

Validacija skale radoholičarstva WORKBAT

Ćorić, Marin

Master's thesis / Diplomski rad

2020

Degree Grantor / Ustanova koja je dodijelila akademski / stručni stupanj: **Josip Juraj Strossmayer University of Osijek, Faculty of Humanities and Social Sciences / Sveučilište Josipa Jurja Strossmayera u Osijeku, Filozofski fakultet**

Permanent link / Trajna poveznica: <https://um.nsk.hr/um:nbn:hr:142:560141>

Rights / Prava: [In copyright](#) / [Zaštićeno autorskim pravom.](#)

Download date / Datum preuzimanja: **2024-12-26**



FILOZOFSKI FAKULTET
SVEUČILIŠTE JOSIPA JURJA STROSSMAYERA U OSIJEKU

Repository / Repozitorij:

[FFOS-repository - Repository of the Faculty of Humanities and Social Sciences Osijek](#)



Sveučilište J. J. Strossmayera u Osijeku
Filozofski fakultet Osijek
Diplomski studij psihologije

Marin Ćorić

VALIDACIJA SKALE RADOHOLIČARSTVA (WorkBAT)

Diplomski rad

Mentor: izv.prof.dr.sc. Silvija Ručević

Osijek, 2020.

Sveučilište J. J. Strossmayera u Osijeku
Filozofski fakultet Osijek
Odsjek za psihologiju
Diplomski studij psihologije

Marin Ćorić

VALIDACIJA SKALE RADOHOLIČARSTVA (WorkBAT)

Diplomski rad

Društvene znanosti, polje psihologija, grana opća psihologija

Mentor: izv.prof.dr.sc. Silvija Ručević

Osijek, 2020.

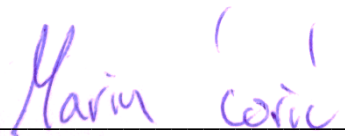
Izjava o akademskoj čestitosti i o suglasnosti za javno objavljivanje

IZJAVA

Izjavljujem s punom materijalnom i moralnom odgovornošću da sam ovaj rad samostalno napravio te da u njemu nema kopiranih ili prepisanih dijelova teksta tuđih radova, a da nisu označeni kao citati s napisanim izvorom odakle su preneseni.

Svojim vlastoručnim potpisom potvrđujem da sam suglasan da Filozofski fakultet Osijek trajno pohrani i javno objavi ovaj moj rad u internetskoj bazi završnih i diplomskih radova knjižnice Filozofskog fakulteta Osijek, knjižnice Sveučilišta Josipa Jurja Strossmayera u Osijeku i Nacionalne i sveučilišne knjižnice u Zagrebu.

U Osijeku, listopad, 2020.



Marin Ćorić, 0010165246

Zahvala:

Veliku zahvalnost, u prvom redu, dugujem svojoj mentorici izv.prof.dr.sc. Silviji Ručević na strpljenju, pomoći i vodstvu pri izradi ovog diplomskog rada.

Također, zahvaljujem se kolegama psiholozima i profesorima koji su prevodili i adaptirali ove psihološke mjerne instrumente na hrvatski jezik.

Hvala Profesoru dr. Bryanu E. Robinsonu, autoru bestsellera #Chill: Turn Off Your Job And Turn On Your Life (2019) i psihoterapeutu koji godinama liječi radoholičare, na ustupljenom pravu korištenja njegove skale WART (1989).

Hvala Mary Ann Muller, koordinatorici tvrtke Francis&Taylor Group za ustupanje prava korištenja skale WorkBAT (1992) autorica Janet T. Spence i Ann S. Robbins i skale SWING (2005) autorice Sabine A. E. Geurts.

Hvala Profesoru dr. Douglas B. Samuelu na ustupanju prava za korištenje FFOCI skale (2018).

I na kraju, najveće hvala mojim prijateljima i obitelji na razumjevanju i podršci tokom studiranja.

Velika HVALA svima!

Validacija skale radoholičarstva (WorkBAT)

Cilj ovoga rada bio je validirati skalu radoholičarstva (WorkBAT) na hrvatski jezik te ispitati njegove psihometrijske karakteristike. Bilo je potrebno utvrditi njegovu faktorsku strukturu, provjeriti pouzdanost i ispitati konvergentnu, divergentnu te kriterijsku valjanost. Na uzorku od N=311 ispitanika, dobivena je trofaktorska struktura originalne verzije WorkBAT-a, ali se čestice nisu raspodijelile prema njihovim originalnim faktorima. Dobivena je visoka pouzdanost ove skale. Konvergentna valjanost sa skalom WART nije dobivena, kao ni divergentna valjanost sa skalom FFOCI-SF koja mjeri opsesivno-kompulzivni poremećaj ličnosti. Kriterijska valjanost je jedina dobivena valjanost u ovom istraživanju. Kao što je i predviđeno, skala WorkBAT pokazala se značajnim prediktorom sukoba na području privatnog s poslovnim životom, odnosno u Interakciji posao-kuća (tj. sa skalom SWING).

Ključne riječi: Validacija, skala radoholičarstva, WorkBAT, WART, OCPD, SWING

Validation of workaholism scale (WorkBAT)

The aim of this study was to validate the Workaholic Scale (WorkBAT) in Croatian language and to examine its psychometric characteristics. It was necessary to determine its factor structure, its reliability and to examine convergent, divergent and criterion validity. On a sample of N = 311 subjects, a three-factor structure of the original version of WorkBAT was obtained, but the items were not distributed according to its original structure. High reliability of this scale was obtained. Convergent validity with the WART scale was not obtained, nor was divergent validity with the FFOCI-SF scale, which measures obsessive compulsive personality disorder. Criteria validity is the only validity obtained in this study. As predicted, the WorkBAT scale proved to be a significant predictor of professional vs private life conflict, ie in the work-home interaction (SWING scale).

Keywords: Validation, workaholism scale, WorkBAT, WART, OCPD, SWING

Sadržaj:

| | |
|--|----|
| Uvod..... | 1 |
| Definicija radoholičarstva i nesuglasice oko konstrukta | 1 |
| Postojeći mjerni instrumenti | 3 |
| Kritika postojećih instrumenata..... | 5 |
| Cilj, problemi i hipoteze..... | 6 |
| Cilj | 6 |
| Problemi..... | 6 |
| Hipoteze..... | 7 |
| Metoda..... | 7 |
| Sudionici | 7 |
| Instrumenti..... | 10 |
| Postupak..... | 13 |
| Rezultati | 13 |
| Faktorska analiza | 15 |
| Pouzdanost..... | 18 |
| Valjanost..... | 18 |
| Rasprava | 24 |
| Doprinos, ograničenja i implikacije rada te smjernice za buduća istraživanja | 27 |
| Zaključak..... | 29 |
| Literatura | 30 |

Uvod

Izraz “radoholičarstvo” je prvo uvedeno u akademsku literaturu kao “ovisnost o radu, kompulzija i kao nekontrolirana potreba za neprestanim radom” (Oates, 1971; prema Patel, Bowler, Bowler i Methe, 2012). Kasnije, nekoliko istraživača je predložilo svoje definicije pa tako Nagy i Davis (1985; prema Patel, 2011) opisuju radoholičarstvo kao “potpunu predanost nekom zanimanju ili poslu”, dok Spruell (1987; prema Patel i sur., 2012) definira radoholičara kao nekoga tko radi dugo na poslu bez obzira na njegovu produktivnost. Neki istraživači poput Mosiera (1982; prema Harpaz i Snir, 2003) definiraju radoholičara kao osobu koja radi više od 50 sati tjedno.

Definicija radoholičarstva i nesuglasice oko konstrukta

Većina istraživača opisuje radoholičarstvo kao kronični obrazac prekomjernog rada koji uključuje dugo radno vrijeme, obavljanje posla više nego što je to potrebno i po implicitnim i po eksplicitnim normama, kao i izrazitu okupiranost poslom (Ng, Sorensen i Feldman, 2007; prema Andreassen, Hetland i Pallesen, 2014). Unatoč tim definicijama, postoji raskorak u doživljaju ovoga konstrukta. Prema nekim istraživačima radoholičarstvo je primarno pozitivna karakteristika ili ponašajna tendencija koja uključuje visoku razinu radne motivacije i angažmana (Scott, Moore i Miceli, 1997) koja sa sobom nosi i pozitivne odrednice poput prosocijalnog ponašanja, bolje radne uspješnosti i osjećaja osnaženosti (Gorgievski i Bakker, 2007; prema Sussman, 2013). Prema drugima, radoholičarstvo je izrazito negativan entitet koji je okarakteriziran kompulzivnošću i rigidnošću (Oates, 1971; prema Schaufeli, Shimazu i Taris, 2009) koje imaju cijeli niz negativnih posljedica poput depresivnog raspoloženja i ozbiljnih psiholoških problema (Matsudaira i sur., 2013), sagorijevanja na poslu (Morkevičiūtė i Endriulaitienė, 2017), nezadovoljstva u braku (Robinson, Flowers i Ng, 2006), pa čak i prerane smrti (Kanai, 2009). Mnogi istraživači upozoravaju kako treba razlikovati pojmove radne angažiranosti od radoholičarstva. Iako oba pojma uključuju uronjenost i zanesenost poslom, radoholičarstvo se razlikuje po akumulaciji negativnih simptoma i destruktivnog je oblika ne samo za pojedinca već i za njegovu okolinu (Del Libano, Llorens, Salanova i Schaufeli, 2010). Stoga, danas ipak prevladava ovo drugo, negativno poimanje ovoga konstrukta.

Drugi prijemor oko ovoga konstrukta odvija se u kontekstu ovisnosti. Iako radoholičarstvo formalno zadovoljava sve uvjete ovisnosti (Sussman i Sussman, 2011), mnogi znanstvenici pitaju se može li se radoholičarstvo smatrati ovisnošću. Otkako je ovaj pojam uveden u akademsku literaturu bio je promatran u kontekstu trenutnog stanja čovjeka, stabilne

crte ličnosti, opsesije, kompulzije pa sve do ovisnosti. Do sada najveći broj istraživanja ipak podupire tezu radoholičarstva kao oblika ovisnosti (Andreassen i sur., 2013; Sussman, 2013), iako on još uvijek nije klasificiran kao tipična ovisnost. Sasvim je jasno kako se radoholičarstvo razlikuje od upotrebe psihoaktivnih tvari jer ono sa sobom ne nosi direktnu fizičku opasnost kao što to, na primjer, radi droga, niti ima iste uzroke kao ostale ovisnosti (npr. drogu uzimaju ljudi koji traže dodatni izvor zadovoljstva). No ono što podupire tezu radoholičarstva kao ovisnosti je destruktivan obrazac ponašanja koji je isti kao kod ovisnika (Sussman, 2013). Radoholičarstvo uključuje opsjednutost poslom do te mjere da značajno interferira s privatnim životom i obavljanjem drugih životnih zadaća. Radoholičari, kao i drugi ovisnici, uključuju se u ovakav način ponašanja unatoč zanemarivanju drugih područja svoga života (Robinson, 1996; prema Aziz, Uhrich, Wuensch i Swords, 2013). Osim toga, fizička ovisnost o psihoaktivnoj supstanci popraćena je nagonom i željom za ponovnim uzimanjem kada se razina te tvari u tijelu smanji ili je odsutna (Sussman, 2013). Ista takva fizička ovisnost i reakcija javlja se i kod radoholičara u vezi posla. Upravo taj nagon i opsjednutost poslom čine ovaj konstrukt čvrsto povezanim s opsesivno-kompulzivnim poremećajem koji se često uzima kao konstrukt pomoću kojeg se divergentno validiraju skale radoholičarstva. Povezanost radoholičarstva i opsesivno-kompulzivnog poremećaja varira od $r = .16$ (npr. Andreassen, Griffiths, Sinha, Hetland i Pallesen, 2016) pa sve do visokih $r = .64$ (npr. Aziz i sur., 2013).

Treća skupina nesuglasica oko ovoga konstrukta javlja se oko uzroka, odnosno razloga za njegovo nastajanje. Jedno od mogućih razloga za ovisnost opisao je Shifron (1999; prema Shifron i Reysen, 2011) prema kojem je ovisnost odabrano ponavljajuće ponašanje razvojnog karaktera čiji je cilj bijeg od egzistencijalnih strahova. Dreikurs (1968; prema Shifron i Reysen, 2011) je koncipirao razloge za takvo ponašanje prema četiri osnovna cilja: privlačenje pozornosti, kontrola, osveta i pokazivanje neprimjerenosti. Radoholičari tako mogu biti motivirani za radom kako bi pridobili pažnju svojih kolega, nadređenih ili članova zajednice dobivanjem višeg statusa u organizaciji ili većom plaćom. Radoholičari mogu ostvariti moć i kontrolu radeći naporno kako bi bili prepoznati u području kojim se bave ili u nekoj organizaciji. Oni se također mogu osvećivati svojim supružnicima tako što će bježati od svojih bračnih problema i odricati se braka u korist posla. Pokazivanje neprimjerenosti također može igrati ulogu kada radoholičari osjete da nema druge opcije nego raditi naporno kako bi sačuvali svoj posao u uvjetima ekonomske nesigurnosti i kako bi na taj način, barem djelomično, održali osjećaj vrijednosti u životu. Budući da su radoholičari spremni odricati se svega u korist rada to će vrlo vjerojatno kreirati sukobe i problema u području privatnog

života. Odricati se, ne samo slobodnog vremena, nego i životnih zadaća i obveza koje privatni život nosi sa sobom, glavni je pokazatelj koji govori da se kod pojedinca razvija ili se već razvilo radoholičarstvo. To je dokazano brojnim istraživanjima, između ostalog i istraživanjem autorice Geurts i suradnika (2005) u kojem je utvrđeno kako oni sudionici koji iskazuju veći stupanj sukoba na području privatnog-poslovnog života mjenjenog skalom SWING statistički značajno postižu i više rezultate na skalama radoholičarstva.

Osim toga, u našem društvu radoholičari su obično nagrađeni za svoj naporni rad što pozitivno potkrepljuje i još više učvršćuje takvo ponašanje kod postojećih radoholičara, ali u isto vrijeme, pod parolom društveno poželjne vrline, ohrabruje i druge da postanu to (McMillan i Northern, 1995; prema Patel i sur., 2012). Pozitivna percepcija koja vlada u okolini, stoga, samo pogoršava situaciju i uzrokuje negiranje od strane radoholičara da priznaju svoje stanje kao ozbiljni poremećaj (Porter, 1996; prema Patel i sur., 2012).

S druge pak strane, novija istraživanja govore kako je radoholičarstvo vođeno unutarnjom, a ne vanjskom motivacijom (Clark, Smith i Haynes, 2020). Drugim riječima, radoholičari ne rade zbog vanjskih faktora poput plaće, prestiža ili zato što im je nadređeni zahtjevan, nego su prisiljeni na rad zbog unutarnjeg pritiska tj. nagona. Taj unutarnji nagon prije je negativnog nego pozitivnog naboja, a ispoljava se u obliku negativnih emocija kada osoba ne radi (Ng, Sorensen i Feldman, 2007; prema Clark i sur., 2020), kao i osjećajem da su “*gurnuti u posao jer se moraju pokoriti svojoj opsesiji*” (Shimazu, Schaufeli i Taris, 2010). Osim toga utvrđeno je kako radoholičari nisu odani organizaciji za koju rade jer ne osjećaju emocionalnu privrženost, već poslu samom po sebi (Naughton, 1987; prema Aziz i sur., 2013). U nastavku su prikazane neke od najčešćih mjera radoholičarstva.

Postojeći mjerni instrumenti

Do sada je razvijeno samo nekoliko empirijski potvrđenih mjera radoholičarstva (Andreassen i sur., 2014). Najpoznatija od njih je Baterija radoholičarstva, odnosno *Workaholism battery* (WorkBAT) autorica Spence i Robbins (1992). One su zaključile kako tipični radoholičar ima visoki radni angažman, osjeća se motiviranim za rad vođen iznimnim unutarnjim nagonom i doživljava nisku razinu zadovoljstva u radu. Konstrukcijska podloga WorkBAT-a bazirana je na dostupnoj literaturi i autoričnim vlastitim hipotezama (Spence i Robbins, 1992). U skladu s tim, kreirale su tri subskale samoprocjene koja odražavaju ta tri pojma. U konstrukcijskom procesu skale prvotni set čestica dan je studentima psihologije na Sveučilištu u Texasu, Austin. Čestice koje su narušavale psihometrijske karakteristike su isključene ili preoblikovane, a nakon dorade nove skale upitnik se ponovno ispitivao na

uzorku 291 socijalnog radnika (134 osobe muškog spola i 157 ženskog spola) nasumice izabranih iz nacionalne baze socijalnih radnika SAD-a. Konačna verzija ovog instrumenta sadrži 25 pitanja podijeljenih u tri subskale: Radni angažman ($\alpha = .65$, osam čestica, primjer čestice: „*Volim konstruktivno koristiti svoje vrijeme, kako na poslu, tako i privatno*“), Nagon ($\alpha = .85$, sedam čestica, primjer čestice: „*Osjećam krivnju kada ne radim*“) i Zadovoljstvo poslom ($\alpha = .88$, deset čestica, primjer čestice: „*Moj posao je toliko zabavan da mi se često ne čini kao posao*“). Zadatak sudionika je da na skali Likertovog tipa od pet stupnjeva procijeni koliko se slaže s pojedinom tvrdnjom, od 1 – “uopće se ne slažem” do 5 – “u potpunosti se slažem”, pri čemu viši rezultat ukazuje na veću sklonost radoholičarstvu (Russo i Waters, 2006).

Ipak, prva mjera radoholičarstva koja je bila razvijena bio je Test rizika radne ovisnosti, odnosno *Work Addiction Risk Test* (WART) autora Robinsona (1989; prema Andreassen i sur., 2014). Čestice predstavljaju simptome s kojima su se susretali kliničari radeći na uspostavljanju dijagnoze za pacijente koji su imali problema s ovisnošću poslom, stoga se konstrukt radoholičarstva kod ovoga autora promatra iz perspektive ovisnosti. Pouzdanost i valjanost testa provjerene su na uzorku 363 američka studenta (107 muškog spola i 256 ženskog spola). Skala je pokazala visoku unutarnju konzistentnost ($\alpha = .88$), kao i visoku pouzdanost ponovnim mjerenjem nakon dva tjedna (*test–retest*) na uzorku od 151 studenta ($r = .83$) (Robinson, Post i Khakee, 1992; prema Sussman, 2013). WART se sastoji od 25 čestica na koje se odgovara na skali Likertovog tipa od četiri stupnja (od 1 – “Nikada ” do 4 – “Uvijek”). Iako je skala često korištena za kreiranje jedinstvenog rezultata, istraživanja pokazuju kako se čestice ipak distribuiraju oko pet faktora/subskala: Kompulzivne tendencije ($\alpha = .77$, devet čestica, primjer čestice: „*Čini mi se da žurim cijelo vrijeme i da vodim utrku s vremenom*“), Kontrola ($\alpha = .75$, sedam čestica, primjer čestice: „*Postanem jako nestrpljiv/nestrpljiva kada trebam čekati nekoga ili kada neka radnja traje jako dugo*“), Oslabljena komunikacija ($\alpha = .59$, pet čestica, primjer čestice: „*Često zaboravim ili ignoriram obiteljska slavlja kao što su rođendani, obljetnice ili blagdani*“), Nemogućnost delegiranja (jedna čestica, primjer čestice: „*Preferiram obavljati većinu poslova sâm radije nego pitati za pomoć*“) i Osjećaj samovrijednosti ($\alpha = .36$, dvije čestice, primjer čestice: „*Vrlo je važno da vidim konkretne rezultate svoga rada*“) (Flowers i Robinson, 2002; prema Andreassen i sur., 2014). Ukupni rezultat se formira kao jednostavna linearna kombinacija. Rezultat veći od 69 karakterizira visoke radoholičarske tendencije, od 55 do 69 umjerene tendencije, a ispod 55 predstavlja odsutnost radoholičarskih tendencija (Patel i sur., 2012).

Od ostalih testova potrebno je spomenuti i Nizozemsku skalu ovisnosti o poslu, odnosno *The Dutch Work Addiction Scale* (DUWAS) autora Schaufelia i suradnika iz 2009. godine, te Upitnik radoholičarstva, odnosno *The Workaholism Analysis Questionnaire* (WAQ) autora Aziza i suradnika iz 2013. godine. Ove skale nisu naišle na veći odaziv niti u primjeni niti u teoriji na području ispitivanja radoholičarstva, pa stoga neće biti detaljno opisane u ovom radu.

Iako je Oates (1971; prema Patel i sur., 2012) opisao radoholičarstvo kao “kompulziju ili nekontroliranu potrebu za neprestanim radom” implicirajući kako radoholičari imaju snažni unutarnji nagon za radom i kako zadovoljstvo proizlazi samo iz rada, istraživači se ipak nisu uspjeli dogovoriti oko jedinstvene definicije, a postojeći mjerni instrumenti su često kritizirani zbog nedostatka valjanosti i pouzdanosti (Andreassen i sur., 2014; Aziz i sur., 2013).

Kritika postojećih instrumenata

Iako su WorkBAT i WART najkorištenije skale, one nisu bez određenih slabosti. Kao prvo, često se sugerira kako WorkBAT i WART ne mjere isti konstrukt. WART je tako, na primjer, čvrsto povezan s ponašanjem tipa A (McMillan i sur., 2001; prema Andreassen i sur., 2014) koji se primarno ogleda u ambicioznosti, organiziranosti, točnosti i nestrpljivosti koji donose sa sobom visoku razinu stresa, dok je WorkBAT često validiran s mjerama poput radnog angažmana, zdravstvenih tegoba, radnim satima, perfekcionizmom i nedelegiranjem (Andreassen i sur., 2007, 2010; prema Andreassen i sur., 2014). Prema Robinsonu (1999; prema Andreassen, 2014) WART snažno korelira s anksioznosti ($r = .40$) i ponašanjem tipa A ($r = .37-.50$) što govori kako ta skala ne mjeri radoholičarstvo već neke druge konstrukte.

Drugo, malo se zna o stabilnosti rezultata radoholičarstva. Radoholičarstvo se smatra relativno stabilnom karakteristikom pojedinca (McMillan i sur., 2003; prema Andreassen i sur., 2014) što sukladno tome dovodi do očekivanja kako bi mjere radoholičarstva trebale pokazivati visoku intra-individualnu stabilnost u vremenu što do sada nije bio slučaj - WorkBAT ($r = .63$) te WART ($r = .70$) (Andreassen i sur., 2014).

Treće, čini se da postoji velika razlika kada je u pitanju faktorska struktura gore navedenih instrumenata. Što se tiče WorkBAT-a, subskele *Radnog angažmana* i *Zadovoljstva poslom* imaju slabe korelacije s cijelim WART-om ($r = .29$ i $r = .19$) što jasno pokazuje kako one ne mjere isti konstrukt (Andreassen i sur., 2014). Nadalje, WorkBAT nije pokazao valjanu konvergentnu valjanost s drugim skalama radoholičarstva. Zapravo, izgleda da je konvergentna valjanost problem svih dosadašnjih mjera radoholičarstva (Pedazur i Schmelkin, 1991; prema Andreassen i sur., 2014). Čini se da je ovaj problem ukorijenjen u

činjenici da još uvijek nema konsenzusa o tome kako definirati i razumjeti radoholičarstvo. Konstrukcijski proces različitih mjera radoholičarstva znatno se razlikuje, pogotovo po pitanju njihove teorijske osnove i metodoloških pristupa (Spence i Robbins, 1992; Robinson, 1989; prema Andreassen i sur., 2014) što ostavlja prostor budućim istraživačima ovoga konstrukta u njegovom definiranju i razumijevanju. Novija istraživanja upućuju na potrebu promatranja radoholičarstva kao multidimenzionalnog konstrukta koji će obuhvatiti motivacijsku, kognitivnu, emocionalnu i ponašajnu dimenziju (Clark i sur., 2020).

Unatoč značajnim poboljšanjima u mjerenju radoholičarstva u zadnjih desetak godina, većina istraživača se još uvijek oslanja na stare skale ovoga konstrukta. Osim toga, do sada, najveći dio istraživanja proveden je u zapadnoj Europi, zanemarujući mogućnost utjecaja drugih kultura na etiologiju, percepciju i ishode radoholičarstva (Clark i sur., 2020). S obzirom na nedostatak empirijskih istraživanja koja uspoređuju radoholičarstvo u različitim kulturama, istraživanja i kasnija primjena ovog konstrukta imala bi korist od veće diverzifikacije uzoraka i međukulturalnih usporedbi (Clark i sur., 2020). Stoga, cilj ovoga rada je validirati Bateriju radoholičarstva (WorkBAT) na hrvatski jezik kako bi psiholozi u području organizacijske psihologije imali barem jedan mjerni instrument kojim bi mjerili ovaj konstrukt i kako bi umanjili psihološku štetu nastalu sve bržim porastom ljudi koji oboljevaju od ove vrste ovisnosti. Osim toga, cilj je ispitati psihometrijske karakteristike ovog instrumenta, odnosno konvergentnu, divergentnu te kriterijsku valjanost ove skale čime bi se moglo pridonijeti razvoju konstrukta radoholičarstva, kako na polju teorije tako i u području prakse.

Cilj, problemi i hipoteze

Cilj

Cilj ovog istraživanja je validirati skalu WorkBAT na hrvatski jezik koja mjeri konstrukt radoholičarstva, utvrditi njegovu faktorsku strukturu, provjeriti pouzdanost i ispitati konvergentnu, divergentnu te kriterijsku valjanost.

Problemi

U skladu s ciljem istraživanja postavljeni su sljedeći istraživački problemi:

P1: Ispitati faktorsku strukturu skale radoholičarstva (WorkBAT)

P2: Ispitati pouzdanost WorkBAT skale

P3: Ispitati različite vrste valjanosti WorkBAT skale, odnosno (a) konvergentnu, (b) divergentnu i (c) kriterijsku valjanost

Hipoteze

U skladu s istraživačkim problemima postavljene su sljedeće hipoteze:

H1: U skladu s faktorskom strukturom originalne skale WorkBAT (Spence i Robbins, 1992), očekuju se tri faktora hrvatske verzije WorkBAT-a

H2: Očekuje se zadovoljavajuća razina pouzdanosti cijele validirane skale ($\alpha > .70$).

H3a: Očekuje se zadovoljavajuća razina konvergentne valjanosti cijele skale, pri čemu će korelacije ukupnog rezultata na skali WorkBAT, kao i njezinih subskala s ukupnim rezultatom i rezultatima na subskalama Work Addiction Risk Testa (Robinson, 1989; prema Andreassen i sur., 2014) biti $> .60$.

H3b: Očekuje se zadovoljavajuća razina divergentne valjanosti cijele skale, pri čemu će korelacije ukupnog rezultata na skali WorkBAT, kao i njezinih subskala s ukupnim rezultatom na skali opsesivno-kompulzivnog poremećaja ličnosti (FFOCI-SF; Samuel i sur., 2012; prema Griffin i sur., 2018) biti $< .30$.

H3c: Očekuje se da će skala WorkBAT statistički značajno predviđati sukob u području privatnog s poslovnim životom, odnosno u Interakciji posao-kuća (Survey Work-home Interaction Nijmegen; Geurts i sur., 2005)

Metoda

Sudionici

U istraživanju je sudjelovalo $N=311$ sudionika, od kojih je $n=199$ (64%) bilo ženskog, a $n=112$ (36%) muškog spola. Raspon dobi sudionika bio je od 19 do 63 godine ($M=31.94$, $SD=8.569$). Uzorak je prikupljen metodom *snježne grude* putem društvene mreže Facebook.

Preduvjeti za sudjelovanje u ovom istraživanju bili su da su sudionici: (1) Redovni i izvanredni studenti/studentice koje rade povremeni posao preko studentskog servisa ili su zaposleni na određeno ili neodređeno vrijeme, bez obzira na broj radnih sati tjedno; te (2) Zaposleni na određeno ili neodređeno radno vrijeme, bez obzira na broj radnih sati tjedno. Demografske karakteristike sudionika detaljnije su navedene u Tablicama 1 i 2.

Tablica 1. Obrazovanje, vrsta ugovora i područje djelatnosti sudionika

| Razina obrazovanja | Broj sudionika | Postotak |
|--|-----------------------|-----------------|
| Osnovno obrazovanje | 2 | 0.6% |
| Strukovno osposobljavanje | 5 | 1.6% |
| Jednogodišnje i dvogodišnje srednjoškolsko strukovno obrazovanje | 0 | 0.0% |
| Trogodišnje strukovno obrazovanje; gimnazijsko srednjoškolsko obrazovanje; četverogodišnje i petogodišnje strukovno srednjoškolsko obrazovanje | 62 | 19.9% |
| Stručni studij | 21 | 6.8% |
| Sveučilišni preddiplomski studij | 46 | 14.8% |
| Sveučilišni diplomski studij; specijalistički diplomski stručni studij | 164 | 52.7% |
| Poslijediplomski specijalistički studij; sveučilišni doktorski studij | 11 | 3.5% |
| Vrsta ugovora | Broj sudionika | Postotak |
| Ugovor na neodređeno | 180 | 57.9% |
| Ugovor na određeno | 70 | 22.5% |
| Ugovor o djelu/autorski ugovor | 2 | 0.6% |
| Studentski ugovor | 59 | 19.0% |
| Područje djelatnosti | Broj sudionika | Postotak |
| Poljoprivreda, šumarstvo i ribarstvo | 12 | 3.9% |
| Rudarstvo i vađenje | 2 | 0.6% |
| Prerađivačka industrija | 13 | 4.2% |
| Opskrba električnom energijom, plinom, parom i klimatizacija | 2 | 0.6% |
| Opskrba vodom; uklanjanje otpadnih voda, gospodarenje otpadom te djelatnosti sanacije okoliša | 0 | 0.0% |
| Građevinarstvo | 9 | 2.9% |
| Trgovina na veliko i na malo; popravak motornih vozila i motocikla | 22 | 7.1% |
| Prijevoz i skladištenje | 4 | 1.3% |
| Djelatnosti pružanja smještaja te pripreme i usluživanja hrane | 10 | 3.2% |
| Informacije i komunikacije | 21 | 6.8% |
| Financijske djelatnosti i djelatnosti osiguranja | 10 | 3.2% |
| Poslovanje nekretninama | 0 | 0.0% |
| Stručne, znanstvene i tehničke djelatnosti | 24 | 7.7% |
| Administrativne i pomoćne uslužne djelatnosti | 23 | 7.4% |
| Javna uprava i obrana; obvezno socijalno osiguranje | 13 | 4.2% |
| Obrazovanje | 64 | 20.6% |
| Djelatnosti zdravstvene zaštite i socijalne skrbi | 37 | 11.9% |
| Umjetnost, zabava i rekreacija | 7 | 2.3% |
| Ostale uslužne djelatnosti | 38 | 12.2% |

Kao što se može vidjeti iz Tablice 1, najveći postotak sudionika ima završen sveučilišni ili specijalistički diplomski stručni studij, nakon čega slijedi trogodišnje strukovno obrazovanje, gimnazijsko srednjoškolsko obrazovanje ili četverogodišnje i petogodišnje strukovno srednjoškolsko obrazovanje. Najveći broj sudionika ima ugovor na neodređeno, te je najveći postotak njih zaposlen u obrazovanju, nakon čega slijede ostale uslužne djelatnosti i djelatnosti zdravstvene zaštite i socijalne skrbi.

Tablica 2. Materijalne prilike i broj radnih sati proveden na radnom mjestu

| Samoprocjena materijalnih prilika | Broj sudionika | Postotak |
|---|-----------------------|-----------------|
| Puno lošije od prosjeka | 0 | 0.0% |
| Lošije od prosjeka | 30 | 9.6% |
| Prosječne | 183 | 58.8% |
| Bolje od prosjeka | 86 | 27.7% |
| Puno bolje od prosjeka | 12 | 3.9% |
| Prosječna mjesečna primanja | Broj sudionika | Postotak |
| Manje od 4 000 kn | 58 | 18.6% |
| od 4 000 do 5 500 kn | 77 | 24.8% |
| od 5 501 do 7 000 kn | 85 | 27.3% |
| od 7 001 do 10 000 kn | 59 | 19.0% |
| Više od 10 000 kn | 32 | 10.3% |
| Sati provedeni na radnom mjestu | Broj sudionika | Postotak |
| Manje od 20 sati | 21 | 6.8% |
| od 20 do 30 sati | 45 | 14.5% |
| od 30 do 40 sati | 91 | 29.3% |
| od 40 do 50 sati | 131 | 42.1% |
| Više od 50 sati | 23 | 7.4% |
| Sati provedeni na dodatnom radnom mjestu | Broj sudionika | Postotak |
| Manje od 5 sati tjedno | 36 | 36.4% |
| od 5 do 10 sati, | 31 | 31.3% |
| od 10 do 15 sati | 20 | 20.2% |
| Više od 15 sati | 12 | 12.1% |

Iz Tablice 2 može se vidjeti kako više od pola sudionika procjenjuje svoje materijalne prilike prosječnim te kako najveći broj njih ostvaruje srednju razinu prihoda od 5 501 do 7 000 kuna mjesečno. Najveći broj sudionika radi od 40 do 50 sati tjedno, a od onih koji rade još i dodatni posao najveći broj njih radi manje od 5 sati tjedno u prosjeku na dodatnom poslu.

Instrumenti

Sve skale, uz odobrenje autora, prevedene su na hrvatski jezik dvostrukim slijepim prijevodom. U nastavku su detaljnije opisani korišteni instrumenti.

Upitnik sociodemografskih podataka

Upitnikom konstruiranim za potrebe ovog istraživanja prikupljeni su podaci o dobi, spolu, stupnju obrazovanja (npr. osnovno obrazovanje, strukovno osposobljavanje, stručni studij), na osnovi koje vrste ugovora su sudionici zaposleni (npr. ugovor na određeno, ugovor na neodređeno), područje djelatnosti u kojoj rade (npr. građevinarstvo, prijevoz i skladištenje itd.), procjene osobnih materijalnih prilika (lošije od prosjeka, prosječne, bolje od prosjeka), visina prosječnih mjesečna primanja (npr. manje od 4 000 kn, od 4 000 do 5 500 kn itd.), prosječan broj sati proveden na svom radnom mjestu te obavljaju li još koji dodatni posao i koliko na njemu provode radnih sati.

Uz sociodemografske podatke, sudionici su se dva puta procjenjivali na skali od 1 (nimalo)-10 (u potpunosti) koliko se smatraju radoholičarima. Budući da u našem društvu vlada pozitivna percepcija ovoga konstrukta, prvi puta su se procjenjivali bez dane definicije, a drugi puta s definicijom radoholičarstva kao ozbiljne vrste ovisnosti (Oates, 1971; prema Patel i sur., 2012) koja narušava dobrobit pojedinca. Prva procjena provedena je na početku istraživanja, a druga na kraju kako sudionici ne bi bili u mogućnosti izmijeniti svoj odgovor te kako se ne bi utjecalo na njihovu motivaciju tijekom ispitivanja.

Baterija radoholičarstva (eng. *Workaholism battery-WorkBAT*; Spence i Robbins, 1992) ispituje stavove, osjećaje i ponašanje prema poslu/radu. Skala se sastoji od 25 pitanja podijeljenih u tri subskale: Radni angažman (8 čestica; $\alpha = .65$; primjer čestice: „*Volim konstruktivno koristiti svoje vrijeme, kako na poslu, tako i privatno*“), Nagon (7 čestica; $\alpha = .85$; primjer čestice: „*Osjećam krivnju kada ne radim*“) i Zadovoljstvo poslom (10 čestica; $\alpha = .88$; primjer čestice: „*Moj posao je toliko zabavan da mi se često ne čini kao posao*“) (Russo i Waters, 2006). Zadatak sudionika je da na skali Likertovog tipa od pet stupnjeva označe koliko se slažu s pojedinom tvrdnjom (od 1 – “uopće se ne slažem” do 5 – “u potpunosti se slažem”). Čestice 6, 8, 11 i 24 je potrebno rekodirati (McMillan, Brady, O’Driscoll i Marsh, 2002; Andreassen i sur., 2014). Ukupni rezultat se računa kao jednostavna linearna kombinacija, pri čemu viši ukupni rezultat upućuje na veću sklonost radoholičarstvu.

Test rizika radne ovisnosti (eng. *Work Addiction Risk Test-WART*; Robinson, 1989; prema Andreassen i sur., 2014) koristio se kako bi se ispitala konvergentna valjanost. Kao i skala WorkBAT, WART ispituje stavove, osjećaje i ponašanje prema poslu/radu s obzirom na učestalost odvijanja određenih radnji/događaja. Kao što je već navedeno, WART se sastoji od

25 čestica na koje se odgovara na skali Likertovog tipa od četiri stupnja (od 1 – “Nikada” do 4 – “Uvijek”), pri čemu viši rezultat upućuje na veću sklonost radoholičarstvu. Rezultati se distribuiraju oko pet faktora/subskala: Kompulzivne tendencije (9 čestica; $\alpha = .77$; primjer čestice: „Čini mi se da žurim cijelo vrijeme i da vodim utrku s vremenom“), Kontrola (7 čestica; $\alpha = .75$; primjer čestice: „Postanem jako nestrpljiv/nestrpljiva kada trebam čekati nekoga ili kada neka radnja traje jako dugo“), Oslabljena komunikacija (5 čestica; $\alpha = .59$; primjer čestice: „Često zaboravim ili ignoriram obiteljska slavlja kao što su rođendani, obljetnice ili blagdani“), Nemogućnost delegiranja (1 čestica; primjer čestice: „Preferiram obavljati većinu poslova sâm radije nego pitati za pomoć“) i Osjećaj samovrijednosti (2 čestice; $\alpha = .36$; primjer čestice: „Vrlo je važno da vidim konkretne rezultate svoga rada“) (Andreassen i sur., 2014). Ukupni rezultat se formira kao jednostavna linearna kombinacija. Rezultat veći od 69 karakterizira visoke radoholičarske tendencije, od 55-69 umjerene tendencije, a ispod 55 predstavlja odsustvo radoholičarskih tendencija (Patel i sur., 2012). Skala je u ranijim istraživanjima pokazala visoku unutarnju konzistentnost ($\alpha = .88$), kao i visoku pouzdanost ponovnim mjerenjem nakon dva tjedna (test–retest) ($r = .83$) (Robinson, Post i Khakee, 1992; prema Sussman, 2013).

Pet-faktorski opsesivno-kompulzivni inventar-kratka verzija, odnosno FFOCI-SF (eng. *Five-Factor Obsessive-Compulsive Inventory-Short form*; Samuel i sur., 2012; prema Griffin i sur., 2018) koristio se kako bi se ispitala divergentna valjanost. Skalom se ispituje opsesivno-kompulzivni poremećaj ličnosti, a temelji se na česticama NEO Personality Inventory–Revised (NEO PI-R) za koje je autor smatrao da bi mogle dobro objasniti ovaj konstrukt. Kraća verzija ima 44 čestice te je njome obuhvaćeno 63% psihometrijskih informacija originalne skale od 120 čestica (Griffin i sur., 2018). Na pitanja se odgovara na skali Likertovog tipa od pet stupnjeva (od 1 – “uopće se ne slažem” do 5 – “u potpunosti se slažem”), pri čemu viši rezultat upućuje na veću sklonost opsesivno-kompulzivnom poremećaju. Rezultati se distribuiraju oko 11 faktora: Pretjerana briga (4 čestice; $\alpha = .85$; primjer čestice: „Često se brinem za budućnost“), Emocionalna hladnoća (4 čestice; $\alpha = .78$; primjer čestice: R „Topla sam i ljubazna osoba“), Averzija prema riziku (4 čestice; $\alpha = .76$; primjer čestice: R „Volim uzbuđenje koje izaziva donošenje rizičnih odluka“), Emocionalna tupost (4 čestice; $\alpha = .74$; primjer čestice: „Teško mi je osjetiti što drugi ljudi osjećaju“), Nefleksibilnost (4 čestice; $\alpha = .73$; primjer čestice: „Moj životni raspored je takav da me drugi nekada smatraju pomalo dosadnim/dosadnom“), Dogmatizam (4 čestice; $\alpha = .77$; primjer čestice: „Ne postoji izgovor za odstupanje od moralnog kodeksa“), Perfekcionizam (4 čestice; $\alpha = .73$; primjer čestice: „Iznimno se ponosim kvalitetom svog rada“), Izbirljivost (4

čestice; $\alpha = .75$; primjer čestice: „*Drugi ljudi govore kako sam iznimno orijentiran na detalje, nekad čak i previše*“), Pedantnost (4 čestice; $\alpha = .71$; primjer čestice: „*Slijedenje pravila je uvijek važno čak i kada znam da me nitko ne kontrolira*“), Upornost (4 čestice; $\alpha = .74$; primjer čestice: „*Opsjednut sam u vezi poštivanja rokova*“) i Promišljeno razmatranje (4 čestice; $\alpha = .83$; primjer čestice: „*Ispitujem svaki detalj problema prije donošenja odluke*“) (Griffin i sur., 2018). U ovom istraživanju koeficijenti pouzdanosti iznosili su .91, .73, .74, .83, .85, .76, .87, .87, .85, .86, .90 redom za navedene faktore. Čestice 5, 6 i 9 je potrebno rekodirati (Samuel i sur., 2014; prema Griffin i sur., 2018). Skala FFOCI-kratka verzija statistički značajno korelira s drugim skalama kojima se mjeri opsesivno-kompulzivni poremećaj (npr. SNAP 2 OCD, Millon Clinical Multiaxial Inventory–III, Personality Diagnostic Questionnaire–4 i dr.) krećući se od .40 za neke subskale, pa sve do .50 i više za većinu subskala (Griffin i sur., 2018).

Skala Interakcija posao-kuća, odnosno skala SWING (eng. *Survey Work-home Interaction Nijmegen*; Geurts i sur., 2005) koristila se za provjeru kriterijske valjanosti. Skala SWING nastala je na temelju dviju hipoteza. Hipoteza oskudice uloga govori nam kako ljudi posjeduju ograničene količine resursa (npr. vrijeme i energiju) pa stoga posvećivanje pažnje više jednoj ulozi (npr. zaposlenik) se nužno negativno odražava na drugu ulogu (npr. supružnik, roditelj, prijatelj...) koju bismo trebali ispunjavati, a ne ispunjavamo je (Greenhaus i Beutell, 1985; prema Geurts i sur., 2005). Hipoteza obogaćivanja uloge polazi od pretpostavke kako ljudski resursi nisu ograničeni već, suprotno, ispunjavanje mnogobrojnih uloga proizvodi resurse (npr. mobiliziranje energije, stjecanje vještina, veće samopoštovanje) koji olakšavaju funkcioniranje čovjeka u obje sfere – i privatno i poslovno (Marks, 1977; prema Geurts i sur., 2005). SWING skala se sastoji od 22 čestice na koje se odgovara na skali Likertovog tipa od četiri stupnja (od 0 – “Nikada ” do 3 – “Uvijek”) pri čemu viši rezultat na negativnim skalama znači višu razinu sukoba privatnog i poslovnog života, dok na pozitivnim skalama znači manju razinu sukoba. Budući da smjer djelovanja i u privatnom (Home) i u poslovnom kontekstu (Work) može biti i pozitivan i negativan, skala ima četiri faktora: Negativni utjecaj poslovnog na privatni život (8 čestica; $\alpha = .84$; primjer čestice: „*Teško ispunjavate vaše kućne obveze jer stalno razmišljate o svom poslu?*“), Negativni utjecaj privatnog na poslovni život (4 čestice; $\alpha = .75$; primjer čestice: „*Imate problema s koncentracijom na poslu jer ste opterećeni sa situacijom kod kuće?*“), Pozitivni utjecaj poslovnog na privatni život (5 čestica; $\alpha = .75$; primjer čestice: „*Izvršavate svoje obveze kod kuće bolje zbog stvari koje ste naučili na svom poslu?*“) i Pozitivni utjecaj privatnog na poslovni život (5 čestica; $\alpha = .81$; primjer čestice: „*Imate veće samopouzdanje na poslu jer*

vam je privatni život dobro organiziran?“) (Geurts i sur., 2005). U ovom istraživanju koeficijenti pouzdanosti iznosili su .91, .86, .84, .85 redom za navedene faktore.

Postupak

Nakon dobivanja suglasnosti Etičkog povjerenstva Filozofskog fakulteta Osijek, istraživanje se provelo online. Poveznica Google obrasca na kojem su sudionici mogli davati odgovore postavila se na društvenu mrežu Facebook pod nazivom „Jesam li radoholičar?“ kako bi privukla što više sudionika. Odabirom poveznice sudionici su anonimno davali svoje odgovore na gore opisane skale. Sudionici su prvo rješavali upitnik o sociodemografskim podacima, a zatim ostale 4 skale. Samoprocjena radoholičarstva jednom česticom se prikupljala dva puta, prvi put bez, a drugi put s definicijom radoholičarstva koja glasi „Na skali od 1-10 procijenite koliko se smatrate radoholičarom ako se ono označava kao *ovisnost o radu, kompulzija i kao nekontrolirana potreba za neprestanim radom* (Oates, 1971; prema Patel i sur., 2012) te se klasificira kao ozbiljna vrsta ovisnosti koja narušava dobrobit pojedinca?“ Prvi puta sudionici su se procjenjivati prije sociodemografskog upitnika, a drugi puta nakon rješavanja skala, kako bi se onemogućilo vraćanje na prvu samoprocjenu i izmjena iste.

Rezultati

Kako bi se provjerilo je li opravdano koristiti parametrijske postupke u obradi rezultata, Kolmogorov – Smirnovljev testom (K-S test) provjeren je normalitet distribucije korištenih varijabli. Analizom je utvrđeno kako distribucije svih varijabli, osim ukupnoga rezultata na skali WART i skali SWING, značajno odstupaju od normalne te se nastavilo s daljnjom provjerom (vidjeti Tablicu 3). S obzirom da kod korištenja K-S testa samo jedan ekstreman rezultat može dovesti do statističke značajnosti (Howell, 2010) jer se sam postupak zasniva na jednoj razlici između teorijskih i opaženih vrijednosti (Petz, 2007), uz njega se koriste i indeksi asimetričnosti i spljoštenosti. Taj kriterij zahtjeva da indeks asimetričnosti bude manji od tri, a indeks spljoštenosti manji od 8 (Kline, 2005) te je u tom slučaju dozvoljeno distribucije tretirati kao normalne i nastaviti s parametrijskim postupcima. Većina varijabli u ovome istraživanju pokazuje negativnu asimetričnost, pri čemu se indeksi kreću od -.01 do -.83, a oni pozitivni od .22 do 1. Iz navedenoga je vidljivo da se indeksi asimetričnosti nalaze u zadanome okviru, a isto vrijedi i za indekse spljoštenosti te su time zadovoljeni uvjeti za parametrijsku obradu rezultata.

Tablica 3. Deskriptivni podaci za upitnike kojima su se ispitivale konvergentna, divergentna i kriterijska valjanost

| | K-S | Indeks asimetričnosti | Indeks spljoštenosti | M | SD | P- min. | P- max. | T- min. | T- max. |
|----------------------------|-------|--------------------------|-------------------------|--------|-------|------------|------------|------------|------------|
| WART | | | | | | | | | |
| Ukupan rezultat | .04 | -.01 | -.37 | 62.62 | 12.83 | 31 | 95 | 25 | 100 |
| Nemogućnost delegiranja | .23** | -.46 | -.54 | 3.12 | 0.78 | 1 | 4 | 1 | 4 |
| Kontrola | .06** | -.06 | -.43 | 20.77 | 5.03 | 8 | 32 | 8 | 32 |
| Kompulzivne tendencije | .06** | -.13 | -.57 | 23.29 | 5.80 | 9 | 36 | 9 | 36 |
| Osjećaj samovrijednosti | .17** | -.26 | -.45 | 5.93 | 1.37 | 2 | 8 | 2 | 8 |
| Oslabljena komunikacija | .12** | .72 | .40 | 9.51 | 2.92 | 5 | 19 | 5 | 20 |
| FFOCI | | | | | | | | | |
| Ukupan rezultat | .06* | -.30 | .34 | 135.81 | 24.05 | 56 | 191 | 48 | 240 |
| Pretjerana briga | .12** | -.40 | -.66 | 14.47 | 4.02 | 4 | 20 | 4 | 20 |
| Emocionalna hladnoća | .13** | .58 | -.01 | 8.02 | 3.06 | 4 | 20 | 4 | 20 |
| Averzija prema riziku | .07** | -.04 | -.49 | 13.01 | 3.64 | 4 | 20 | 4 | 20 |
| Emocionalna tupost | .16** | 1.00 | .48 | 7.80 | 3.76 | 4 | 20 | 4 | 20 |
| Nefleksibilnost | .09** | .22 | -.78 | 10.79 | 4.06 | 4 | 20 | 4 | 20 |
| Dogmatizam | .09** | -.12 | -.37 | 12.04 | 3.67 | 4 | 20 | 4 | 20 |
| Perfekcionizam | .12** | -.83 | .74 | 14.98 | 3.43 | 4 | 20 | 4 | 20 |
| Izbitljivost | .12** | -.63 | -.07 | 14.06 | 3.91 | 4 | 20 | 4 | 20 |
| Pedantnost | .09** | -.16 | -.50 | 12.41 | 3.91 | 4 | 20 | 4 | 20 |
| Upornost | .12** | -.54 | -.27 | 13.83 | 3.98 | 4 | 20 | 4 | 20 |
| Promišljeno razmatranje | .13** | -.56 | -.09 | 14.39 | 3.74 | 4 | 20 | 4 | 20 |
| SWING | | | | | | | | | |
| Ukupan rezultat | .04 | .02 | .18 | 25.87 | 10.79 | 0 | 66 | 0 | 66 |

Legenda: *M* – aritmetička sredina; *SD* – standardna devijacija; *P - min.* – postignuti minimum; *P - max.* – postignuti maksimum; *T - min.* – teorijski minimum; *T-max.* – teorijski maksimum; *WART* - Test rizika radne ovisnosti; *FFOCI* - Pet-faktorski opsesivno-kompulzivni inventar; *SWING* - Skala Interakcija posao-kuća

Što se tiče upitnika WART, sudionici su postigli nešto više rezultate, posebice na subskalama *Nemogućnost delegiranja*, *Kontrola*, *Kompulzivne tendencije* i *Osjećaj*

samovrijednosti, dok su rezultati nešto niži na *Oslabljenoj komunikaciji*. Rezultati na skali FFOCI također su nešto viši, posebice na subskalama *Pretjerana briga*, *Averzija prema riziku*, *Perfekcionizam*, *Izbirljivost*, *Upornost* i *Promišljeno razmatranje*, a niži su na subskalama *Emocionalna hladnoća* i *Emocionalna tupost*. Aritmetička sredina ukupnoga rezultata na skali SWING za sudionike u ovome istraživanju prilično je niža od teorijskoga maksimuma.

Da podsjetimo, sudionici su se dva puta samoprocjenjivali na skali od 1 do 10 koliko se smatraju radoholičarima, prvi puta bez definicije, a drugi puta s danom definicijom. Na prvoj samoprocjeni radoholičarstva prosječna vrijednost bila je $M=7.14$, $SD=1.893$, dok je na drugoj samoprocjeni vrijednost bila $M=5.59$, $SD=2.380$. t-test za zavisne uzorke pokazao je kako postoji statistički značajna razlika prve i druge samoprocjene $t(310) = 14.22$, $p < .01$.

Faktorska analiza

Kako bi se ispitala prva pretpostavka da se u skladu s faktorskom strukturom originalne skale WorkBAT-a (Spence i Robbins, 1992) očekuju tri faktora hrvatske verzije navedenoga upitnika, provedena je eksploratorna faktorska analiza. Kao prvi korak, provjereni su preduvjeti koji trebaju biti zadovoljeni kako bi se moglo nastaviti s faktorizacijom. Pogodnost matrice korelacija za provedbu faktorske analize provjerena je Kaiser – Meyer – Olkinovim testa (KMO) čija je vrijednost iznosila $KMO=.87$ te je zadovoljavajuća. Isto tako, Bartlettov test sfericiteta pokazao je kako je korelacijska matrica pogodna za daljnju obradu, odnosno značajno se razlikuje od matrice identiteta. Za provjeru faktorske strukture, kao metoda ekstrakcije, korištena je metoda glavnih osi te kosokutna (Direct Oblimin) rotacija. Prilikom odabira broja značajnih faktora korišteno je nekoliko kriterija. Najprije se provjerio Kaiser-Guttmanov kriterij koji predlaže da se kao novi faktor treba prihvatiti svaki onaj čiji je karakteristični korijen veći od 1, što bi u ovome istraživanju značilo šest faktora koji bi objasnili 60.79% varijance. Zatim se provjerio Cattellov scree plot prema kojemu su ekstrahirana tri faktora. S obzirom da prva dva kriterija pokazuju različit broj faktora, posegnulo se za paralelnom analizom koja se smatra najpouzdanijom metodom određivanja broja faktora (Henson i Roberts, 2006). Paralelnom se analizom uspoređuju karakteristični korijeni dobiveni na empirijskim podacima s onima slučajnoga uzorka iste veličine (O'Connor, 2000). Prema ovome kriteriju, ekstrahirala su se tri faktora što se podudara s Cattellovim scree plotom te je trofaktorsko rješenje u konačnici i prihvaćeno. U Tablici 4 prikazana su zasićenja pojedinih čestica raspoređena prema faktorima, a zadržane su čestice čija su zasićenja veća od .40.

Tablica 4. Faktorska struktura skale WorkBAT

| Čestica i pripadajući originalni faktor | Faktor | | |
|--|---------|-----------|------------|
| | I. N | II. ZP | III. RA |
| 22. Često pomislim da postoji nešto u meni što me tjera da naporno radim. (N) | .78 | | |
| 14. Osjećam se dužnim/dužnom raditi naporno čak i kada u tome ne uživam. (N) | .73 | | |
| 25. Čini mi se kao da imam unutarnji poriv da naporno radim. (N) | .70 | | |
| 21. Između moga posla i drugih aktivnosti u koje sam uključen/uključena ne ostaje mi puno slobodnoga vremena. (RA) | .63 | | |
| 18. Iznimno je bitno za mene raditi naporno, čak i kada ne uživam u tome. (N) | .63 | | |
| 20. Često sam/sama sebe uhvatim da razmišljam o poslu, čak i kada se malo zaželim maknuti od njega. (N) | .62 | | |
| 15. Volim konstruktivno koristiti svoje vrijeme, kako na poslu, tako i privatno. (RA) | .56 | | |
| 24.* Postane mi dosadno i budem nemiran/nemirna na odmoru kada nemam ništa produktivno za raditi. (RA) | -.55 | | |
| 13. Svoje slobodno vrijeme provodim na projekte i druge aktivnosti. (RA) | .54 | | |
| 16. Izgubim pojam o vremenu kada sam uključen/uključena u posao ili neki projekt. (ZP) | .50 | | |
| 3. Osjećam krivnju kada ne radim. (N) | .48 | | |
| 5. Često poželim da nisam toliko predan/predana svome poslu. (N) | .46 | | |
| 12. Uzalud potrošeno vrijeme je loše kao i uzalud potrošen novac. (RA) | .44 | | |
| 7. Moj posao je toliko zabavan da mi se često ne čini kao posao. (ZP) | | .81 | |
| 4. Moj posao je više zabava nego rad. (ZP) | | .72 | |
| 10. Većinu vremena moj posao je vrlo ugodan. (ZP) | | .71 | |
| 2. Volim svoj posao više nego većina drugih ljudi. (ZP) | | .68 | |
| 23. Ponekad toliko puno uživam u svome poslu da se ne mogu zaustaviti. (ZP) | | .58 | |
| 11.* Rijetko kada nalazim nešto zadovoljavajuće u svom poslu. (ZP) | | .55 | |
| 9. Obavim puno više posla nego se to od mene očekuje čisto radi zabave. (ZP) | | .53 | |
| 19. Kada se uključim u zanimljiv projekt (posao) teško mi je opisati koliko se uzbuđeno osjećam. (ZP) | | .47 | |
| 17. Ponekad kada se ustanem rano ujutro jedva čekam da počnem raditi. (ZP) | | .41 | |
| 6.* Volim se opustiti i uživati što je više moguće. (RA) | | | .79 |
| 1. Kada imam slobodnoga vremena, volim se opustiti i ne raditi ništa ozbiljno. (RA) | | | .76 |
| 8.* Radujem se unaprijed vikendima – puno zabave bez posla. (RA) | | | .70 |

Legenda: * - označava čestice koje su rekodirane; WorkBAT-Skala Radoholičarstva; N-Nagon; RA-Radni angažman; ZP-Zadovoljstvo poslom

Faktorska struktura originalne skale WorkBAT (Spence i Robbins, 1992) također se sastoji od tri faktora, pri čemu se prvi faktor naziva *Radna angažiranost*, drugi faktor *Nagon*, a treći faktor *Zadovoljstvo poslom*. Dakle, potvrđena je pretpostavka da će i hrvatska verzija WorkBAT-a imati trofaktorsku strukturu. No, raspodjela čestica u faktore nešto se razlikuje s

obzirom na originalnu verziju upitnika. Prvi faktor hrvatske verzije upitnika sastoji se od svih čestica drugoga faktora originalne verzije (3., 5., 14., 18., 20., 22. i 25. čestica), od nekoliko čestica originalnoga prvoga faktora (12., 13., 15., 21., i 24. čestica) i 16. čestice koja u originalnoj verziji pripada trećemu faktoru. Stoga, prvi faktor hrvatske verzije sastoji se od 13 čestica koje objašnjavaju 26.84% varijance. Nadalje, drugi faktor hrvatske verzije upitnika sastoji se od svih čestica trećega faktora originalne verzije (2., 4., 7., 9., 10., 11., 17., 19. i 23. čestica), bez 16. čestice koja se smjestila u prvi faktor. Drugi faktor hrvatske verzije upitnika sastoji se od 9 čestica koje objašnjavaju 11.87% varijance. Posljednji se faktor sastoji od tri čestice koje su u originalnoj verziji upitnika svrstane u prvi faktor, a to su 1., 6. i 8. čestica te objašnjavaju 8.02% varijance. Dobiveni rezultati sugeriraju kako u hrvatskoj verziji upitnika najviše doprinosa ima faktor *Nagon* te je tako nazvan prvi faktor, zatim faktor *Zadovoljstvo poslom* koji čini drugi faktor, a treći je faktor *Radna angažiranost*.

Pregledom deskriptivnih rezultata za skalu WorkBAT prikazanima u Tablici 5, vidljivo je kako sudionici u ovome istraživanju postižu prosječne rezultate s obzirom na teorijski maksimum, kako na ukupnom rezultatu, tako i na subskalama. Rezultati na Kolmogorov – Smirnovljevom testu (K-S test) ponovno sugeriraju kako distribucije svih varijabli značajno odstupaju od normalne te su izračunati indeksi asimetričnosti i spljoštenosti. Ukupni rezultat na skali WorkBAT te rezultati na svim subskalama pokazuju negativnu asimetričnost, pri čemu se indeksi kreću od -.28 do -.69. Indeksi spljoštenosti kreću se u intervalu od -.31 do .57 te su svi parametri u prihvatljivim granicama spomenutima ranije.

Tablica 5. Deskriptivni podaci za WorkBAT nakon faktorske analize

| | K-S | Indeks asimetričnosti | Indeks spljoštenosti | M | SD | P- min. | P- max. | T- min. | T- max. |
|------------------------|-------|--------------------------|-------------------------|-------|-------|------------|------------|------------|------------|
| WorkBAT | | | | | | | | | |
| Ukupan rezultat | .09** | -.69 | .57 | 81.78 | 11.87 | 44 | 109 | 25 | 125 |
| Nagon | .08** | -.39 | -.11 | 42.54 | 8.06 | 19 | 62 | 13 | 65 |
| Zadovoljstvo poslom | .10** | -.28 | -.31 | 28.03 | 6.75 | 10 | 45 | 9 | 45 |
| Radna angažiranost | .12** | -.51 | -.41 | 11.21 | 2.82 | 3 | 15 | 3 | 15 |

Legenda: *M* – aritmetička sredina; *SD* – standardna devijacija; *P - min.* – postignuti minimum; *P - max.* – postignuti maksimum; *T - min.* – teorijski minimum; *T-max.* – teorijski maksimum; *WorkBAT*-Skala Radoholičarstva

Pouzdanost

Drugom je hipotezom pretpostavljeno kako će cijela validirana skala imati zadovoljavajuću pouzdanost ($\alpha > .70$), stoga je izračunat Cronbach α koeficijent unutarnje konzistencije svih 25 čestica upitnika. Dobiven je koeficijent pouzdanosti u iznosu $\alpha = .78$ te je time hipoteza potvrđena. Uz to, izračunati su koeficijenti pouzdanosti za pojedine faktore koji su zadovoljavajući pa tako Cronbach α za subskalu *Nagon* iznosi .76, a za subskalu *Zadovoljstvo poslom* .83, te *Radni angažman* .72.

Valjanost

Trećom je hipotezom (3a hipoteza) pretpostavljeno kako će razina konvergentne valjanosti cijele skale biti zadovoljavajuća, pri čemu će korelacije ukupnoga rezultata na upitniku WorkBAT i njezinih subskala s ukupnim rezultatom i rezultatima na subskalama WART-a biti veće od .60. Pregledom korelacijske matrice (Tablica 6) uočeno je kako povezanost ukupnoga rezultata na WorkBAT-u s ukupnim rezultatom na WART-u nije veća od pretpostavljenih .60, već iznosi .46. Isto tako, subskale WorkBAT-a u niskim su pozitivnim korelacijama s ukupnim rezultatom na WART-u, ali i s njegovim subskalama. Samo subskala *Nagon* (WorkBAT) pokazuje nešto veću povezanost sa subskalom *Kompulzivne tendencije* (WART) od pretpostavljenih .60 ($r = .64$). Stoga, 3a hipoteza nije potvrđena.

Hipoteza 3b pretpostavlja kako će razina divergentne valjanosti cijele skale biti zadovoljavajuća, tj. korelacije ukupnoga rezultata na skali WorkBAT i njezinih subskala s rezultatom na skali opsesivno-kompulzivnog poremećaja ličnosti (FFOCI) bit će manje od .30. Uvidom u korelacijsku matricu (Tablica 7) vidljivo je kako povezanost ukupnoga rezultata na skali WorkBAT i skali FFOCI iznosi .38 te je veća od one pretpostavljene u hipotezi. Također, ukupni rezultat na skali WorkBAT i rezultat na subskali *Nagon* pokazuju povezanost veću od .30 s nekim subskalama FFOCI-ja (*Perfekcionizam, Izbirljivost, Predanost, Upornost, Promišljeno razmatranje*). Dakle, nije potvrđena divergentna valjanost cijele skale WorkBAT.

Tablica 6. Korelacijska matrica za Demografske varijable, skalu WorkBAT, njezine subskale, skalu WART i njezine subskale te skalu SWING

| | 2. | 3. | 4. | 5. | 6. | 7. | 8. | 9. | 10. | 11. | 12. | 13. | 14. | 15. | 16. | |
|------------------------------|-----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|------|-------|--------|-------|-------|-------|--------|---|
| Demografske varijable | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1. Spol | .05 | -.08 | -.12* | -.04 | .11 | .09 | .06 | .04 | .06 | .09 | .19** | -.08 | .17** | .08 | -.01 | |
| 2. Dob | | .19** | .04 | .29** | -.04 | -.04 | .02 | -.09 | .04 | -.07 | -.04 | -.03 | -.07 | -.06 | -.11* | |
| 3. Sati na poslu | | | .24** | .40** | .09 | .18* | .01 | -.19** | -.01 | .06 | .22** | .07 | .17** | .17** | .14** | |
| 4. Procjena mat. prilika | | | | .60** | .12* | .09 | .15** | -.14* | .09 | .06 | .13* | .03 | .08 | .11 | .08 | |
| 5. Prosječna primanja | | | | | .19** | .18** | .17** | -.14* | .05 | .08 | .21** | .06 | .08 | .15** | .05 | |
| WorkBAT | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 6. Ukupan rezultat | | | | | | .84** | .77** | -.03 | .10 | .35** | .51** | .26** | .27** | .46** | .26** | |
| 7. Nagon | | | | | | | .37** | -.22** | .12* | .41** | .64** | .25** | .35** | .56** | .35** | |
| 8. Zadovoljstvo poslom | | | | | | | | -.20** | .02 | .12* | .24* | .13* | .11* | .20** | .11 | |
| 9. Radna angažiranost | | | | | | | | | .03 | .02 | -.25** | .06 | -.11* | -.12* | -.17** | |
| WART | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 10. Nemogućnost delegiranja | | | | | | | | | | .38** | .32** | .24** | .15** | .41** | .09 | |
| 11. Kontrola | | | | | | | | | | | .69** | .52** | .49** | .90** | .50** | |
| 12. Kompulzivne tendencije | | | | | | | | | | | | .34** | .53** | .90** | .50** | |
| 13. Osjećaj samovrijednosti | | | | | | | | | | | | | .29** | .55** | .18** | |
| 14. Oslabljena kontrola | | | | | | | | | | | | | | .70** | .44** | |
| 15. Ukupan rezultat | | | | | | | | | | | | | | | .49** | |
| SWING | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 16. Ukupan rezultat | | | | | | | | | | | | | | | | - |

Legenda: ** $p < .01$; * $p < .05$; WorkBAT- Skala Radoholičarstva; WART - Test rizika radne ovisnosti; SWING - Skala interakcija posao-kuća

Tablica 7. Korelacijska matrica za skalu WorkBAT, njezine subskale, skalu FFOCI i njezine subskale

| Varijabla | 2. | 3. | 4. | 5. | 6. | 7. | 8. | 9. | 10. | 11. | 12. | 13. | 14. | 15. | 16. | |
|---------------------------|--------------|--------------|---------------|--------------|-----|--------------|--------------|--------------|--------------|---------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|---|
| WorkBAT | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1. Ukupan rezultat | .84** | .77** | -03 | .18** | -04 | .05 | -02 | .07 | .20** | .43** | .40** | .40** | .41** | .32** | .38** | |
| 2. Nagon | | .37** | -.22** | .26** | .04 | .11 | .02 | .11 | .26** | .41** | .38** | .44** | .39** | .34** | .43** | |
| 3. Zadovoljstvo poslom | | | -.20** | -03 | -07 | -03 | -01 | .00 | .08 | .28** | .28** | .23** | .30** | .15** | .19** | |
| 4. Radna angažiranost | | | | .09 | -09 | -01 | -.13* | .01 | -10 | -03 | -08 | -.12* | -.13* | -01 | -09 | |
| FFOCI | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 5. Pretjerana briga | | | | | .00 | .24** | .02 | .24** | .20** | .29** | .31** | .40** | .21** | .31** | .52** | |
| 6. Emocionalna hladnoća | | | | | | .03 | .53** | .20** | .03 | -.15** | -10 | -03 | -11 | -07 | .18** | |
| 7. Averzija | | | | | | | .05 | .67** | .16** | .17** | .23** | .31** | .28** | .35** | .55** | |
| 8. Emocionalna tupost | | | | | | | | .32** | .13* | -07 | .00 | .08 | .02 | -03 | .31 | |
| 9. Nefleksibilnost | | | | | | | | | .30** | .14* | .21** | .33** | .22** | .28** | .62** | |
| 10. Dogmatizam | | | | | | | | | | .34** | .31** | .52** | .37** | .34** | .58** | |
| 11. Perfekcionizam | | | | | | | | | | | .70** | .49** | .59** | .54** | .64** | |
| 12. Izbirljivost | | | | | | | | | | | | .62** | .61** | .65** | .72** | |
| 13. Predanost | | | | | | | | | | | | | .64** | .57** | .79** | |
| 14. Upornost | | | | | | | | | | | | | | .59** | .70** | |
| 15. Promišljeno raz. | | | | | | | | | | | | | | | .72** | |
| 16. Ukupan rezultat FFOCI | | | | | | | | | | | | | | | | - |

Legenda: ** $p < .01$; * $p < .05$; WorkBAT-Skala Radoholičarstva; FFOCI-Pet-faktorski opsesivno-kompulzivni inventar

Za ispitivanje hipoteze 3c, odnosno, predviđa li skala WorkBAT značajno sukob u području privatnoga s poslovnim životom, tj. u interakciji posao – kuća, provedena je hijerarhijska regresijska analiza. Prije same regresijske analize, provedena je i korelacijska analiza uključenih varijabli (vidjeti Tablicu 6). Kao što se može vidjeti, ukupni rezultat na skali WorkBAT značajno je i pozitivno, iako nisko, povezan s rezultatima na skali SWING. Drugim riječima, osobe s višim rezultatima na skali WorkBAT imaju više rezultate i na skali SWING. Od subskala WorkBAT-a, subskala *Nagon* značajno je pozitivno povezana sa skalom SWING. Dakle, osobe koje osjećaju snažan nagon za poslom iskazuju i više sukoba na području poslovnog i privatnog života. Također, subskala *Radna angažiranost* značajno je povezana, ali negativno, sa skalom SWING. To znači da osobe koje se manje angažiraju na poslu imaju i manje sukoba na relaciji poslovni-privatni život. Od sociodemografskih varijabli, utvrđena je značajna korelacija dobi te sati provedenih na poslu s ukupnim rezultatom na skali SWING. Pri tome su starije osobe procjenjivale razinu sukoba privatnog i poslovnog života nižom. Za razliku od njih, osobe koje provode više sati na poslu su izvještavale i o višim razinama sukoba privatnog i poslovnog života. Osim toga, osobe koje procjenjuju svoje materijalne prilike boljima te osobe s višim prosječnim primanjima su imale i više rezultate na skali WorkBAT.

Zatim su provedene dvije hijerarhijske regresijske analize u kojima je kao kriterij korišten ukupni rezultat na skali SWING. U prvoj su hijerarhijskoj regresijskoj analizi kao prediktori u prvome koraku, na temelju rezultata korelacijske analize, uključene kontrolne varijable dob i sati provedeni na poslu, dok su u drugome koraku uključene korištene subskale WorkBAT-a (*Nagon*, *Zadovoljstvo poslom* i *Radna angažiranost*). U Tablici 8 prikazani su rezultati prve hijerarhijske regresijske analize te je vidljivo kako su u skladu s rezultatima korelacijske analize, od demografskih varijabli, značajni prediktori dob i sati provedeni na poslu, pri čemu je dob negativan prediktor, a sati provedeni na poslu pozitivan prediktor. U drugome koraku, uvrštene su subskale WorkBAT-a (*Nagon*, *Zadovoljstvo poslom* i *Radna angažiranost*) te se subskala *Nagon*, ponovno u skladu s korelacijskom analizom, pokazala jedinim značajnim pozitivnim prediktorom.

Tablica 8. Prikaz rezultata hijerarhijske regresijske analize za skalu SWING kao kriterij i subskale WorkBAT-a kao prediktore

| Model | Varijabla | β | R | R ² | ΔR^2 | F |
|----------|-----------------------------|--------------|-----|----------------|--------------|---------|
| 1. korak | Dob | -.14* | .20 | .04 | - | 6.15* |
| | Sati na poslu | .16* | | | | |
| 2. korak | Dob | -.12* | .38 | .13 | .11 | 13.02** |
| | Sati na poslu | .08 | | | | |
| | WorkBAT Nagon | .31** | | | | |
| | WorkBAT Zadovoljstvo poslom | -.02 | | | | |
| | WorkBAT Radna angažiranost | -.10 | | | | |

Legenda: ** $p < .01$; * $p < .05$; *WorkBAT*-Skala Radoholičarstva; *SWING*-Skala Interakcija posao-kuća

S obzirom da su se demografske varijable dob i sati provedeni na poslu u prvome bloku pokazale značajnim prediktorima, a u drugome bloku varijabla sati provedeni na poslu prestaje biti značajnom, dok se značajnost varijable dob smanjila, iako ona ostaje značajnim prediktorom, provjeren je mogući medijacijski utjecaj pomoću četiri koraka analize medijacijskoga odnosa (Baron i Kenny, 1986). Provjerom korelacijske matrice, utvrđeno je kako je dob značajno negativno povezana s rezultatom na skali SWING, dok je varijabla sati provedeni na poslu značajno pozitivno povezana. U drugom su koraku provedene tri hijerarhijske regresijske analize u kojima su dob i sati provedeni na poslu korišteni kao prediktori, a tri subskale WorkBAT-a (*Nagon*, *Zadovoljstvo poslom*, *Radna angažiranost*) korištene su kao kriteriji. Pokazalo se kako su sati provedeni na poslu pozitivno povezani s *Nagonom*, dok se u ostalim slučajevima nisu pronašle značajne povezanosti. Isto tako, sati provedeni na poslu pokazali su se značajnim pozitivnim prediktorom *Nagona*, dok se u ostalim slučajevima nije pokazao niti jedan značajan prediktor. Nakon toga, u trećem koraku, provjerena je povezanost potencijalnih medijatora (tri subskale WorkBAT-a) s kriterijem, tj. rezultatom na skali SWING. Pokazalo se kako je samo subskala *Nagon* značajno pozitivno povezana s rezultatom na SWING-u, dok druge dvije subskale ne pokazuju značajnu povezanost. I na kraju, u posljednjem koraku, ponovno je provedena hijerarhijska regresijska analiza u kojoj su dob i provedeni sati na poslu uvršteni u prvi blok, dok su subskale uvrštene posebno u iduće blokove, a kao kriterij je korišten rezultat na skali SWING. Pokazalo se kako varijabla sati provedeni na poslu prestaje biti značajnim prediktorom ($\beta = .08$, $p > .05$) kada se u analizu uvrsti subskala *Nagon*, dok varijabla dob smanjuje svoju značajnost, no i dalje

ostaje značajnim prediktorom ($\beta = -.12, p < .05$). Stoga, u prvome se slučaju dogodila potpuna medijacija, dok je u drugom slučaju došlo do djelomične medijacije, a medijator je subskala *Nagon*.

U drugoj su hijerarhijskoj regresijskoj analizi (Tablica 9) ponovno u prvome bloku uključene kontrolne demografske varijable dob i sati provedeni na poslu, dok je u drugome koraku uvršten ukupan rezultat na skali WorkBAT.

Tablica 9. Prikaz rezultata hijerarhijske regresijske analize za skalu SWING kao kriterij i skalu WorkBAT kao prediktor

| Model | Varijabla | β | R | R ² | ΔR^2 | F |
|----------|-------------------------|--------------|-----|----------------|--------------|---------|
| 1. korak | Dob | -.14* | .20 | .04 | - | 6.15* |
| | Sati na poslu | .16* | | | | |
| 2. korak | Dob | -.13* | .31 | .10 | .06 | 19.61** |
| | Sati na poslu | .14* | | | | |
| | Ukupan rezultat WorkBAT | .24** | | | | |

Legenda: ** $p < .01$; * $p < .05$; *WorkBAT*-Skala Radoholičarstva; *SWING*-Skala Interakcija posao-kuća

Kao što se može vidjeti u Tablici 9, nakon kontrole sociodemografskih varijabli, u drugome bloku značajnim pozitivnim prediktorom pokazao se i ukupni rezultat na WorkBAT-u.

Zaključno, u prvoj provedenoj hijerarhijskoj regresijskoj analizi, cijelim je modelom objašnjeno 14.8% varijance sukoba u području privatnoga s poslovnim životom, pri čemu prvi blok objašnjava 3.8%, drugi blok objašnjava 10.9%. U drugoj hijerarhijskoj regresijskoj analizi, cijelim je modelom objašnjeno 9.6% varijance, pri čemu drugi blok objašnjava 5.8%. Stoga se općenito može zaključiti kako će osobe koje postižu više rezultate na skali WorkBAT, imati i više sukoba u području poslovnog s privatnim životom, tj. u interakciji posao – kuća, odnosno hipoteza 3c je potvrđena.

Rasprava

Kao prvi korak u testiranju hipoteza provjerena je faktorska struktura upitnika. Dobivena su pretpostavljena tri faktora kao u originalnoj verziji, ali s drugačijim faktorskim redoslijedom. Dobiveni rezultati sugeriraju kako u hrvatskoj verziji upitnika najviše doprinosa ima faktor *Nagon* te je tako nazvan prvi faktor (iako je on u originalnoj verziji drugi faktor), zatim faktor *Zadovoljstvo poslom* koji čini drugi faktor (u originalnoj verziji on je treći faktor), a treći faktor (koji je originalno prvi faktor) naziva se *Radna angažiranost*. Budući da faktor *Nagon* mjeri pritisak na rad koji se pokreće i održava unutarnjim, a ne vanjskim pritiskom (Spence i Robbins, 1992) ne treba nas iznenaditi činjenica kako upravo taj faktor objašnjava najveći dio varijance ovog konstrukta, pogotovo ako se radoholičari definiraju kao ovisnici o poslu koji se osjećaju natjerani ili prisiljeni raditi, ne zbog vanjskih zahtjeva ili užitka u poslu, već zbog unutarnjih pritisaka zbog kojih je osoba uznemirena ili osjeća krivnju ako ne radi (Schaufeli i sur., 2009). Osim faktorske strukture potrebno je posebnu pozornost posvetiti raspodjeli čestica unutar faktora, budući da se hrvatska verzija razlikuje od onoga što je originalno zamišljeno. Najproblematičniji je faktor *Radna angažiranost* koji je trebao objašnjavati najveći udio varijance, a u ovom istraživanju objašnjava najmanji udio. Razlog tome je što je od ukupno osam čestica koje je trebao imati, njih pet je pripalo faktoru *Nagon*. Upravo taj faktor pokazao se problematičnim i u drugim istraživanjima. U španjolskoj verziji WorkBAT-a, pet od osam čestica *Radne angažiranosti* nije imalo zasićenje niti na jednom faktoru (Boada-Grau, Prizmic-Kuzmica, Serrano-Fernández i Vigil-Colet, 2013), dok u turskoj verziji njih četiri nije bilo zasićeno niti jednim faktorom, dok su se ostale četiri čestice raspodijelili na ostale faktore, rezultirajući dvofaktorskom strukturom upitnika (Ersoy-Kart, 2005). U norveškom istraživanju se pak, faktor *Radna angažiranost*, raspodijelio na dva faktora, rezultirajući ukupno četverofaktorskom strukturom upitnika (Andreassen i sur., 2014). Razlog ovog nestabilnog faktora možda leži u činjenici da je radoholičarstvo obrazac ponašanja, a subskala *Radne angažiranosti* odražava stav (Scott i sur., 1997). No, upravo ovakva istraživanja govore nam kako je faktorska stabilnost ovoga upitnika jedan od njegovih glavnih problema. Dakle, iako je potvrđena trofaktorska struktura čestice se nisu raspodijelile prema originalnim faktorima stoga je ova hipoteza odbačena.

Cijeli upitnik, kao i sva tri njegova faktora, imaju visoku pouzdanost čime je potvrđena druga hipoteza. To je u skladu i sa originalnim istraživanjem autorica Spence i Robbins (1992) koje su dobile Cronbach α za faktor *Nagon* $\alpha = .81$, za faktor *Zadovoljstvo poslom* $\alpha = .69$ te za faktor *Radna angažiranost* $\alpha = .86$. Kada bi se u obzir uzela originalna struktura skale Cronbach α za faktor *Nagon* bio bi $\alpha = .81$, za faktor *Zadovoljstvo poslom* $\alpha = .84$ te za

faktor *Radna angažiranost* $\alpha = -.07$, što ponovno sugerira da je faktor *Radna angažiranost* problematičan te da bi se u budućim istraživanjima svakako trebalo raditi na njegovom poboljšanju.

Konvergentna valjanost WorkBAT-a provjerena je temeljem korelacije s WART-om. Dobivena korelacija od $r = .46$ govori nam kako konvergentna valjanost nije utvrđena, čime hipoteza 3a nije prihvaćena. Unatoč velikom doprinosu ove skale na polju radoholičarstva često je kritizirana, osim stabilnosti faktorske strukture, upravo zbog svoje valjanosti (Aziz i sur., 2013). Što se tiče WorkBAT-a, subskale *Zadovoljstva poslom* i *Radne angažiranosti* imaju slabe korelacije s cijelim WART-om ($r = .20$ i $r = -.12$) što jasno pokazuje kako one ne mjere isti konstrukt. Slične su rezultate dobili i Andreassen i suradnici (2014) ($r = .19$ i $r = .29$). WART je tako na primjer, čvrsto povezan s ponašanjem tipa A (McMillan i sur., 2001; prema Andreassen i sur., 2014), dok je WorkBAT često validiran s mjerama poput radnog angažmana, zdravstvenih tegoba, radnim satima, perfekcionizmom i nedelegiranjem (Andreassen i sur., 2007, 2010; prema Andreassen i sur., 2014). Robinson (1999; prema Andreassen, 2014) je utvrdio kako WART snažno korelira s anksioznošću ($r = .40$) što sugerira kako ta skala ne mjeri radoholičarstvo već neke druge konstrukte, pa je sukladno tome teško za očekivati da će se dobiti zadovoljavajuća konvergentna valjanost, budući da u teorijskom smislu već u samim temeljima divergiraju jedan od drugog. Od svih subskala samo subskala *Nagon* od WorkBAT-a dostiže zadani kriterij od .60 sa subskalom *Kompulzivnih tendencija* iz WART-a. Kada bi se u obzir uzela originalna struktura skale WorkBAT-a korelacije s WART-om za faktor *Nagon* bio bi $r = .60$, za faktor *Zadovoljstvo poslom* $r = .22$ te za faktor *Radna angažiranost* $r = .23$. Ponovno, značajna razlika između hrvatske i originalne verzije upitnika WorkBAT utvrđena je za faktor *Radna angažiranost*.

Divergentna valjanost provjeravana je pomoću korelacije s upitnikom FFOCI-SF koji mjeri opsesivno-kompulzivni poremećaj ličnosti. Navedena valjanost nije postignuta, čime hipoteza 3b nije prihvaćena, budući da su dobivene visoke pozitivne povezanosti cijelih upitnika ($r = .38$) i njihovih subskala. Od 11 subskala njih sedam je statistički značajno povezano s WorkBAT-om, a čak njih pet ne zadovoljava kriterij divergentne valjanosti manji od .30 (*Perfekcionizam, Izbirljivost, Predanost, Upornost i Promišljeno razmatranje*). Od ranije je poznato kako su radoholičarstvo i perfekcionizam povezani $r = .46$, kao i upornost $r = .71$ i izbirljivost $r = .50$ (Patel, 2011). Budući da ne postoje dostupni podaci o korelaciji ova dva upitnika, referentnu točku s kojom bi usporedili nemamo, ali možemo zaključiti na temelju drugih skala radoholičarstva i drugih skala opsesivno-kompulzivnog poremećaja ličnosti. Tako npr. u istraživanju Aziza i suradnika (2013) korelacija između WART-a i

SNAP-a iznosila je visokih $r = .64$. U istraživanju McMillana i suradnika (2002) subskala *Nagona WorkBAT*-a bila je povezana $r = .61$ sa skalom SNAP-a. Samuel i Widiger (2010; prema Aziz i sur., 2013) u svom istraživanju čak govore kako je radoholičarstvo *core trait*, odnosno glavna osobina opsesivno-kompulzivnog poremećaja ličnosti. Dobivena visoka povezanost ukazuje na to kako se navedeni konstrukti međusobno ne razlikuju koliko bi se trebali razlikovati, odnosno velik dio varijance opsesivno-kompulzivnog poremećaja ličnosti je zahvaćen skalom radoholičarstva.

Kriterijska valjanost skale radoholičarstva ispitana je pomoću varijable sukoba u području poslovnog s privatnim životom, odnosno interakciji posao-kuća. Na temelju rezultata hijerarhijske regresijske analize vidljivo je kako su demografske varijable sati provedeni na poslu i dob pokazali značajnim prediktorima. Sati provedeni na poslu su se pokazali značajnim pozitivnim, a dob značajnim negativnim prediktorom. Slično istraživanju Brewera i Shaparda (2004; prema Dordoni i sur., 2019) u kojem je utvrđeno kako osobe starije dobi provode više vremena na poslu (Tablica 6), a u isto vrijeme iskazuju manje sukoba na relaciji poslovni-privatni život. To se tumači time kako su godine iskustva naučile starije osobe kako se nositi sa stresom kako u poslovnom, tako i u privatnom životu (Dordoni i sur., 2019), što zauzvrat rezultira manjom razinom sukoba na privatno-poslovnim relacijama, odnosno utvrđena je negativna korelaciju između godina i stresa. Što se tiče toga da starije osobe provode više sati na poslu govori činjenica kako se u cijelom svijetu osjeti utjecaj starenja i dejuvenilizacije radno sposobnog stanovništva na tržište rada, što stvara sve veći pritisak na osobe starije dobi (Dordoni i sur., 2019).

Uz prethodno navedene sociodemografske varijable, značajnim pozitivnim prediktorom pokazala se i subskala *Nagon*. Budući da subskala *Nagon* objašnjava najveći dio varijance ovoga konstrukta, a i definira se kao unutarnji nesklad koji osobu tjera na naporan rad, i ne treba čuditi činjenica kako je on značajni prediktor sukoba na relaciji privatni-poslovni život, odnosno osobe koji iskazuju viši nagon za radom imati će i više sukoba na području privatnog i poslovnog života. Značajnim pozitivnim prediktorom pokazao se i ukupni rezultat na skali *WorkBAT*. Stoga, može se zaključiti kako će oni koji se procjene više na skali (a to su radoholičari) imati i više sukoba u području privatnoga s poslovnim životom, što je u skladu i s drugim istraživanjima u kojima je utvrđena pozitivna korelacija između radoholičarstva i sukoba u području privatnog-poslovnog života (Clark, Michel, Stevens, Howell1 i Scruggs, 2013; Russo i Waters, 2006).

Gotovo sve interkorelacije ispitivanih varijabli u skladu su s očekivanjem, a jedini izuzetak je činjenica kako se radoholičari procjenjuju visoko na dimenziji *Zadovoljstva*

poslom. Ersoy-Kart (2005) također je na turskom uzorku dobio rezultate visoko na dimenziji *Zadovoljstva poslom*, kao i Boada-Grau i suradnici (2013) na španjolskom uzorku. Kanai i Wakabayashi (2001; prema Ersoy-Kart, 2005) govore kako naporni rad i uživanje u njemu mogu omogućiti ljudima da rade više bez gubitka smisla svog rada, pa bi se obrazac ponašanja „*tjeran na posao, ali i dalje uživanje u njemu*“ mogao pojaviti kao način suočavanja sa sve većim zahtjevima na poslu.

Zaključno, od testiranih oblika valjanosti, samo je postignuta kriterijska valjanost WorkBAT skale što uvelike ograničava primjenu ove skale na hrvatskom uzorku.

Doprinos, ograničenja i implikacije rada te smjernice za buduća istraživanja

Doprinos ovoga rada ogleda se u činjenici kako je ovo prvi rad u Hrvatskoj koji se bavi validacijom skale radoholičarstva. Iako je postignuta trofaktorska struktura originalne verzije upitnika ona nije identična onoj koju sugeriraju Spence i Robbins (1992). Osim toga, ne treba zanemariti podatak slabe konvergentne i divergentne valjanosti skale. Vjerovanja smo, kako su položeni temelji na području ispitivanja radoholičarstva u Hrvatskoj, no daljnja istraživanja su svakako potrebna kako bi detaljnije ispitala psihometrijske karakteristike ove skale na hrvatskom uzorku. Uzimajući u obzir rezultate drugih istraživanja provedenih izvan SAD-a čini se da je radoholičarstvo konstrukt čije bi manifestacije mogle ovisiti o kulturi u kojoj se ispituje.

Slaba konvergentna i divergentna valjanost skale WorkBAT ograničava upotrebu ove skale, jer kako mjeriti radoholičarstvo ako rezultati govore kako ona nužno ne mjeri samo radoholičarstvo, već i neke druge konstrukte. Osim valjanosti, ograničenje može biti i u samom uzorku. Nije na odmet zapitati se jesmo li uzorkom koji je u ovom istraživanju uistinu obuhvatili one koje trebamo kako bismo ispitali ovaj konstrukt. Najveća kritika originalnog istraživanja WorkBAT skale je ta što je on validiran na homogenom uzorku socijalnih radnika (Spence i Robbins, 1992) koji su mogli dovesti do pogrešne faktorske strukture ili u najmanju ruku značajno ograničiti upotrebu ovoga upitnika (McMillan i sur., 2002). No, ono što je dobro u ideji ispitivanja socijalnih radnika je to da su oni odabrani radi toga što nemaju fiksno, nego fleksibilno radno vrijeme. Vjerovalo se, a kasnije se i dokazalo u tom istraživanju, kako upravo to fleksibilno radno vrijeme dobro razdvaja radoholičare od neradoholičara jer radoholičari sami sebi nameću posao, a s njim i prekomjerne radne sate (Spence i Robbins, 1992). Ograničenje ovoga istraživanja, stoga, leži u činjenici kako ovim istraživanjem nisu obuhvaćene samozaposlene osobe. Također, malo je za vjerovati kako su se metodom *snježne grude*, kojom su se prikupljali podaci, obuhvatili poduzetnici ili

menadžeri. Upravo te samozaposlene osobe, poduzetnici, menadžeri i osobe na višim pozicijama mogle bi predstavljati dobar izvor podataka, budući da je od ranije poznato kako WorkBAT snažno korelira s karakteristikama posla $r = .58$ (Patel, 2011).

Što se tiče teorijskih implikacija ovoga rada, vjerujemo kako ovaj rad postavlja puno više pitanja, nego što daje odgovora, a to i ne treba čuditi kada velika većina istraživanja osporava valjanost ove skale. Budući da WorkBAT nije prošao test vremena ni u drugim zemljama, teško je za očekivati kako će proći u Hrvatskoj. Što se tiče praktičnih implikacija, budući da ovo istraživanje nije potvrdilo većinu hipoteza valjanosti, malo je za vjerovati kako će se ovaj upitnik početi koristiti u hrvatskim organizacijama. Kako bi se konstrukt radoholičarstva pristupilo ozbiljno, istraživači će se morati u budućnosti dogovoriti oko jedinstvene definicije radoholičarstva i još važnije, kako ga mjeriti. Negativne posljedice koje nosi radoholičarstvo, ne samo na zdravlje čovjeka, već i na njegovu obitelj, okolinu, kao i ekonomiju cijele zemlje stavljaju veliko breme i izazov pred organizacijske psihologe u budućnosti. Sudeći po ovom istraživanju, ali i drugim istraživanjima, treba veseliti činjenica kako se veliki dio radoholičarstva može objasniti opsesijama i kompulzijama, posebno ako znamo da kognitivno-bihevioralna terapija poprilično uspješno rješava opsesivno-kompulzivne tendencije (Aziz i sur., 2013).

Što se tiče smjernica za buduća istraživanja, bit će potrebna dodatna istraživanja WorkBAT-a, ali bilo bi dobro validirati i ostale skale radoholičarstva kako bi se provjerilo koja od njih daje najbolje rezultate na hrvatskoj populaciji. Osim tih skala bilo bi dobro uključiti i druge varijable, kao u ovom istraživanju. Sudionici koji su se ocjenili s ocjenom 6 i više statistički se značajno razlikuju od onih s ocjenom 5 i manje na skali radoholičarstva, kao i oni koji rade dodatni posao, od onih koji ne rade. Također, statistički je značajna i razlika u prvoj i drugoj samoprocjeni $t(310)=14.22$, $p < .01$, što nam govori kako su ljudi nakon istraživanja ili davali socijalno poželjne odgovore ili su shvatili kako je radoholičarstvo zapravo negativna stvar koja uništava ljudsko zdravlje. Ono što se nije pokazalo statistički značajnim za radoholičarstvo su radni sati. Naime, oni koji rade 40 i više sati ne razlikuju se od onih koji rade manje. Iste rezultate su dobili i Ersoy-Kart (2005) i McMillan i suradnici (2002) koji govore kako se radoholičarstvo ne može definirati isključivo „u satima rada u tjednu“, te da ti nalazi predstavljaju možda i prekretnicu u razumijevanju ovoga konstrukta. Ljudi mogu raditi prekomjerno i biti ovisni o poslu zbog drugih razloga kao npr. zbog ambicije, želje za napredovanjem, nedostataka socijalnih alternativa, siromaštva itd. (McMillan i sur., 2002). Nadalje, neki su istraživači utvrdili su statističku značajnu povezanost radoholičarstva i osobina ličnosti, što može biti podloga za daljnja istraživanja. Na primjer,

Burke, Matthiesen i Pallesen (2006) su utvrdili značajnu povezanost neuroticizma i radoholičarstva ($r = .36$). U svakom slučaju, novija istraživanja upućuju na potrebu promatranja radoholičarstva kao multidimenzionalnog konstrukta koji će obuhvatiti motivacijsku, kognitivnu, emocionalnu i ponašajnu dimenziju (Clark i sur., 2020).

Zaključak

Cilj ovoga rada bio je validirati Bateriju radoholičarstva (WorkBAT) na hrvatski jezik te ispitati njegove psihometrijske karakteristike kako bi psiholozi na području organizacijske psihologije imali barem jedan mjerni instrument kojima bi mjerili ovaj konstrukt. Iako je potvrđena trofaktorska struktura upitnika, čini se kako ona ne odgovaraju originalnom istraživanju koji predviđa kako subskala *Radnog angažmana* treba objasniti najveći dio varijance ovoga konstrukta. U ovom istraživanju, kao i mnogim drugim istraživanjima dobilo se kako subskala *Nagona* objašnjava najveći dio varijance. Dobivena je visoka pouzdanost, što je u skladu s originalnim istraživanjem. Konvergentna valjanost nije dobivena, što upućuje kako isti mjerni instrumenti nužno ne mjere isti konstrukt, što je i potvrđeno divergentnom valjanosti u kojoj konstrukti radoholičarstva i opsesivno-kompulzivnog poremećaja ličnosti koreliraju više nego što bi trebali. Jedina valjanost koja je potvrđena je kriterijska valjanost u kojoj se Skala radoholičarstva pokazala značajnim prediktorom sukoba na području poslovnog s privatnim životom, odnosno u Interakciji posao-kuća. Daljnja istraživanja su svakako potrebna kako bi se ispitala valjanost ove skale, ili pak otvorio prostor drugim skalama radoholičarstva koje bi bile bolje na hrvatskom uzorku.

Literatura

- Andreassen, C. S. (2014). Workaholism: An overview and current status of the research. *Journal of Behavioral Addictions*, 3(1), 1–11. <http://dx.doi.org/10.1556/JBA.2.2013.017>
- Andreassen, C. S. i sur. (2013). The relationships between behavioral addictions and the five-factor model of personality. *Journal of Behavioral Addictions*, 2(2), 90–99. <http://dx.doi.org/10.1556/JBA.2.2013.003>
- Andreassen, C. S., Griffiths, M. D., Sinha, R., Hetland, J. i Pallesen, S. (2016). The relationships between workaholism and symptoms of psychiatric disorders: A large-scale cross-sectional study. *PLoS ONE* 11(5). <http://dx.doi.org/10.1371/journal.pone.0152978>
- Andreassen, C. S., Hetland, J. i Pallesen, S. (2014). Psychometric assessment of workaholism measures. *Journal of Managerial Psychology*, 29(1), 7-24. <http://dx.doi.org/10.1108/JMP-05-2013-0143>
- Aziz, S., Uhrich, B., Wuensch, K. L. i Swords, B. (2013). The workaholism analysis questionnaire: Emphasizing work-life imbalance and addiction in the measurement of workaholism. *Institute of Behavioral and Applied Management*.
- Baron, R. M. i Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology* 51(6), 1173-1182. <http://dx.doi.org/10.1037//0022-3514.51.6.1173>
- Boada-Grau, J., Prizmic-Kuzmica, A. J., Serrano-Fernández, M. J. i Vigil-Colet, A. (2013). Estructura factorial, fiabilidad y validez de la escala de adicción al trabajo (WorkBAT): Versión española. *Anales de psicología*, 29(3), 923-933. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.29.3.147071>
- Burke, R. J., Matthiesen, S. B. i Pallesen, S. (2006). Personality correlates of workaholism. *Personality and Individual Differences* 40, 1223–1233. <http://dx.doi.org/10.1016/j.paid.2005.10.017>
- Clark, M. A., Michel, J. S., Stevens, G. W., Howell, J. W. i Scruggs, R. S. (2013). Workaholism, work engagement and work-home outcomes: Exploring the mediating role of positive and negative emotions. *Stress and Health*. <http://dx.doi.org/10.1002/smi.2511>

- Clark, M. A., Smith, R. W. i Haynes, N. J. (2020). The multidimensional workaholism scale: Linking the conceptualization and measurement of workaholism. *Journal of Applied Psychology*. <http://dx.doi.org/10.1037/apl0000484>
- Del Líbano, M., Llorens, S., Salanova, M. i Schaufeli, W. (2010). Validity of a brief workaholism scale. *Psicothema*, 22(1), 143-150.
- Dordoni, P. (2019). Live to work or work to live? An age-moderated mediation model on the simultaneous mechanisms prompted by workaholism among healthcare professionals. *Frontiers in psychology* 10(868). <http://dx.doi.org/10.3389/fpsyg.2019.00868>
- Ersoy-Kart, M. (2005). Reliability and validity of the workaholism battery (WorkBAT): Turkish form. *Social behavior and personality*, 33(6), 609-618.
- Geurts, S. A. E. i sur. (2005). Work-home interaction from a work psychological perspective: Development and validation of a new questionnaire, the SWING. *Work & Stress*, 19(4), 319-339. <http://dx.doi.org/10.1080/02678370500410208>
- Griffin, S. A. i sur. (2018). Development and examination of the five-factor obsessive-compulsive inventory–Short form. *Assessment*, 25(1), 56–68. <http://dx.doi.org/10.1177/1073191116643818>
- Harpaz, I. i Snir, R. (2003). Workaholism: Its definition and nature. *Human Relations*, 56(3), 291–319. <http://dx.doi.org/10.1177/0018726703056003613>
- Henson, R. i Roberts, J. (2006). Use of exploratory factor analysis in published research: Common errors and some comment on improved practice. *Educational and Psychological Measurement*, 66, 393-416. <http://dx.doi.org/10.1177/0013164405282485>
- Howell, D. C. (2010). *Statistical Methods for Psychology*. Belmont, CA: Wadsworth, Cengage Learning.
- Kanai, A. (2009). Karoshi (work to death) in Japan. *Journal of Business Ethics*, 84(2), 209-216. <http://dx.doi.org/10.2307/40294785>
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling (second edition)*. New York: Guilford Press.
- Matsudaira, K., Shimazu, A., Fujii, T., Kubota, K., Sawada, T., Kikuchi, N. i Takahashi, M. (2013). Workaholism as a risk factor for depressive mood, disabling back pain, and sickness absence. *PLoS ONE*, 8 (9). <http://dx.doi.org/10.1371/journal.pone.0075140>
- McMillan, L. H. W., Brady, E. C., O’Driscoll, M. P. i Marsh, N. V. (2002). A multifaceted validation study of Spence and Robbins’ (1992) Workaholism Battery. *Journal of*

- occupational and organizational psychology*, 75, 357–368.
<http://dx.doi.org/10.1348/096317902320369758>
- Morkevičiūtė, M. i Endriulaitienė, A. (2017). The role of a perceived ethical leadership style in the relationship between workaholism and occupational burnout. *International Journal of Psychology: Biopsychosocial Approach*, 20, 61-82.
<https://dx.doi.org/10.7220/2345-024X.20.4>
- O'Connor, B.P. (2000). SPSS and SAS programs for determining the number of components using parallel analysis and Velicer's MAP test. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 32(3), 396-402.
- Patel, A. (2011). *A meta-analysis of workaholism*. Greenville: East Carolina University.
- Patel, A. S., Bowler, M. C., Bowler, J. L. i Methe, S. A. (2012). A meta-analysis of workaholism. *International Journal of Business and Management*, 7(11).
<http://dx.doi.org/10.5539/ijbm.v7n11p2>
- Petz, B. (2007). *Osnovne statističke metode za nematematičare (sedmo izdanje)*. Jastrebarsko: Naklada Slap.
- Robinson, B. E., Flowers, C. i Ng, K. (2006). The relationship between workaholism and marital disaffection: Husbands' perspective. *The Family Journal*, 14(3).
<https://doi.org/10.1177/1066480706287269>
- Russo, J. A. i Waters, L. E. (2006). Workaholic worker type differences in work-family conflict. *Career Development International* 11(5), 418-439.
<http://dx.doi.org/10.1108/13620430610683052>
- Schaufeli, W. B., Shimazu, A. i Taris, T. W. (2009). Being driven to work excessively hard: The evaluation of a two-factor measure of workaholism in the Netherlands and Japan. *Cross-Cultural Research*, 43(4), 320-348.
<http://dx.doi.org/10.1177/1069397109337239>
- Scott, K. S., Moore, K. S. i Miceli, M. P. (1997). An exploration of the meaning and consequences of workaholism. *Human relations*, 50 (3).
<http://dx.doi.org/10.1177/001872679705000304>
- Shifron, R. i Reysen, R. R. (2011). Workaholism: Addiction to work. *The journal of individual psychology*, 67(2).
- Shimazu, A., Schaufeli, W. B. i Taris, T. W. (2010). How does workaholism affect worker health and performance? The mediating role of coping. *International Journal of Behavioral Medicine* 17, 154–160. <http://dx.doi.org/10.1007/s12529-010-9077-x>

- Spence, J. T. i Robbins, A. S. (1992). Workaholism: Definition, measurement, and preliminary results. *Journal of personality assessment*, 58(1), 160-178.
- Sussman, S. (2013). Workaholism: A Review. *Journal of Addiction Research & Therapy*, 6(1). <http://dx.doi.org/10.4172/2155-6105.S6-001>
- Sussman, S. i Sussman, A. N. (2011). Considering the definition of addiction. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 8, 4025-4038. <http://dx.doi.org/10.3390/ijerph8104025>