (Kato i Okubo, 2023), nestabilnošću odnosa i zdravstvenim posljedicama, razumijevanje etiologije nevjernog ponašanja privuklo je znatnu istraživačku pozornost (Weiser i Shrout, 2024). Međutim, literaturu karakterizira heterogenost u konceptualizaciji i definiranju fenomena.

Nevjeru je teško jednoznačno definirati zbog njezine društvene uvjetovanosti, raznolikih normi i različitih percipiranih granica među partnerima. Općenito se smatra uključivanjem treće osobe u nominalno monogamni odnos (Selterman i sur., 2017), pri čemu većina parova ne uspostavlja eksplicitne kriterije prihvatljivog ponašanja (Bozoyan i Schmiedeberg, 2022). Seksualno ponašanje izvan odnosa najčešće se bez dvojbe percipira kao nevjera, dok su stavovi o emocionalnoj i internetskoj uključenosti znatno neujednačeni (Thompson i O'Sullivan, 2016). APA (2018) stoga nevjeru definira široko, kao seksualno ili emocionalno uključivanje s osobom izvan primarnog odnosa. Seksualna nevjera tipično se odnosi na fizičku intimnost s trećom osobom. Premda se najčešće povezuje sa seksualnim odnosom, istraživanja uključuju i ponašanja poput ljubljenja, flerta te *online* seksualnih interakcija (Blow i Hartnett, 2005). Muškarci i žene uglavnom slično definiraju seksualnu nevjeru, što se pripisuje relativnoj jednoznačnosti fizičkih ponašanja (Guitar i sur., 2017). Emocionalna nevjera kompleksnija je i manje jednoznačno određena. Definicije obuhvaćaju razvoj emocionalne bliskosti ili romantične privrženosti prema trećoj osobi (Buss i sur., 1999), elemente tajnosti i izdaje (Hertlein i Piercy, 2008), ali i šire oblike emocionalnog preusmjerenja koji mogu narušiti povezanost u primarnom odnosu (Moller i Vossler, 2015). Ne postoji jasna granica kada emocionalni angažman prerasta u nevjeru; procjene su subjektivne i najčešće se temelje na tome narušava li odnos s trećom osobom kvalitetu primarnog partnerstva (Schneider, 2025). Emocionalna nevjera pokazuje i veće rodne razlike u percipiranju – žene je češće povezuju s potencijalnim seksualnim komponentama, a muškarci s doživljajem emocionalnog zanemarivanja (Guitar i sur., 2017). Iako se seksualna i emocionalna nevjera mogu preklapati, mogu se javiti i odvojeno. Emocionalna nevjera češće se percipira bez seksualnog kontakta, dok se seksualna katkad javlja bez emocionalne uključenosti, primjerice u kontekstu jednokratnih ili transakcijskih seksualnih odnosa.

Situacijski čimbenici također znatno doprinose riziku nevjernog ponašanja. U literaturi se najčešće operacionaliziraju kao *prilike za nevjeru* – dostupnost alternativnih partnera, poslovno i društveno okruženje te učestalost putovanja. Veći broj takvih prilika povezan je s povećanom vjerojatnošću nevjere (Rokach i Chan, 2023), pri čemu muškarci općenito percipiraju i koriste više prilika nego žene (Haseli i sur., 2019). Posebno rizične situacije uključuju konzumaciju alkohola, pri čemu osobe koje su varale navode sniženu samokontrolu i povećanu impulzivnost (Varma i Maheshwari, 2024). Čak i samo iskazivanje interesa druge osobe može djelovati kao snažan poticaj na nevjeru, osobito kada postoji neposredna prilika. Među najčešćim situacijama koje povećavaju sklonost nevjeri ističu se udaljavanje od svakodnevnih rutine (npr. odmor, putovanja), pijanstvo ili intoksikacija, neočekivane prilike, promatranje sličnih ponašanja u socijalnom okruženju te vanjski stresori povezani s poslom ili privatnim obvezama. Budući da su situacijski motivi kratkotrajni i snažno određeni kontekstom, njihova je predvidljivost ograničena (Selterman i sur., 2017).

Unatoč obilju istraživanja, područje nevjere i dalje obilježavaju nedosljedni nalazi i metodološka ograničenja. Većina radova usmjerena je na seksualnu nevjeru, dok je emocionalna dimenzija često zanemarena ili nedovoljno jasno operacionalizirana (Warach, 2024). Dodatnu poteškoću predstavlja oslanjanje na široke, dvosmislene definicije i pojedinačna pitanja (Allen i sur., 2008), koja ne omogućuju precizno razgraničenje različitih oblika nevjernog ponašanja te time umanjuju mjernu pouzdanost i valjanost instrumenata. Uz to, situacijski aspekti, poput anonimnosti, poznatosti okoline ili percipirane socijalne kontrole rijetko se sustavno razmatraju, iako dosadašnji nalazi upućuju na njihov znatan utjecaj na vjerojatnost nevjernog ponašanja.

Uzimajući u obzir navedene metodološke izazove, razvijena je Nova skala emocionalne i seksualne nevjere. Skala se sastoji od čestica koje odražavaju empirijski potvrđene oblike nevjernog ponašanja. Čestice su oblikovane na temelju pregleda relevantne literature o nevjeri, pri čemu su uključeni aspekti koji su dosljedno prepoznati u ranijim opisima i operacionalizacijama tog konstrukta (npr. Allen i sur., 2008; Warach, 2024). Dodatno, skala integrira situacijski pristup usporedbom dvaju konteksta, poznatog te novog i anonimnog, s ciljem preciznijeg i nijansiranijeg razumijevanja fenomena nevjere.

2. Opis skale

Nova skala emocionalne i seksualne nevjere razvijena je s ciljem procjene sklonosti sudionika različitim oblicima nevjernog ponašanja. Instrument obuhvaća dva scenarija koja opisuju situacije u kojima se sudioniku pruža prilika za nevjeru. Scenarij A odnosi se na potencijalno nevjerno ponašanje u uobičajenom, svakodnevnom okruženju, dok Scenarij B predstavlja priliku sličnog sadržaja, ali u kontekstu koji je anonimniji i implicira jednokratni susret. Uz svaki scenarij pridružena je lista od deset ponašanja, a zadatak sudionika jest da nakon što pročitaju scenarij procijene na skali od 0 do 100 kolika je vjerojatnost da bi se upustili u svako od navedenih ponašanja. Skala se sastoji od dviju subskala. Subskala seksualne nevjere obuhvaća četiri čestice koje opisuju oblike fizičke intimnosti s osobom koja nije primarni partner (npr. *Kolika je vjerojatnost da biste imali seks na jednu noć s osobom koju ste upoznali?*). Subskala emocionalne nevjere sastoji se od šest čestica koje zahvaćaju emocionalnu i kognitivnu uključenost s trećom osobom te prikrivanje takve komunikacije ili interakcije od partnera (npr. *Kolika je vjerojatnost da biste skrivali poruke s tom osobom od partnera/ice?*). Ukupni rezultati izračunavaju se zbrajanjem odgovora unutar svake subskale, pri čemu viši rezultati označavaju veću sklonost seksualnoj ili emocionalnoj nevjeri u okviru danog scenarija.

3. Opis uzorka

U istraživanju je sudjelovalo 229 sudionika, od kojih je 78 % bilo žena. Prosječna dob uzorka iznosila je 30.56 godina ($SD = 9.51$), s rasponom od 19 do 68 godina. Većina sudionika identificirala se kao heteroseksualna (97 %), a 79 % je bilo u vezi ili braku, s prosječnim trajanjem odnosa od 6.64 godine ($SD = 6.95$). Sudionici su prikupljeni kombinacijom metode snježne grude te pozivima na sudjelovanje putem društvenih mreža i javno dostupnih *online* platformi, a primjena upitnika provedena je u *online* formi.

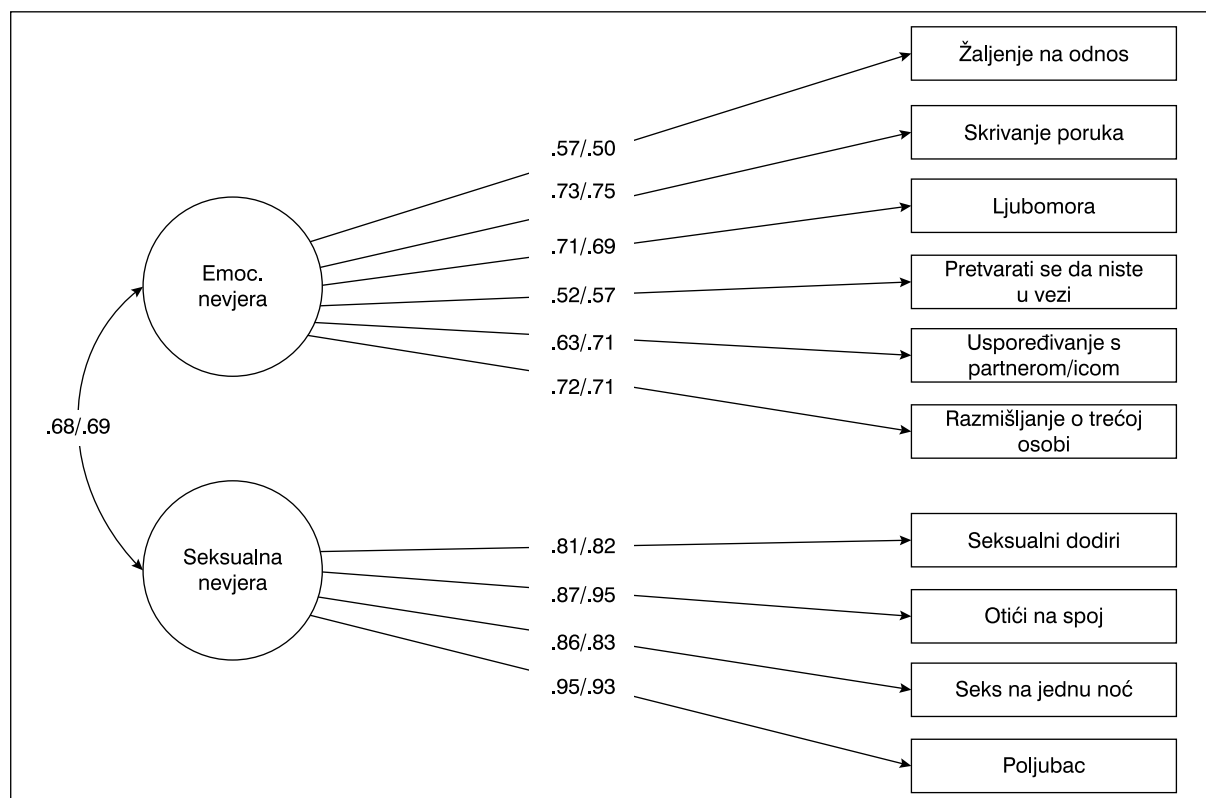
4. Psihometrijska svojstva

4.1. Faktorska struktura

Kako bi se testirala pretpostavljena dvofaktorska struktura *Nove skale emocionalne i seksualne nevjere*, provjerena je mjerna invarijantnost na tri razine (konfiguralna, metrijska i skalarna) kroz dva scenarija (Scenarij A i Scenarij B) korištenjem longitudinalne konfirmatorne faktorske analize (engl. *Longitudinal Structural Equation Modeling*). Prethodno je provedena konfirmatorna faktorska analiza, čiji su rezultati (broj izdvojenih faktora i faktorska zasićenja čestica) bili su skladu s pretpostavljenom strukturom mjernog instrumenta. Analiza podataka provedena je u programskom jeziku *R* (verzija 4.5.1) korištenjem robusne metode maksimalne vjerojatnosti (engl. *Robust Maximum Likelihood Estimation, MLR*). Model s pripadajućim faktorskim zasićenjima prikazan je na Slici 1.

Slika 1.

Grafički prikaz konfirmatornog modela *Nove skale emocionalne i seksualne nevjere* kroz scenarije



Napomena. Vrijednosti za Scenarij A prikazane su lijevo od crte, a za Scenarij B desno od crte.

Kao pokazatelji pristajanja modela korišteni su omjer hi-kvadrat testa i stupnjeva slobode (χ^2/df), robusni CFI (engl. *Comparative Fit Index*), robusni TLI (engl. *Tucker-Lewis Index*), robusna RMSEA (engl. *Root Mean Square Error of Approximation*) i robusni SRMR (engl. *Standardized Root Mean Square Residual*). Dvofaktorski model skale potvrđen je analizom latentnih varijabli, pri čemu su sve čestice pokazale visoka i statistički značajna faktorska zasićenja ($p < .001$). Raspon faktorskih zasićenja u Scenariju A kretao se od .52 do .95, a u Scenariju B od .50 do .95. Indeksi pristajanja svih triju razina prikazani su u Tablici 1.

Tablica 1.

Usporedba modela Nove skale nevjernih ponašanja u dvije točke mjerenja (Scenarij A i Scenarij B) (N = 229)

	χ^2	<i>df</i>	<i>p</i>	<i>rCFI</i>	<i>rTLI</i>	<i>rRMSEA</i>	<i>SRMR</i>
Konfiguralni model	307.31	120	< .001	.971	.963	.061	.067
Metrijski model	341.32	127	< .001	.966	.959	.064	.079
Skalarni model	429.54	168	< .001	.962	.957	.062	.074

Prema smjernicama Hua i Bentlera (1999), o dobrom pristajanju modela podacima može se zaključiti kada indeksi pristajanja zadovoljavaju propisane kriterije. Konkretno, vrijednosti CFI i TLI trebaju iznositi .95 ili više, dok bi RMSEA i SRMR trebali biti manji od .05 za izvrsno, odnosno do .08 za prihvatljivo pristajanje. Također, poželjno je da omjer hi-kvadrata i stupnjeva slobode bude manji od 3. Iz Tablice 1 vidljivo je da je omjer hi-kvadrata i stupnjeva slobode manji od 3 na svim razinama, što upućuje na dobro pristajanje modela podacima. Pri provjeri mjerne invarijantnosti važno je pratiti i promjene u RMSEA vrijednosti, jer one odražavaju u kojoj se mjeri pristajanje modela narušava uvođenjem dodatnih ograničenja. U tom smislu, Chen (2007) ističe da porast RMSEA do .01 pri prijelazu s manjeg na više restriktivan model upućuje na stabilnost modela, odnosno da dodatna ograničenja ne narušavaju značajno njegovo pristajanje podacima (prema Beribisky i Hancock, 2023).

Nadalje, na temelju dobivenih rezultata može se zaključiti da konfiguralni model dobro pristaje podacima, što sugerira da je osnovna dvofaktorska struktura Nove skale seksualne i emocionalne nevjere očuvana u oba scenarija, čime je potvrđena konfiguralna invarijantnost. Nadalje, metrijski model, u kojem su izjednačena faktorska zasićenja, također pokazuje zadovoljavajuće pristajanje, što upućuje na to da su odnosi između latentnih konstrukata i pripadajućih čestica usporedivi između scenarija. Konačno, skalarni model, u kojem su uz faktorska opterećenja izjednačeni i intercepti čestica, zadržava dobro pristajanje. Promjene u odnosu na metrijski model ostaju unutar prihvatljivih granica, što omogućuje usporedbu latentnih sredina između scenarija. Time je potvrđena i skalarna invarijantnost mjernog modela (Tablica 1).

Zaključno, nalazi upućuju na stabilnost modela kroz različite situacijske kontekste te sugeriraju da ista skala konzistentno mjeri sklonost nevjernom ponašanju i u poznatim i u nepoznatim situacijama. Time je opravdana izravna usporedba rezultata između *Scenarija A* i *Scenarija B* te donošenje zaključaka o razlikama u procijenjenoj spremnosti na nevjeru s obzirom na situacijski kontekst.

4.2. Osjetljivost i pouzdanost

U Tablici 2 prikazani su deskriptivni parametri i pouzdanost pripadajućih subskala *Nove skale seksualne i emocionalne nevjere*.

Tablica 2.
Deskriptivni parametri subskala Nove skale emocionalne i seksualne nevjere (N = 229)

	<i>M</i>	<i>SD</i>	Raspon	S-W test	IA (S.E.)	IS (S.E.)	α
Seksualna nevjera A	6.51	17.09	0-100	.44*	3.60 (0.16)	13.70 (0.32)	.93
Seksualna nevjera B	8.6	19.63	0-100	.51*	2.72 (0.16)	6.81 (0.32)	.93
Emocionalna nevjera A	20.47	19.24	0-80.83	.89*	1.07 (0.16)	0.58 (0.32)	.79
Emocionalna nevjera B	19.05	19.31	0-82.83	.86*	1.15 (0.16)	0.59 (0.32)	.80

Napomena. S-W test – Shapiro-Wilk test, IA – indeks asimetričnosti, IS – indeks spljoštenosti, (S.E.) – standardna pogreška, α – Cronbach alpha, * $p < .01$

Deskriptivni pokazatelji upućuju na značajna odstupanja svih subskala od normalne distribucije prema Shapiro-Wilkovu testu ($p < .01$). Subskale seksualne nevjere, osobito u Scenariju A, pokazuju izraženu pozitivnu asimetriju i povišenu spljoštenost, što upućuje na većinu rezultata niže vrijednosti. Subskale emocionalne nevjere imaju umjerenu asimetriju i niske vrijednosti spljoštenosti, što sugerira distribucije bliže normalnima. Nadalje, vidljivo je da je ostvaren maksimalni teorijski raspon na subskali Seksualne nevjere u oba scenarija, dok se to nije dogodilo u slučaju subskale Emocionalne nevjere. Nadalje, indeksi asimetričnosti i spljoštenosti upućuju na pozitivno asimetričnu distribuciju podataka. Drugim riječima, većina sudionika procijenila je vjerojatnost upuštanja u nevjere poprilično malom, stoga je diskriminativnost u nižem rasponu rezultata smanjena.

Koeficijent pouzdanosti za subskalu Seksualne nevjere u oba scenarija bio je $\alpha = .93$, što upućuje na iznimno visoku unutarnju konzistenciju subskale. Subskala Emocionalne nevjere također je pokazala nešto nižu, ali i dalje zadovoljavajuću pouzdanost. U Scenariju A iznosila je $\alpha = .79$, a u Scenariju B $\alpha = .80$ u, što sugerira dobru unutarnju konzistenciju mjere.

4.3. Valjanost

U svrhu provjere konvergentne valjanosti mjernog instrumenta *Nova skala emocionalne i seksualne nevjere*, izračunani su Spearmanovi koeficijenti korelacije rezultata na subskalama Emocionalne i Seksualne nevjere, prethodnoga nevjernog ponašanja te dviju dimenzija Upitnika socioseksualne orijentacije (Stavovi prema kratkoročnim strategijama (STMO) i Prijašnje seksualno ponašanje (PSB)) (Nikolić i sur., 2016). Rezultati su prikazani u Tablici 3.

Tablica 3.
Prikaz Spearmanovih koeficijenata korelacije

	1	2	3	4
1. Seksualna nevjera A	1.00			
2. Seksualna nevjera B	.74***	1.00		
3. Emocionalna nevjera A	.58***	.54***	1.00	
4. Emocionalna nevjera B	.53***	.57***	.87***	1.00
5. Prethodno varanje	.49***	.48***	.31***	.35***
6. STMO	.43***	.43***	.40***	.44***
7. PSB	.32***	.37***	.13	.16*

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

Utvrđena je statistički značajna pozitivna visoka povezanost između subskale Seksualne nevjere u dva scenarija. Sudionici koji su postizali više rezultate na subskali Seksualne nevjere u Scenariju A, također su postizali više rezultate u Scenariju B. Snažnija pozitivna povezanost utvrđena je za subskalu Emocionalne nevjere. Drugim riječima, sudionici koji su postizali više rezultate na subskali Emocionalne nevjere u Scenariju A, imali su više rezultate u Scenariju B. Nadalje, sudionici koji su izvijestili da su prevarili partnera u realnim situacijama, postizali su više rezultate u hipotetskim scenarijama na objema subskalama. Nastavno, utvrđena je statistički značajna umjerena pozitivna povezanost Stavova prema kratkoročnim strategijama i subskala Nove skale emocionalne i seksualne nevjere. Sudionici koji imaju pozitivnije stavove prema kratkoročnim strategijama, u prosjeku su spremniji upustiti se u oba oblika nevjere. Prijašnje seksualno ponašanje, mjereno u broju seksualnih partnera tijekom određenoga vremenskog perioda, pokazuje slabu pozitivnu povezanost s obje subskale u Scenariju A, ali samo sa seksualnom nevjerom u Scenariju B. Dakle, sudionici koji su imali više seksualnih partnera, u prosjeku su spremniji upustiti se u oba tipa nevjere. Dobiveni podaci potvrđuju konvergentnu valjanost skale, ali jednim dijelom i prognostičku.

Zaključno, unatoč nekim nedostacima, dobiveni podaci pokazuju da je *Nova skala emocionalne i seksualne nevjere* valjana i pouzdana mjera vjerojatnosti nevjernog ponašanja, stoga se potiče njezino daljnje korištenje u znanstveno-istraživačke svrhe, ali i daljnja provjera na većim i reprezentativnijim uzorcima.

Literatura

- Allen, E. S., Atkins, D. C., Baucom, D. H., Snyder, D. K., Gordon, K. C. i Glass, S. P. (2005). Intrapersonal, interpersonal, and contextual factors in engaging in and responding to extramarital involvement. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 12, 101–130. <https://doi.org/10.1093/clipsy/bpi014>
- American Psychological Association. (2018, 4. travnja). *Infidelity*. U APA Dictionary of Psychology. <https://dictionary.apa.org/infidelity>
- Blow, A. J. i Hartnett, K. (2005). Infidelity in committed relationships II. A substantive review. *Journal of Marital and Family Therapy*, 31(2), 217–233. <https://doi.org/10.1111/j.1752-0606.2005.tb01556.x>
- Bozoyan, C. i Schmiedeberg, C. (2022). What is Infidelity? A vignette study on norms and attitudes toward infidelity. *The Journal of Sex Research*, 60(8), 1090–1099. <https://doi.org/10.1080/00224499.2022.2104194>
- Buss, D. M., Shackelford, T. K., Kirkpatrick, L. A., Choe, J. C., Lim, H. K., Hasegawa, M., Hasegawa, T. i Bennett, K. (1999). Jealousy and the nature of beliefs about infidelity: Tests of competing hypotheses about sex differences in the United States, Korea, and Japan. *Personal Relationships*, 6(1), 125–150. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.1999.tb00215.x>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Conley, T. D., Moors, A. C., Ziegler, A. i Karathanasis, C. (2012). Unfaithful individuals are less likely to practice safer sex than openly nonmonogamous individuals. *The Journal of Sexual Medicine*, 9(6), 1559–1565. <https://doi.org/10.1111/j.1743-6109.2012.02712.x>
- Guitar, A. E., Geher, G., Kruger, D. J., Garcia, J. R., Fisher, M. L., Fitzgerald, C. J. i Carey, J. (2017). Defining and distinguishing sexual and emotional infidelity. *Current Psychology*, 36(3), 434–446. <https://doi.org/10.1007/s12144-016-9432-4>
- Haseli, A., Shariati, M., Nazari, A. M., Keramat, A. i Emamian, M. H. (2019). Infidelity and its associated factors: A systematic review. *The Journal of Sexual Medicine*, 16, 1155–1169. <https://doi.org/10.1016/j.jsxm.2019.04.011>
- Hertlein, K. M. i Piercy, F. P. (2006). Internet infidelity: A critical review of the literature. *The Family Journal*, 14(4), 366–371. <https://doi.org/10.1177/1066480706290508>
- Hu, L. 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. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Kato, T. i Okubo, N. (2023). Relationship status and gender-related differences in response to infidelity. *Frontiers in Psychology*, 14, 1158751. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1158751>
- Laaser, D., Putney, H. L., Bundick, M., Delmonico, D. L. i Griffin, E. J. (2017). Posttraumatic growth in relationally betrayed women. *Journal of Marital Family Therapy*, 43(3), 435–447. <https://doi.org/10.1111/jmft.12211>
- Lennon, C. A. i Kenny, D. A. (2013). The role of men's physical attractiveness in women's perceptions of sexual risk: Danger or allure? *Journal of health psychology*, 18(9), 1166– 76. <https://doi.org/10.1177/1359105312462438>
- Mark, K. P., Janssen, E. i Milhausen, R. R. (2011). Infidelity in heterosexual couples: Demographic, interpersonal, and personality-related predictors of extradyadic sex. *Archives of Sexual Behavior*, 40, 971–982. <https://doi.org/10.1007/s10508-011-9771-z>
- Martins, A., Pereira, M., Andrade, R., Dattilio, F. M., Narciso, I. i Canavarro, M. C. (2016). Infidelity in dating relationships: Gender-specific correlates of face-to-face and online extradyadic involvement. *Archives of Sexual Behavior*, 45(1), 193–205. <https://doi.org/10.1007/s10508-015-0576-3>

- Moller, N. P. i Vossler, A. (2015) Defining infidelity in research and couple counseling: A qualitative study. *Journal of Sex & Marital Therapy*, 41(5), 487–497. <https://doi.org/10.1080/0092623X.2014.931314>
- Nikolić, M., Šimić, N., Bubić, L. i Pavela, I. (2016). Upitnik socioseksualne orijentacije. U I. Tucak Junaković, I. Burić, V. Čubela Adorić, A. Proroković i A. Slišković (Ur.), *Zbirka psiholoških skala i upitnika: svezak 8* (85–94.) Morepress. <https://morepress.unizd.hr/books/index.php/press/catalog/book/34>
- Rokach, A. i Chan, S. H. (2023). Love and infidelity: Causes and consequences. *International journal of environmental research and public health*, 20(5). <https://doi.org/10.3390/ijerph20053904>
- Schneider, S. (2025). Because like if you feel guilty, then it's usually a sign: On the role of emotions in conceptualising infidelity. *Emotions & Society*. 1–19. <https://doi.org/10.1332/26316897Y2025D000000056>
- Selterman, D., Garcia, J. R. i Tsapelas, I. (2017). Motivations for extradyadic infidelity revisited. *The Journal of Sex Research*, 00(00), 1–14. <https://doi.org/10.1080/00224499.2017.1393494>
- Sparling, S. i Cramer, K. (2015). Choosing the danger we think we know: Men and women's faulty perceptions of sexually transmitted infection risk with familiar and unfamiliar new partners. *The Canadian Journal of Human Sexuality*, 24(3), 237–42. <https://psycnet.apa.org/doi/10.3138/cjhs.243-A2>
- Štifter, A., Žižak, A. i Rimac, I. (2016). Razlozi razvoda braka kao odrednice sporazuma o roditeljskoj skrbi. *Ljetopis socijalnog rada*, 23(2), 275–297. <https://doi.org/10.3935/ljsr.v23i2.114>
- Thompson, A. E. i O'Sullivan, L. F. (2016). Drawing the Line: The Development of a Comprehensive Assessment of Infidelity Judgments. *The Journal of Sex Research*, 53, 910–926. <https://doi.org/10.1080/00224499.2015.1062840>
- Varma, P. i Maheshwari, S. (2024). How do people betray in relationships? Understanding the process of infidelity in dating relationships. *Deviant Behavior*, 45(1), 126–138. <https://doi.org/10.1080/01639625.2023.2240470>
- Weiser, D. A. i Shrout, M. R. (2024). Revisiting the charmed circle: A reflexive examination of unanswered questions in the infidelity literature. *Social and Personality Psychology Compass*, 18(7). <https://doi.org/10.1111/spc3.12983>

U nastavku ćete pročitati dva kratka scenarija koji opisuju potencijalne socijalne situacije u kojima se možete naći. Nakon svakog scenarija, odgovorit ćete na niz pitanja o tome kako biste se mogli osjećati i ponašati u toj situaciji. Ako trenutno niste u vezi ili braku, molimo vas da se pri ispunjavanju upitnika referirate na vašu posljednju ljubavnu vezu.

Molimo vas da odgovarate iskreno i otvoreno na način da se što više pokušate uživjeti u opisane situacije, kao da vam se zaista događaju. Ne postoje točni ili netočni odgovori – važno nam je vaše osobno iskustvo i doživljaj. Vaši odgovori su potpuno anonimni i koristit će se isključivo u svrhu znanstvenog istraživanja

Scenarij A

Zamislite da se nalazite u poznatom, svakodnevnom okruženju. Možda se vraćate kući, idete prema fakultetu, poslu ili trgovini – riječ je o ruti kojom često prolazite. Dan je sunčan i topao, a Vi se osjećate opušteno i dobro raspoloženo. U jednom trenutku, primjećujete muškarca/ženu koji odmah privlači Vašu pažnju. Vrlo je atraktivan/na, i pomišljate kako već dugo niste vidjeli nekoga tko Vam se toliko sviđa na prvi pogled. Pogledi vam se sretnu, a on/a Vam se zavodljivo nasmiješi. Zatim Vam prilazi i kaže: "Već nekoliko dana te viđam ovdje... i iskreno, ne mogu te izbaciti iz glave. Volio/voljela bih te bolje upoznati. Imaš možda vremena za kavu?" Osjećate se pomalo iznenađeno, ali i znatiželjno. Odlučujete pristati. Odlazite zajedno u obližnji kafić. Tijekom druženja razgovor teče ugodno, opušteno i s dozom humora. Razmjenjujete misli o raznim temama, a među vama se osjeća neka spontanost i povezanost, gotovo kao da se poznajete duže nego što je to stvarno slučaj. Nakon rastanka, ostajete pod dojmom susreta. Osjećate se živo, sretno i pomalo zbunjeno.

Molimo Vas da na skali od 0 do 100 procijenite koliko je vjerojatno da biste počinili navedena ponašanja s osobom koju ste upoznali u ovom scenariju.

Scenarij B

Zamislite da se nalazite u nepoznatom gradu, tijekom poslovnog putovanja ili odmora. Večer je topla, grad je pun svjetala, zvukova i nepoznatih lica. Okruženi ste atmosferom užurbanosti i uzbuđenja ljetne večeri. Dok prolazite ulicom, začujete glazbu i žamor iz obližnjeg noćnog kluba. Na trenutak zastanete, a zatim spontano odlučite ući i istražiti noćni život grada. Ulaskom Vas dočekuje snažan ritam glazbe, bljeskovi svjetla i opuštena atmosfera. Ljudi plešu, smiju se i djeluju neopterećeno. Kako vrijeme protječe to Vas više obuzima osjećaj slobode. U jednom trenutku, prilazi Vam muškarac/žena koji Vam se čini vrlo atraktivan/na. Izgleda samouvjeren i prijateljski. Gleda Vas i s osmijehom kaže: "Ne mogu si pomoći... primijetio sam te čim si ušla/ušao. Samo sam ti htio reći da izgledaš odlično. Bi li mi pravila/o društvo večeras?" Osjećate se iznenađeno, ali i polaskano. Pristajete na razgovor. Nastavljate druženje uz šank, a komunikacija se razvija spontano – uz smijeh, poglede i dojam međusobne privlačnosti. Kako večer odmiče, primjećujete da se osjećate iznenađujuće opušteno i ugodno. Laska Vam pažnja koju primete.

Molimo Vas da na skali od 0 do 100 procijenite koliko je vjerojatno da biste počinili navedena ponašanja s osobom koju ste upoznali u ovom scenariju.

1. Koliko je vjerojatno da biste nastavili *razmišljati* o ovom susretu?
2. Koliko je vjerojatno da biste *usporedili partnera/icu* s osobom koju ste upoznali?
3. Koliko je vjerojatno da biste *skrivali poruke* s tom osobom od partnera/ice?
4. Koliko je vjerojatno da biste *imali seks na jednu noć* s osobom koju ste upoznali?
5. Koliko je vjerojatno da biste *se poljubili* s osobom koju ste upoznali?
6. Koliko je vjerojatno da biste *otišli na spoj* s osobom koju ste upoznali?
7. Koliko je vjerojatno da biste bili *ljubomorni* da ta osoba priđe nekom drugom?

8. Koliko je vjerojatno da biste upustili u *seksualne dodire (heavy petting)* s osobom koja vam je prišla?
9. Koliko je vjerojatno da biste se *žalili na trenutni odnos* osobi koju ste upoznali?
10. Koliko je vjerojatno da biste se *pretvarali da niste* u vezi?

Ključ za formiranje rezultata:

Emocionalna nevjera (1, 2, 3, 7, 9, 10)

Seksualna nevjera (4, 5, 6, 8)

Upitnik aktivnog i pasivnog sekstinga¹

Naziv upitnika: *Upitnik aktivnog i pasivnog sekstinga*

Adaptirali i priredili: Arta Dodaj, Kristina Sesar, Krešimir Prijatelj, Antonela Marković, Bruno Barać, Iva Vidović, Đani Škara, Marija Gradečak, Roma Đurić, Maja Kralj-Stančec, Silvana Vitez, Jasna Miličević, Monika Šego Bošnjak, Ana Horvat, Viktorija Hrga, Damir Posavec, Sanja Ajman Filipčić, Tea Milinović, Marina Sokol, Leonarda Bosilj, Mirjana Škoda, Maja Fabijanić i Irena Užović

1. Teorijska osnova

Korištenje digitalne tehnologije prepoznato je kao značajan prediktor različitih oblika *online* seksualnog ponašanja među mladima (Oriza i Hanipraja, 2020). U posljednjih nekoliko godina jedan od najčešćih oblika takvih ponašanja jest seksting. Seksting se uobičajeno definira kao razmjena seksualno eksplicitnih tekstnih poruka, fotografija ili videozapisa putem elektroničkih medija (Galovan i sur., 2018; Klettke i sur., 2014). Istraživanja pokazuju da je seksting postao sastavni dio suvremene digitalne kulture adolescenata, s visokom i rastućom raširenošću na globalnoj razini (Madigan i sur., 2018; Mori i sur., 2022).

Unatoč njegovoj učestalosti, u literaturi ne postoji jednoznačna definicija sekstinga, a prisutne su i značajne nekonzistentnosti u načinu na koji se mjere njegovi ključni aspekti (Burkett, 2015; Del Rey i sur., 2019; Ojeda i sur., 2022; Van Dijck i sur., 2025). Takve razlike otežavaju usporedbu rezultata između istraživanja te upućuju na potrebu za preciznijim, konceptualno utemeljenim i psihometrijski pouzdanim mjernim instrumentima.

Važan doprinos razumijevanju sekstinga odnosi se na razlikovanje različitih oblika uključenosti u seksting ponašanja. Istraživači sve više naglašavaju potrebu za višedimenzijским pristupom koji obuhvaća različite oblike sekstinga, poput slanja seksualnih sadržaja, traženja od druge osobe da pošalje seksualni sadržaj, primanja seksualnih sadržaja, prosljeđivanja sadržaja primljenog od drugih osoba, primanja prosljeđenog sadržaja te gledanja sadržaja koji je netko prosljedio (Courtice i Shaughnessy, 2021). Unutar takvih oblika dodatno se ističe dimenzija aktivnosti osobe, pri čemu se razlikuju aktivni oblici ponašanja, poput stvaranja, traženja ili distribucije seksualnog sadržaja, te pasivna iskustva, poput primanja seksualnog sadržaja ili zaprimanja zahtjeva za njegovo slanje ili prosljeđivanje (Barrense-Dias i sur., 2017; Yépez-Tito i sur., 2019).

Dodatna ključna dimenzija u konceptualizaciji sekstinga odnosi se na kontekst pristanka i prisile. Kada je seksting iniciran dobrovoljno, bez vanjskog pritiska ili prisile, te kada je seksualni sadržaj dijeljen dobrovoljno, bez prisile pošiljatelja, takav se oblik najčešće definira kao dobrovoljni seksting (Döring, 2014; Morelli i sur., 2016). Suprotno tomu, seksting koji uključuje prisilu, pritisak ili dijeljenje seksualnog sadržaja bez pristanka pošiljatelja označava se kao problematični seksting (Wolak i sur., 2011). Međutim, unatoč važnosti ove distinkcije, u većini dosadašnjih istraživanja razina dobrovoljnosti, odnosno nedobrovoljnosti sudjelovanja u sekstingu nije bila sustavno uzimana u obzir pri operacionalizaciji sekstinga (vidjeti Sesar i sur., 2024).

Nadalje, velik dio ranijih istraživanja oslanjao se na vrlo ograničene metode procjene sekstinga, često procjenjujući seksting ponašanje pomoću jedne ili nekoliko tvrdnji (vidjeti Sesar i sur., 2024). Iako su se neka istraživanja koristila upitnicima ili skalama za samoprocjenu ponašanja, i ti instrumenti često

1 Upitnik aktivnog i pasivnog sekstinga slobodno se može rabiti u istraživačke svrhe. Upitnik su razvili autori priloga u okviru projekta „Priroda i odrednice sekstinga među adolescentima i mladima: Kros-kulturalno istraživanje (SextYouth)“ financiranog sredstvima Hrvatske zaklade za znanost (broj projekta: UIP-2020-02-3553).

pokazuju metodološka ograničenja, osobito u pogledu sadržajne valjanosti i pouzdanosti mjerenja (vidjeti Sesar i sur., 2024). Primjerice, postojeći mjerni instrumenti znatno se razlikuju po sadržaju, usmjerenosti na pojedine oblike sekstinga te psihometrijskim karakteristikama, što otežava usporedbu nalaza između različitih istraživanja i onemogućuje uspostavu standardiziranog pristupa procjeni sekstinga. Stoga smo razvojem novoga mjernog instrumenta nastojali ponuditi sveobuhvatan mjerni instrument koji adekvatno obuhvaća višedimenzijску prirodu seksting iskustava među adolescentima. Instrument je osmišljen tako da procjenjuje različite dimenzije sekstinga, uključujući slanje, primanje, prosljeđivanje i traženje seksualnih sadržaja, sudjelovanje u videopozivima, snimanje sadržaja te kreiranje seksualno eksplicitnih sadržaja uz pomoć alata umjetne inteligencije. Pri tome se posebna pažnja posvetila razlikovanju konteksta pristanka (dobrovoljno naspram pod pritiskom) te ulozi sudionika (aktivna naspram pasivne uključenosti u seksting).

Razvoj upitnika temeljio se na sustavnom pregledu postojeće literature i relevantnih mjernih instrumenata za procjenu sekstinga. Provedena je analiza sadržaja s ciljem identifikacije ključnih dimenzija seksting ponašanja, pri čemu su razmatrani oblici, učestalost i kontekst pojavljivanja sekstinga u dosadašnjim istraživanjima. U ovaj su proces bila uključena tri stručnjaka iz područja istraživanja sekstinga, koji su evaluirali predložene čestice, a na temelju njihovih povratnih informacija sadržaj čestica dodatno je unaprijeđen. Radi osiguravanja jasnoće i razumljivosti, provedena je i pilot-studija na manjem uzorku sudionika, čiji su nalazi korišteni za finalnu doradu upitnika prije njegove primjene u glavnom istraživanju.

2. Opis upitnika

Novokonstruirani Upitnik aktivnog i pasivnog sekstinga mjerni je instrument sastavljen od 26 čestica. Upitnik je koncipiran kao trofaktorski model mjerenja sekstinga, pri čemu se očekuju tri latentna faktora: (1) dobrovoljni aktivni seksting, (2) nedobrovoljni aktivni seksting te (3) pasivni seksting. Ukupno sedam čestica odnosi se na dobrovoljno uključivanje u stvaranje i dijeljenje seksualno eksplicitnih sadržaja te obuhvaća ponašanja poput dobrovoljnog slanja vlastitih seksualnih sadržaja, pokazivanja tijela u videopozivima, dopuštanja snimanja takvih sadržaja te traženja i primanja sličnih sadržaja od drugih osoba, bez prisile ili pritiska (npr. *Dobrovoljno/bez pritiska sam dopustio/la snimanje videopoziva u kojem sam pokazivao/la svoje (polu)golo tijelo.*). Nadalje, devet čestica obuhvaća ponašanja povezana s prisilnim slanjem vlastitih seksualnih sadržaja, sudjelovanjem u videopozivima pod pritiskom, traženjem od drugih osoba da šalju ili prosljeđuju seksualne sadržaje uz prisilu, kao i neovlaštenim prosljeđivanjem ili kreiranjem seksualno eksplicitnih sadržaja, uključujući one generirane s pomoću alata umjetne inteligencije (npr. *Uz vršenje pritiska na drugu osobu/bez odobrenja druge osobe sam tražio/la da mi pošalje vlastiti seksualni sadržaj.*). Naposljetku, deset čestica sadrži tvrdnje kojima se mjeri primanje seksualnih sadržaja te zaprimanje zahtjeva za slanje ili prosljeđivanje seksualnih sadržaja (npr. *Dobrovoljno/bez pritiska sam primio/la prosljeđeni seksualni sadržaj.*). Ispitanici procjenjuju učestalost sudjelovanja u navedenim oblicima sekstinga tijekom posljednjih dvanaest mjeseci na Likertovoj ljestvici od pet stupnjeva (0 = nikada, 1 = manje od jednom mjesečno, 2 = mjesečno, 3 = tjedno, 4 = dnevno). Viši rezultati na pojedinoj subskali upućuju na veću učestalost sudjelovanja u odgovarajućem obliku sekstinga.

3. Opis uzorka

Validacija hrvatske verzije *Upitnika sekstinga* provedena je na prigodnom uzorku od 1618 srednjoškolaraca iz Republike Hrvatske, dobi od 14 do 20 godina ($M = 16.23$; $SD = 1.14$), od čega je 842 adolescenta i 776 adolescentica. Većina sudionika pohađala je srednju školu strukovnog usmjerenja ($N = 74.49\%$), dok je

preostali dio sudionika pohađao gimnaziju (25.51 %). Istraživanje je provedeno *online* na uzorku u okviru SextYouth projekta (HRZZ br., 3553).

4. Psihometrijska svojstva upitnika

4.1. Faktorska struktura

Latentna struktura upitnika testirana je primjenom eksploratornog modeliranja strukturnim jednadžbama (engl. *Exploratory Structural Equation Modeling*, ESEM) (Asparouhov i Muthén, 2009; Marsh i sur., 2014), koje integrira konfirmatornu faktorsku analizu (s unaprijed specificiranim mjernim dijelom modela) i eksploratornu faktorsku analizu (uz dopuštena križna zasićenja). Analiza je napravljena uz primjenu metode maksimalne vjerojatnosti na temelju robusnih standardnih pogrešaka (engl. *Maximum Likelihood Estimation with Robust Standard Errors*, MLR) iz razloga što su na pojedinim tvrdnjama dobiveni izrazito visoki indeksi spljoštenosti (Lai, 2018). Korištena je geomin rotacija kao preferirani oblik rotacije jer se pretpostavlja da postoji korelacija među latentnim faktorima (Asparouhov i Muthén, 2009; Marsh i sur., 2014). Kao pokazatelji slaganja pretpostavljenog modela s podacima korišteni su sljedeći parametri: CFI (engl. *Comparative Fit Index*), TLI (engl. *Tucker-Lewis Indeks*), RMSEA (engl. *Root Mean Square Error Approximation*) i SRMR (engl. *Standardized Root Mean Square*). Na prihvatljivo slaganje modela s podacima upućuju vrijednosti CFI i TLI veće od .90 te RMSEA i SRMR manje od .1, dok na izvrsno slaganje modela s podacima upućuju vrijednosti CFI i TLI veće od .95, RMSEA manje od .06 te SRMR manje od .08 (Hu i Bentler, 1999). ESEM analiza provjere faktorske strukture upitnika provedena je pomoću programa Mplus 8 (Muthén i Muthén, 1998 – 2017).

Provjerom pretpostavljenog ESEM trofaktorskog modela dobivene su sljedeće vrijednosti indeksa: $\chi^2 = 633.67$, $df = 211$, $p < .01$; CFI = .94; TLI = .91, RMSEA = .04, SRMR = .04. Rezultati pokazuju da prema svim parametrima model pristaje dobro podacima. Faktorska su zasićenja ($\geq .30$) također u skladu s pretpostavljenim modelom, a prikazana su u Tablici 1. Važno je naglasiti kako su križna zasićenja bila su vrlo niska (blizu nule) te zbog njihove zanemarive veličine nisu prikazana u tablici. Što se tiče interkorelacija latentnih faktora, one su statistički značajne te se kreću od .32 ($p < .01$; između nedobrovoljnoga aktivnog sekstinga i pasivnog sekstinga) do .42 ($p < .01$; između dobrovoljnoga aktivnog sekstinga i nedobrovoljnoga aktivnog sekstinga, kao i između dobrovoljnoga aktivnog sekstinga i pasivnog sekstinga).

Tablica 1.

Prikaz rezultata standardiziranih faktorskih zasićenja ESEM analize Upitnika aktivnog i pasivnog sekstinga (N = 1618)

Redni broj tvrdnje	Subskale Upitnika aktivnog i pasivnog sekstinga		
	Dobrovoljan aktivan seksting	Nedobrovoljan aktivan seksting	Pasivan seksting
1. Dobrovoljno (bez pritiska) poslao/la sam vlastiti seksualni sadržaj.	.68*		
6. Dobrovoljno (bez pritiska) pokazao/la sam svoje (polu)golo tijelo u videopozivu.	.72*		
7. Dobrovoljno (bez pritiska) dopustio/la sam snimati videopoziv u kojem sam pokazivao/la svoje (polu)golo tijelo.	.54*		
17. Dobrovoljno (bez vršenja pritiska na drugu osobu) tražio/la sam da mi pošalje vlastiti seksualni sadržaj	.66*		
18. Dobrovoljno (bez vršenja pritiska na drugu osobu) tražio/la sam da mi prosljedi tuđi seksualni sadržaj	.37*		

Redni broj tvrdnje	Subskale Upitnika aktivnog i pasivnog sekstinga		
	Dobrovoljan aktivan seksting	Nedobrovoljan aktivan seksting	Pasivan seksting
19. Dobrovoljno (bez vršenja pritiska na drugu osobu) sudjelovao/la sam u videopozivu u kojem mi je druga osoba pokazivao/la svoje (polu)golo tijelo.	.71*		
20. Dobrovoljno (bez vršenja pritiska na drugu osobu) snimao/la videopoziv u kojem mi je druga osoba pokazivao/la svoje (polu)golo tijelo.	.55*		
2. Dobrovoljno (bez pritiska) primio/la sam seksualni sadržaj od druge osobe.			.39*
3. Dobrovoljno (bez pritiska) primio/la sam prosljeđeni seksualni sadržaj.			.60*
4. Dobrovoljno (bez pritiska) zaprimio/la sam zahtjev da pošaljem vlastiti seksualni sadržaj.			.48*
5. Dobrovoljno (bez pritiska) zaprimio/la sam zahtjev da prosljeđim tuđi seksualni sadržaj.			.41*
9. Nedobrovoljno (pod pritiskom) primio/la sam seksualni sadržaj od druge osobe.			.82*
10. Nedobrovoljno (pod pritiskom) primio/la sam prosljeđeni seksualni sadržaj.			.78*
11. Nedobrovoljno (pod pritiskom) zaprimio/la sam zahtjev da pošaljem vlastiti seksualni sadržaj.			.77*
12. Nedobrovoljno (pod pritiskom) zaprimio/la sam zahtjev da prosljeđim tuđi seksualni sadržaj.			.70*
15. Nedobrovoljno (pod pritiskom) moji seksualni sadržaji prosljeđeni su drugima.			.32*
16. Nedobrovoljno (pod pritiskom) kreirani su moji seksualno eksplicitni sadržaji, korištenjem alata umjetne inteligencije, i prosljeđeni drugima.			.45*
8. Nedobrovoljno (pod pritiskom) poslao/la sam vlastiti seksualni sadržaj.		.31*	
13. Nedobrovoljno (pod pritiskom) pokazao/la sam svoje (polu)golo tijelo u videopozivu.		.50*	
14. Nedobrovoljno (pod pritiskom) dopustio/la sam snimati videopoziv u kojem sam pokazivao/la svoje (polu)golo tijelo.		.55*	
21. Bez odobrenja (uz vršenje pritiska na drugu osobu tražio/la sam da mi pošalje vlastiti seksualni sadržaj		.74*	
22. Bez odobrenja (uz vršenje pritiska na drugu osobu tražio/la sam da mi prosljeđi tuđi seksualni sadržaj		.59*	
23. Bez odobrenja (uz vršenje pritiska na drugu osobu sudjelovao/la sam u videopozivu u kojem mi je druga osoba pokazivao/la svoje (polu)golo tijelo.		.70*	
24. Bez odobrenja (uz vršenje pritiska na drugu osobu snimao/la videopoziv u kojem mi je druga osoba pokazivao/la svoje (polu)golo tijelo.		.81*	
25. Bez odobrenja (uz vršenje pritiska na drugu osobu prosljeđio/la njene/gove seksualni sadržaj.		.70*	
26. Bez odobrenja (uz vršenje pritiska na drugu osobu kreirao njene/gove seksualno eksplicitni sadržaj, korištenjem alata umjetne inteligencije, i prosljeđio drugima.		.84*	

Napomena. Faktorska zasićenja značajna uz $*p < .001$.

4. 2. Osjetljivost i pouzdanost

Deskriptivni pokazatelji aktivnih sekstinga te pasivnog sekstinga prikazani su u Tablici 2. Pokazatelji varijabilnosti rezultata (dobivenih u odnosu na teorijski raspon) pokazuju kako su postignuti rasponi na subskalama potpuno u skladu s teorijskim rasponom. Normalnost distribucija, provjerena Kolmogorov-Smirnovljevim testom, pokazuje kako distribucije triju ispitivanih faktora odstupaju od normalne krivulje (Tablica 2). Sve su distribucije pozitivno asimetrične, što upućuje na to da se rezultati većine sudionika grupiraju oko nižih vrijednosti. Na temelju indeksa asimetričnosti i spljoštenosti distribucije na mjerama aktivnog (dobrovoljnog i nedobrovoljnog sekstinga) značajno odstupaju jer su indeksi asimetričnosti i spljoštenosti veći od tri odnosno deset (Kline, 2011). Međutim, za mjeru pasivnog sekstinga nije bilo značajnoga ekstremnog odstupanja navedenih parametara.

Na temelju analize pouzdanosti (Tablica 2) može se zaključiti da su pouzdanost tipa unutrašnje konzistencije na svim subskalama zadovoljavajuće, te se vrijednosti Cronbachovih alfa koeficijenata kreću u rasponu od .88 do .98, i McDonaldovih ω u rasponu od .81 do .92.

Tablica 2.

Osnovni deskriptivni parametri Upitnika aktivnog i pasivnog sekstinga te odgovarajućih koeficijenata pouzdanosti

Subskale Upitnika aktivnog i pasivnog sekstinga	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	Raspon	K – S d	IA	IS	Cronbach α	McDonald ω
Dobrovoljan aktivan seksting	7	.22	.53	0-4	.34*	3.90	19.02	.88	.81
Nedobrovoljan aktivan seksting	9	.11	.41	0-4	.43*	6.17	45.89	.92	.84
Pasivan seksting	10	.44	.60	0-4	.23*	2.30	2.30	.98	.92

Napomena. K-S d = Kolmogorov-Smirnovljevi test; IA = indeks asimetričnosti; IS = indeks spljoštenosti; * $p < .01$.

4. 3. Konvergentna valjanost

U prilog konvergentnoj valjanosti upitnika aktivnog i pasivnog sekstinga idu nalazi o očekivanim značajnim povezanostima između različitih mjera sekstinga s određenim strategijama emocionalne regulacije (ispitivanim korištenjem Upitnika emocionalne regulacije za adolescente, Zhou i sur., 2020; vidjeti Tablicu 3). Ovaj instrument ispituje strategije regulacije emocija u situacijama doživljavanja negativnih afekata (npr. tuge, razočaranja, nervoze ili straha), a sastoji se od nekoliko dimenzija: ruminacije/negativnog mišljenja (npr. negativne i samokritične misli), pozitivne preorijentacije (kognitivno restrukturiranje i fokus na pozitivne aspekte), komunikacije (traženje socijalne podrške), distrakcije (preusmjeravanje pažnje na neutralne ili ugodne aktivnosti) te kulturnih aktivnosti (angažman u čitanju, pisanju, umjetničkim i kreativnim aktivnostima). Dobivene korelacije pokazuju kako je dobrovoljni aktivni seksting značajno pozitivno povezan s aspektima ruminacije i distrakcije, a negativno s uključivanjem u kulturne aktivnosti. Nadalje, nedobrovoljni seksting pokazuje značajnu pozitivnu povezanost s ruminacijom te negativnu s uključivanjem u kulturne aktivnosti. Kod pasivnog sekstinga utvrđena je pozitivna povezanost s ruminacijom i distrakcijom.

Tablica 3.

Korelacije između aktivnog i pasivnog oblika sekstinga te aspekata emocionalne regulacije (N = 1618)

	Dobrovoljan aktivan seksting	Nedobrovoljan aktivan seksting	Pasivan seksting
Ruminacija	.12***	.09***	.19***
Pozitivna preorijentacija	.00	-.03	.08**

	Dobrovoljan aktivan seksting	Nedobrovoljan aktivan seksting	Pasivan seksting
Komunikacija	.01	.02	.12***
Distrakcija	.06*	-.03	.10***
Uključivanje u kulturne aktivnosti	-.05*	-.06*	-.03

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

Zaključno, provedenom faktorskom analizom potvrđeno je postojanje triju faktora (dobrovoljan aktivan seksting, nedobrovoljan aktivan seksting i pasivan seksting) u kojima je raspoređeno 26 tvrdnji od kojih se sastoji upitnik. Također, upitnik pokazuje zadovoljavajuću pouzdanost i valjanost. Dobiveni rezultati upućuju na dobre metrijske karakteristike *Upitnika aktivnog i pasivnog sekstinga* te mogućnost njegove primjene u znanstvene, ali i praktične svrhe kao pomoć pri procjeni učestalosti sudjelovanja adolescenata u različitim dobrovoljnim i nedobrovoljnim oblicima sekstinga.

Literatura

- Asparouhov, T. i Muthén, B. (2009). Exploratory structural equation modelling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(3), 397–438. <https://doi.org/10.1080/10705510903008204>
- Barrense-Dias, Y., Berchtold, A., Surís, J. C., i Akre, C. (2017). Sexting and the definition issue. *Journal of Adolescent Health*, 61(5), 544–554. <https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2017.05.009>
- Burkett, M. (2015). Sex(t) talk: A qualitative analysis of young adults' negotiations of the pleasures and perils of sexting. *Sexuality & Culture*, 19(4), 835–863. <https://doi.org/10.1007/s12119-015-9295-0>
- Courtice, E. L., i Shaughnessy, K. (2021). Four problems in sexting research and their solutions. *Sexes*, 2(4), Article 4. <https://doi.org/10.3390/sexes2040033>
- Del Rey, R., Ojeda, M., Casas, J. A., Mora-Merchán, J. A., i Elipe, P. (2019). Sexting among adolescents: The emotional impact and influence of the need for popularity. *Frontiers in Psychology*, 10, Article 1828. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01828>
- Döring, N. (2014). Consensual sexting among adolescents: Risk prevention through abstinence education or safer sexting? *Cyberpsychology: Journal of Psychosocial Research on Cyberspace*, 8(1), Article 9. <https://doi.org/10.5817/CP2014-1-9>
- Galovan, A. M., Drouin, M., i McDaniel, B. T. (2018). Sexting profiles in the United States and Canada: Implications for individual and relationship well-being. *Computers in Human Behavior*, 79, 19–29. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2017.10.017>
- 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. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Klettke, B., Hallford, D. J., i Mellor, D. J. (2014). Sexting prevalence and correlates: A systematic literature review. *Clinical Psychology Review*, 34(1), 44–53. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2013.10.007>
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. The Guilford Press.
- Lai, K. (2018). Estimating standardized SEM parameters given nonnormal data and incorrect model: Methods and comparison. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 25(4), 600–620. <https://doi.org/10.1080/10705511.2017.1392248>
- Madigan, S., Ly, A., Rash, C. L., Van Ouytsel, J., i Temple, J. R. (2018). Prevalence of multiple forms of sexting behavior among youth: A systematic review and meta-analysis. *JAMA Pediatrics*, 172(4), 327–335. <https://doi.org/10.1001/jamapediatrics.2017.5314>
- Marsh, H. W., Morin, A. J., Parker, P. D. i Kaur, G. (2014). Exploratory structural equation modeling: An integration of the best features of exploratory and confirmatory factor analysis. *Annual Review of Clinical Psychology*, 10(1), 85–110. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032813-153700>
- Morelli, M., Bianchi, D., i Baiocco, R. (2016). Sexting, psychological distress, and dating violence among adolescents and young adults. *Psicothema*, 28(2), 137–142. <https://doi.org/10.7334/psicothema2015.193>
- Mori, C., Park, J., Temple, J. R., i Madigan, S. (2022). Are youth sexting rates still on the rise? A meta-analytic update. *Journal of Adolescent Health*, 70(4), 531–539. <https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2021.10.026>
- Muthén, L. K. i Muthén, B. O. (1998 – 2017). *Mplus user's guide* (8th ed.). Muthén & Muthén.
- Ojeda, M., Dodaj, A., Sesar, K., i del Rey, R. (2022). "Some voluntarily and some under pressure": Conceptualization, reasons, attitudes, and consequences of sexting among adolescents. *Telematics and Informatics*, 75, Article 101891. <https://doi.org/10.1016/j.tele.2022.101891>
- Oriza, I. I. D., i Hanipraja, M. A. (2020). Sexting and sexual satisfaction in young adults in romantic relationships. *Psychological Research on Urban Society*, 3(1), 30–39. <https://doi.org/10.7454/proust.v3i1.61>

- Sesar, K., Dodaj, A., Odak, M., i Prijatelj, K. (2024). Pregled pristupa u istraživanju sekstinga među adolescentima i mladim odraslim osobama. *Ljetopis socijalnog rada*, 31(3), 439–483. <https://doi.org/10.3935/ljsr.v31i3.586>
- Van Dijck, S., Van den Eynde, S., i Enzlin, P. (2025). The bright side of sexting: A scoping review on its benefits. *Computers in Human Behavior*, 164, Article 108499. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2024.108499>
- Wolak, J., i Finkelhor, D. (2011). *Sexting: A typology*. Crimes Against Children Research Center. <https://scholars.unh.edu/ccrc/48>
- Yépez-Tito, P., Ferragut, M., i Blanca, M. J. (2021). Character strengths as protective factors against engagement in sexting in adolescence. *Anales de Psicología / Annals of Psychology*, 37(1), 142–148. <https://doi.org/10.6018/analesps.414411>
- Zhou, Y., Daukantaite, D., Lundh, L.-G., Wångby-Lundh, M., i Ryde, A. (2020). Adolescents' Emotion Regulation Strategies Questionnaire: Initial validation and prospective associations with nonsuicidal self-injury and other mental health problems in adolescence and young adulthood in a Swedish youth cohort. *Frontiers in Psychiatry*, 11, 462. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2020.00462>

Molimo Vas da procijenite koliko Vam se često u posljednjih 12 mjeseci na internetu i društvenim mrežama dogodilo nešto od dolje navedenog koristeći sljedeću skalu. *Sugestivni ili seksualni sadržaj* odnosi se na tekstualne poruke, videozapise ili fotografije u kojima su prikazani dijelovi tijela bez odjeće ili djelomično pokrivena i u seksualnom kontekstu.

0 = nikad

1 = manje od jednom mjesečno

2 = mjesečno

3 = tjedno

4 = dnevno

DOBROVOLJNO (BEZ PRITISKA) SAM...					
1. poslao/la vlastiti seksualni sadržaj.	0	1	2	3	4
2. primio/la seksualni sadržaj od druge osobe.	0	1	2	3	4
3. primio/la proslijeđeni seksualni sadržaj.	0	1	2	3	4
4. zaprimio/la zahtjev da pošaljem vlastiti seksualni sadržaj.	0	1	2	3	4
5. zaprimio/la zahtjev da proslijedim tuđi seksualni sadržaj.	0	1	2	3	4
6. pokazao/la sam svoje (polu)golo tijelo u videopozivu.	0	1	2	3	4
7. dopustio/la snimati videopoziv u kojem sam pokazivao/la svoje (polu)golo tijelo.	0	1	2	3	4
NEDOBROVOLJNO (POD PRITISKOM) SAM/SU...					
8. poslao/la vlastiti seksualni sadržaj.	0	1	2	3	4
9. primio/la seksualni sadržaj od druge osobe.	0	1	2	3	4
10. primio/la proslijeđeni seksualni sadržaj.	0	1	2	3	4
11. zaprimio/la zahtjev da pošaljem vlastiti seksualni sadržaj.	0	1	2	3	4
12. zaprimio/la zahtjev da proslijedim tuđi seksualni sadržaj.	0	1	2	3	4
13. pokazao/la sam svoje (polu)golo tijelo u videopozivu.	0	1	2	3	4
14. dopustio/la snimati videopoziv u kojem sam pokazivao/la svoje (polu)golo tijelo.	0	1	2	3	4
15. moji seksualni sadržaji proslijeđeni drugima.	0	1	2	3	4
16. kreirani moji seksualno eksplicitni sadržaji, korištenjem alata umjetne inteligencije, i proslijeđeni drugima.	0	1	2	3	4
DOBROVOLJNO (BEZ VRŠENJA PRITISKA NA DRUGU OSOBU) SAM...					
17. tražio/la sam da mi pošalje vlastiti seksualni sadržaj	0	1	2	3	4
18. tražio/la sam da mi proslijedi tuđi seksualni sadržaj	0	1	2	3	4
19. sudjelovao/la sam u videopozivu u kojem mi je druga osoba pokazivao/la svoje (polu)golo tijelo.	0	1	2	3	4
20. snimao/la videopoziv u kojem mi je druga osoba pokazivao/la svoje (polu)golo tijelo.	0	1	2	3	4
BEZ ODOBRENJA (UZ VRŠENJE PRITISKA NA DRUGU OSOBU SAM ...					
21. tražio/la sam da mi pošalje vlastiti seksualni sadržaj	0	1	2	3	4
22. tražio/la sam da mi proslijedi tuđi seksualni sadržaj	0	1	2	3	4
23. sudjelovao/la sam u videopozivu u kojem mi je druga osoba pokazivao/la svoje (polu)golo tijelo.	0	1	2	3	4
24. snimao/la videopoziv u kojem mi je druga osoba pokazivao/la svoje (polu)golo tijelo.	0	1	2	3	4
25. proslijedio/la njene/gove seksualni sadržaj.	0	1	2	3	4
26. kreirao njene/gove seksualno eksplicitni sadržaj, korištenjem alata umjetne inteligencije, i proslijedio drugima.	0	1	2	3	4

IMENIK AUTORA

(prikazane su adrese priređivača prikaza instrumenata uključenih u Zbirku)

Ana Šimunić

Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru
Šime Vitasovića 1
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: asimunic@unizd.hr

Anđela Šalov

Obala kneza Branimira 3
23232 Nin, Hrvatska
e-mail: sandela197@gmail.com

Noa Janžić

Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru
Šime Vitasovića 1
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: njanzic22@unizd.hr

Ana Proroković

Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru
Šime Vitasovića 1
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: aprorok@unizd.hr

Maja Svegli Đapo

Psihijatrijska bolnica Ugljan
Otočkih dragovoljaca 42
23 275 Ugljan, Hrvatska
e-mail: msvegli@gmail.com

Ivana Macuka

Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru
Šime Vitasovića 1
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: imorand@unizd.hr

Neda Jukić

Živinić 19
21238 Otok, Hrvatska
e-mail: jukicneda@gmail.com

Pavle Valerjev

Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru
Šime Vitasovića 1
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: valerjev@unizd.hr

Marin Dujmović

School of Physiology, Pharmacology
and Neuroscience, University of Bristol
Biomedical Sciences Building University Walk
BS8 1TD, Bristol, Ujedinjeno Kraljevstvo
e-mail: marin.dujmovic@bristol.ac.uk

Izabela Sorić

Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru
Šime Vitasovića 1
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: isoric@unizd.hr

Lozena Ivanov

Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru
Šime Vitasovića 1
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: lozena@unizd.hr

Ivana Tucak Junaković

Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru
Šime Vitasovića 1
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: itucak@unizd.hr

Anđela Šikić

Ise Velikanovića 7,
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: andela.sikic@gmail.com

Nataša Šimić

Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru
Šime Vitasovića 1
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: nsimic@unizd.hr

Dominik Katuša

Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru
Šime Vitasovića 1
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: dominik.katusa10@gmail.com

Anamarija Mihatov

Gimnazija Jurja Barakovića
Perivoj Vladimira Nazora 3
e-mail: psiholog@gjb.hr ili
mihatovanamaria@gmail.com

Andrea Tokić

Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru
Šime Vitasovića 1
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: atokic@unizd.hr

Marina Nekić

Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru
Šime Vitasovića 1
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: mnekic@unizd.hr

Krešimir Jakšić

Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru
Šime Vitasovića 1
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: kjaksic21@unizd.hr

Mirna Modrić

Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru
Šime Vitasovića 1
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: modrimirna55@gmail.com

Magdalena Batinović

Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru
Šime Vitasovića 1
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: megibatinovic1@gmail.com

Arta Dodaj

Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru
Šime Vitasovića 1
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: adodaj@unizd.hr

Kristina Sesar

Studij psihologije Filozofskog fakulteta
Sveučilišta u Mostaru
Matice hrvatske bb
88000 Mostar, Bosna i Hercegovina
e-mail: kristina.sesar@ff.sum.ba

Krešimir Prijatelj

Odjel za psihologiju Sveučilišta u Zadru
Šime Vitasovića 1
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: kprijatelj21@unizd.hr

Antonela Marković

Studij psihologije Filozofskog fakulteta
Sveučilišta u Mostaru
Matice hrvatske bb
88000 Mostar, Bosna i Hercegovina
e-mail: kristina.sesar@ff.sum.ba

Bruno Barać

Odsjek za psihologiju Filozofskog fakulteta
Sveučilišta u Splitu
Poljička cesta 35
21000 Split, Hrvatska
e-mail: bbarac@ffst.hr
Iva Vidović
Gimnazija Vladimira Nazora
Perivoj Vladimira Nazora
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: vidovic.iva@hotmail.com

Dani Škara

Tehnička škola
Ulica Nikole Tesle 9
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: dani.skara@skole.hr

Marija Gradečak

Pomorska škola
Ulica Ante Kuzmanića 1
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: gradecak.mail@gmail.com

Roma Đurić

Tehnička škola
Vukovarska ulica 58
51000 Rijeka, Hrvatska
e-mail: roma.duric@skole.hr

Maja Kralj-Stančec

Hotelijersko-turistička škola
Trg Luke Botića 1
10000 Zagreb, Hrvatska
e-mail: maja.kralj-stancec@skole.hr

Silvana Vitez

Obrtnička škola Gojka Matuline
Ulica Ivana Mažuranića 32
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: silvana.vitez@gmail.com

Jasna Miličević

Srednja strukovna škola
Ulica Bartola Kašića 2
88240 Posušje, Bosna i Hercegovina
e-mail: jasna.m044@gmail.com

Monika Šego Bošnjak

Gimnazija fra Dominika Mandića
Kardinala Stepinca 24
88220 Široki Brijeg, Bosna i Hercegovina
e-mail: monika.sego@gmail.com

Ana Horvat

Mješovita industrijsko-obrtnička škola
Struga ulica 33
47000 Karlovac, Hrvatska
e-mail: ana8horvat@gmail.com

Viktorija Hrga

Ekonomsko-birotehnička
i trgovačka škola
Ulica Antuna Gustava Matoša
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: viktorijavuk@gmail.com

Damir Posavec

Graditeljska, prirodoslovna i rudarska škola
Hallerova aleja 3
42000 Varaždin, Hrvatska
e-mail: psiholog@rudarska.hr

Sanja Ajman Filipčić

Elektrotehnička škola
Konavoska ulica 2
10110 Zagreb, Hrvatska
e-mail: pedagoginja.sanja.ets@gmail.com

Tea Milinović

Turističko-ugostiteljska i prehrambena škola
Poljana dr. Franje Tuđmana 10
43000 Bjelovar, Hrvatska
e-mail: tea.milinovic@gmail.com

Marina Sokol

Glazbena škola
Kapucinski trg 8
42000 Varaždin, Hrvatska
e-mail: marina.sokol@skole.hr

Leonarda Bosilj

Glazbena škola
Kapucinski trg 8
42000 Varaždin, Hrvatska
e-mail: pedagog@glazbena.hr

Mirjana Škoda

Srednja škola Bartula Kašića
Ulica Ante Starčevića 9
23250 Pag, Hrvatska
e-mail: mirjana.skoda@skole.hr

Maja Fabijanić

Srednja škola Bartula Kašića
Ulica Ante Starčevića 9
23250 Pag, Hrvatska
e-mail: maja.fabijanic@skole.hr

Irena Užović

Opća bolnica Zadar
Ulica Bože Peričića 5
23000 Zadar, Hrvatska
e-mail: irena.uzovic@bolnica-zadar.hr