

Sveučilište J. J. Strossmayera u Osijeku
Filozofski fakultet
Odsjek za psihologiju

DOŽIVLJAJ (NE)PRAVEDNOSTI NA STUDIJU

Diplomski rad

Anja Kit

Mentor: doc. dr. sc. Ana Jakopec

Osijek, 2017.

Sveučilište J. J. Strossmayera u Osijeku

Filozofski fakultet

Odsjek za psihologiju

Studij: Diplomski studij psihologije

Anja Kit

DOŽIVLJAJ (NE)PRAVEDNOSTI NA STUDIJU

Diplomski rad

Društvene znanosti, polje psihologija, grana psihologija rada

Mentor: doc. dr. sc. Ana Jakopec

Osijek, 2017.

Sadržaj

Uvod.....	1
Pravednost profesora i kolega: teorijska osnova i razvoj hipoteze.....	2
Učinci pravednosti profesora i kolega na radnu angažiranost studenata: teorijska osnova i razvoj hipoteze	8
Posredujuća uloga povjerenja u profesore u odnosu pravednosti i radne angažiranosti studenata: teorijska osnova i razvoj hipoteze	10
Metoda.....	11
Sudionici.....	11
Instrumenti	11
Postupak	13
Rezultati	14
Testiranje preduvjeta za korištenje parametrijskih postupaka.....	14
Faktorska analiza Upitnika pravednosti profesora i kolega.....	14
Provjera valjanosti Upitnika pravednosti profesora i kolega.....	17
Deskriptivna statistika	20
Korelacije mjerenih varijabli.....	21
Doprinos percipirane pravednosti profesora i kolega objašnjenju radne angažiranosti studenata te posredujuća uloga povjerenja u profesore	22
Rasprava	24
Faktorska analiza i provjera valjanosti Upitnika pravednosti profesora i kolega.....	24
Doprinos percipirane pravednosti profesora i kolega objašnjenju radne angažiranosti studenata te posredujuća uloga povjerenja u profesore	25
Doprinos, ograničenja i implikacije rada te prijedlozi za buduća istraživanja	29
Zaključak	31
Literatura	32

Doživljaj (ne)pravednosti na studiju

Osnovni cilj ovog istraživanja bila je konstrukcija i validacija Upitnika pravednosti profesora i kolega. Radom se nastojalo ispitati i učinke percepcije pravednosti različitih izvora (profesora i kolega) na radnu angažiranost studenata, te provjeriti medijacijsku ulogu povjerenja u profesore u tim odnosima. Rezultati konfirmatorne faktorske analize, provedene na uzorku od 1513 studenata, potvrdili su četverofaktorsku strukturu novokonstruiranog upitnika (distributivna, proceduralna i interakcijska pravednost profesora te interakcijska pravednost kolega). Dobiveni rezultati hijerarhijske regresijske analize upućuju na to da distributivna, proceduralna i interakcijska pravednost profesora te interakcijska pravednost kolega doprinose radnoj angažiranosti studenata, i to uz posredujuću ulogu povjerenja u profesore. Suprotno očekivanjima, povjerenje u profesore djelomični je medijator čak i u odnosu interakcijske pravednosti kolega i radne angažiranosti studenata, što dodatno naglašava važnost odnosa profesora i studenata. Od svih dimenzija pravednosti, interakcijska se pravednost profesora pokazala najvažnijim prediktorom radne angažiranosti, što je posebno važno s obzirom na to da su studenti upravo nju procjenjivali najnegativnije.

Ključne riječi: percepcija pravednosti različitih izvora, pravednost profesora, pravednost kolega, povjerenje u profesore, radna angažiranost studenata

Perception of (in)justice in higher education

The main aim of this study was the construction and validation of the Teachers' and Peers' Fairness Scale. Additionally, it explored the relationship between perceptions of multi-foci justice (teachers and peers) and student work engagement, as well as examined trust in teachers as a mediator. The results of confirmatory factor analysis performed on a sample of 1513 students confirmed the four-factor solution for the new questionnaire (distributive, procedural and interactional fairness of teachers, as well as interactional fairness of peers). The results also suggest that teachers' distributive, procedural and interactional fairness, as well as the interactional fairness of peers, intensify the student work engagement, through students' trust in their teachers. Contrary to what was expected, trust in teachers also partially mediated the relationship between peers' interactional fairness and work engagement, which highlights the role of teacher-student relationships. Out of all the fairness dimensions, interactional fairness of teachers was found to be the strongest predictor of work engagement. This is particularly important, considering that it was the most negatively perceived fairness dimension in this study.

Key words: multi-foci justice, fairness of teachers, fairness of peers, trust in teachers, student work engagement

Uvod

Ljudi žele biti pravedno tretirani. To je prirodna pojava koja je jasno vidljiva u svim sferama života. Općenito, percepcija pravednosti važna je u svakoj situaciji koja uključuje socijalnu interakciju koja je vođena implicitnim ili eksplicitnim pravilima ponašanja (Wendorf i Alexander, 2005). Posebno je važna u organizacijskom okruženju, gdje o percepciji pravednosti može ovisiti i rast i razvoj organizacije (Greenberg, 1990). Percepcija pravednosti pozitivno utječe na stavove i ponašanja zaposlenika te dovodi do brojnih različitih ishoda, a jedan od njih je i radna angažiranost (npr. Saks, 2006). Potrebno je naglasiti da se tradicionalno istraživanje pravednosti usmjeravalo na organizacijsku pravednost, bez jasnog specificiranja njenog izvora (Cropanzano, Byrne, Bobocel i Rupp, 2001; Lavelle, Rupp i Brockner, 2007). Međutim, noviji trend u istraživanju ovog konstrukta je precizno definiranje izvora na koji je usmjerena percepcija pojedinca (Cropanzano i sur., 2001; Lavelle i sur., 2007). Prema modelu sličnosti izvora i mete (engl. *target similarity model*; Lavelle i sur., 2007), percepcija pravednosti određenog izvora (organizacija u cjelini, rukovoditelj, kolege, klijenti) usko je povezana sa stavovima i ponašanjima zaposlenika usmjerenim upravo na taj izvor, što omogućuje preciznije ispitivanje važnih ishoda.

Iako je važnost zaposlenika za uspjeh same organizacije opće prihvaćena, uloga klijenata ponekad se zanemaruje (Bettencourt, 1997). Naime, zadovoljstvo klijenta, percepcija kvalitete proizvoda ili usluge određene organizacije te klijentove preporuke ili kritike tih proizvoda ili usluga vrlo su važne za organizaciju, a povezane su upravo s percepcijom klijenta o pravednosti (Clemmer i Schneider, 1996). Očito je da je u organizacijskom kontekstu pravednost jasno utvrđena, no funkcionira li isti konstrukt, i na koji način, i u akademskom kontekstu? Uzimajući u obzir specifičnost tog konteksta, moguće je da studenti imaju ulogu koja istovremeno nalikuje ulozi ljudskih potencijala same organizacije, ali i klijenata fakulteta. Iako studenti izvršavaju različite zadatke koje im zadaje i procjenjuje autoritet (profesori), za čije izvršenje često surađuju s kolegama (drugim studentima) te za koje primaju određene ishode (npr. ocjene), podučavanje studenata može se usporediti i s pružanjem usluge, pri čemu uslugu studentima, kao klijentima, pružaju profesori. U prilog tome govore zajedničke karakteristike uslužnih djelatnosti i akademskog podučavanja: neopipljivost, nedjeljivost pružanja i korištenja usluge i prisutnost klijenta tijekom pružanja usluge u većini slučajeva (Masterson, 2001). Usto, odnosi u akademskom kontekstu uključuju visoku razinu interakcije između zaposlenika (profesora) i klijenata (studenata), ali često i klijenata s drugim klijentima (studenata s kolegama) (Yi i Gong, 2008).

S obzirom na financijska ograničenja i sve veću konkurenciju, fakulteti sve češće preuzimaju model poslovanja u kojem se studente promatra kao klijente koji moraju biti zadovoljni (Hoffman i Kretovics, 2004; Howell i Buck, 2012). Osim toga, današnji studenti često sami sebe vide kao klijente fakulteta, pri čemu su više usmjereni na dobivene ocjene nego na učenje samo po sebi (Twenge, 2009). Štoviše, prema istraživanju Chory i Offstein (2016) studenti očekuju visoke ocjene „u zamjenu“ za plaćenu školarinu. Budući da u Hrvatskoj 60% studenata plaća školarinu (Europska komisija/EACEA/Eurydice, 2016), ovaj nalaz dodatno ukazuje na važnost istraživanja pravednosti na studiju i u Hrvatskoj.

Ako se različite vrste pravednosti mogu prepoznati i u akademskom kontekstu, utječu li i kako na poželjne ishode poput radne angažiranosti studenata? Kakva je uloga kolega u tome? Postojeće mjere percepcije pravednosti većinom su namijenjene populaciji zaposlenika, a mali broj upitnika koji su prilagođeni studentskoj populaciji (npr. Chory-Assad i Paulsel, 2004; Chory, 2007) zanemaruju konceptualizaciju pravednosti koja uvažava postojanje različitih izvora pravednosti (Cropanzano i sur., 2001; Lavelle i sur., 2007). S obzirom na nedostatak istraživanja pravednosti profesora i pravednosti kolega, osnovni cilj ovog rada upravo je konstrukcija i validacija upitnika pravednosti profesora i kolega, kao najvažnijih i najzasićenijih izvora socijalne interakcije u akademskom kontekstu.

Budući da je *Upitnik pravednosti profesora i kolega* konstruiran za potrebe ovog istraživanja te kao takav prvi put primijenjen na hrvatskoj studentskoj populaciji, provjerit će se njegova faktorska struktura. Također, utvrdit će se stupanj povezanosti i doprinos pojedinih dimenzija percipirane pravednosti (proceduralne, distributivne i interakcijske pravednosti profesora te interakcijske pravednosti kolega) radnoj angažiranosti studenata. Osim toga, ispitat će se i mogući mehanizam u podlozi odnosa između navedenih konstrukata – povjerenje u profesore. U sljedećim su poglavljima prikazani konstrukti obuhvaćeni ovim radom, njihov međuodnos, kao i teorijska osnova na kojoj se temelje predložene hipoteze.

Pravednost profesora i kolega: teorijska osnova i razvoj hipoteze

Zbog velike istaknutosti pravednosti u svakodnevnim životnim situacijama, o njoj se raspravljalo još u doba antičke Grčke, no interes u organizacijskom kontekstu počeo je 60-ih i 70-ih godina prošlog stoljeća (Greenberg, 1987). Za razliku od filozofskog pogleda na pravednost, u empirijskim istraživanjima prihvaćeno je stajalište da je pravednost subjektivan koncept koji u svojoj osnovi ima vjerovanje pojedinca o tome što je pravedno, više nego stvarnu objektivnu realnost (Cropanzano, Bowen i Gilliland, 2007). Pojam organizacijske pravednosti prvi je uveo Greenberg (1987), pojašnjavajući je kao zaposlenikovu percepciju pravednosti u

organizaciji, s pripadajućim kognitivnim, emocionalnim i ponašajnim reakcijama. Ono što pojedinac procjenjuje pravednim stoga je izvedeno na temelju njegovog prethodnog iskustva, povezivanjem objektivnih sastavnica donošenja odluka sa subjektivnim percepcijama pravednosti (Colquitt i sur., 2001).

Pravednost u organizacijskom kontekstu može se opisati pomoću odrednica i učinaka tri tipa subjektivnih percepcija: a) pravednosti raspodjele ishoda, b) pravednosti postupaka korištenih u određivanju tih ishoda i c) vjerovanja pojedinaca da su tijekom procesa raspodjele tih ishoda tretirani s poštovanjem (Colquitt i sur., 2001). Ovi oblici pravednosti nazivaju se *distributivna* (Adams, 1965; Deutsch, 1985; Leventhal, 1976), *proceduralna* (Leventhal, 1980) i *interakcijska pravednost* (Bies i Moag, 1986; Colquitt, 2001) te su često istraživani u organizacijama. Neosporivo je da u svakodnevnim akademskim situacijama razni situacijski i strukturalni aspekti nastave također mogu dovesti do razmatranja istih oblika pravednosti. Primjeri takvih situacija mogu biti određivanje pondera različitih elemenata koji sačinjavaju konačnu ocjenu studenta za pojedini kolegij, pravila o pohađanju nastave, pravila o rokovima izvršavanja zadataka, rasprave o temama koje se obrađuju na kolegiju, interakcija između studenata i profesora i brojni drugi (Houston i Bettencourt, 1999). S obzirom na to, ne iznenađuje što su se tijekom posljednja dva desetljeća prethodno navedene dimenzije pravednosti počele češće istraživati i u akademskom kontekstu (npr. Chory-Assad i Paulsel, 2004; Chory, 2007; Colquitt, 2001).

Distributivna pravednost temelji se na Adamsovoj (1965) teoriji pravednosti, kojom je naglašeno da je ljudima važnija pravednost ishoda od apsolutne razine ishoda. Prema toj teoriji pojedinac procjenjuje pravednost ishoda tako da uspoređi omjer vlastitog ulaganja i ishoda s ulaganjima i ishodima drugih ljudi (Adams, 1965; Colquitt i sur., 2001). Osjećaj nepravednosti javlja se kad je percipiran nesklad između tih omjera (Adams, 1965). Iako je većina istraživanja distributivne pravednosti usmjerena na pravednu raspodjelu kao kriterij, ovisno o kontekstu, organizacijskim ciljevima i osobnim motivima u određenim situacijama moguća je primjena i drugih normi, poput pravila jednakosti (Leventhal, 1976) ili potrebe (Deutsch, 1985). Neovisno o tome koji kriterij za procjenu pravednosti raspodjele ishoda se koristi, distributivna se pravednost definira kao prosudba o pravednoj raspodjeli ishoda.

Ocjene su najistaknutiji ishod u akademskom kontekstu (Horan, Chory i Goodboy, 2010) te su od primarne važnosti studentima, što je vidljivo i time da se većina nepravednih ponašanja profesora kojih se studenti prisjećaju tiče upravo ocjenjivanja (Chory, Horan i Houser, 2017). Stoga se distributivna pravednost profesora uglavnom zasniva na studentskim očekivanjima o ocjenama koje profesori dodjeljuju te usporedbi s izvedbom ostalih studenata (Chory-Assad i

Paulsel, 2004). Primjerice, student može percipirati nepravедnost dodijeljene ocjene ako smatra da je u pripremu ispita uložio više vremena u odnosu na određenog kolegu, a usprkos tome dobio nižu ocjenu od njega (Tata, 1999).

Iako su 60-ih i 70-ih godina prošlog stoljeća istraživanja bila usmjerena uglavnom na distributivnu pravednost, upravo se u tom razdoblju javlja sve veći interes za koncept *proceduralne pravednosti*. Naime, Thibaut i Walker (1975) su na istraživanjima u pravosudnom kontekstu ustvrdili da procedure korištene za određivanje ishoda mogu u većoj mjeri utjecati na procjenu pravednosti nego ishod sam po sebi. Pokazalo se da pojedinci preferiraju sustave u kojima im je omogućeno pravo glasa i kontrola u procesima, u odnosu na sustave koji zanemaruju njihovo pravo glasa. Kad su pojedinci imali kontrolu nad procesima, percipirali su sustav pravednijim, neovisno o tome je li ishod bio poželjan ili ne (Thibaut i Walker, 1975). Leventhal (1980) je proceduralnu pravednost iz pravosudnog konteksta uveo u organizacijski, definirajući je kao zaposlenikovu percepciju proceduralne komponente sustava koji reguliraju procese raspodjele. Definirao je šest kriterija proceduralne pravednosti: dosljednost, nepristranost, točnost, mogućnost ispravljanja pogrešaka, reprezentativnost i etičnost. Ukoliko organizacijski postupci odražavaju navedene karakteristike, zaposlenici ih doživljavaju pravednima. Dakle, dok se distributivna pravednost bavi evaluacijama pravednosti dobivenih ishoda, proceduralna pravednost odnosi se na percipiranu pravednost postupaka korištenih tijekom donošenja odluka vezanih uz raspodjelu tih istih ishoda, pri čemu bi te odluke trebale biti dosljedne, nepristrane i moralno prihvatljive (Cropanzano i Greenberg, 1997).

Kad se promatra proceduralna pravednost profesora, ona se osim određivanja kriterija za ocjenjivanje studentskih uradaka odnosi i na metode koje profesor koristi prilikom provođenja nastave, određivanje pravila ponašanja studenata, raspored rokova te opterećenje kolegijem, pružanje povratnih informacija i drugo (Chory, 2007; Chory- Assad i Paulsel, 2004; Horan i sur., 2010; Paulsel, Chory-Assad i Dunleavy, 2005). Profesor je taj koji u akademskom kontekstu odlučuje koje će pravilo primjenjivati te kako će evaluirati rad studenta, pritom koristeći različite standarde, postupke i/ili pravila. Primjerice, pri određivanju završne ocjene može u obzir uzeti pisane i usmene zadatke i ocjene ispita, ali i prisustvo na nastavi te ponašanje na predavanju (Chory-Assad i Paulsel, 2004). U istraživanjima u kojima se od studenata tražilo da se prisjete situacije u kojoj je neki njihov profesor bio nepravedan, većina studenata prisjećala se upravo primjera proceduralne nepravедnosti profesora, što ukazuje na istaknutost ove vrste pravednosti u percepciji studenata (npr. Chory i sur., 2017).

Sve do sredine 80-ih godina prošlog stoljeća, najviše se pažnje pridavalo formalnim procesima donošenja odluka. Bies i Moag (1986) tad su uveli pojam *interakcijske pravednosti*,

naglašavajući važnost kvalitete interpersonalnih odnosa prilikom implementacije pravila i procedura. Interakcijska se pravednost stoga odnosi na način prenošenja informacija i odluka te tretiranje pojedinaca na koje te odluke utječu s poštovanjem i uvažavanjem (Bies i Moag, 1986). Ponekad se interakcijska pravednost razdvaja na dva zasebna konstrukta: interpersonalnu i informacijsku pravednost (Greenberg, 1993). Interpersonalna pravednost odnosi se na način tretiranja ljudi s poštovanjem i dostojanstvom, vodeći računa o njihovim osjećajima i dobrobiti. Informacijska pravednost se pritom odnosi na objašnjenja koja se pružaju zaposlenicima, a koja sadrže informacije o tome zašto su neke procedure korištene na određeni način ili zašto su ishodi raspodijeljeni na određeni način. Međutim, razlikovanje dodatnih vrsta interakcijske pravednosti još uvijek je kontroverzna tema o kojoj postoji neslaganje među istraživačima, stoga će o tome biti riječi nešto kasnije.

Istraživanje interakcijske pravednosti u akademskom kontekstu također počinje nešto kasnije od istraživanja druge dvije vrste pravednosti. Iako su se ranija istraživanja u akademskom kontekstu više posvetila proceduralnoj i distributivnoj pravednosti, naglašavala su da se za razumijevanje njihova odnosa, ali i za funkcioniranje pravednosti u akademskom kontekstu općenito, u obzir treba uzimati i odnos koji studenti imaju s profesorom (Tata, 1999; Chory-Assad, 2002). Neki od primjera interakcijske nepravednosti profesora uključuju bezosjećajnu ili nepristojnu komunikaciju, izjavljivanje ili impliciranje da je student glup, seksističke, rasističke i/ili druge komentare pune predrasuda, izdvajanje studenata, optuživanje studenata da su nešto pogrešno napravili kad nisu te neopravdano djelovanje profesora u afektu (Horan i sur., 2010).

Dosadašnja istraživanja organizacijske pravednosti uglavnom su bila usmjerena na prethodno opisane vrste, no novija istraživanja ukazuju na sve veću potrebu nove konceptualizacije pravednosti. Naime, zaposlenici ne samo da mogu razlikovati pojedine vrste pravednosti, već i odgovornost za (ne)pravednu situaciju pripisuju određenom izvoru (Byrne i Cropanzano, 2000). U svojoj meta-analizi Colquitt i sur. (2001) navode kako se u velikom broju istraživanja odgovornost interakcijske pravednosti pripisivala rukovoditeljima jer oni najčešće imaju izravni kontakt sa zaposlenicima, a proceduralna pravednost ispitala se kao funkcija organizacije, koja obično pruža sustav donošenja važnih odluka. Međutim, pravila i inicijative unutar organizacije mogu odražavati nepovoljan tretman zaposlenika, primjerice iskazivanjem (ne)poštovanja prema zaposlenicima, neovisno o tome kako zaposlenike tretiraju sami rukovoditelji. Osim toga, moguće su i situacije u kojima rukovoditelj upotrebljava vlastite procedure i načine donošenja odluka, a koje pritom mogu utjecati na važne ishode, poput povećanja plaće ili mogućnosti napredovanja. Sukladno tome, Cobb, Vest i Hills (1997) su

potvrdili da zaposlenici prilikom procjene radne uspješnosti mogu razlikovati proceduralnu pravednost organizacije od proceduralne pravednosti rukovoditelja.

Općenito, sve se više pokazuje nužnim razlikovati sadržaj pravednosti od njenog izvora (Colquitt i sur., 2001) pa su Cropanzano i sur. (2001) opisali važnost pristupa koji se temelji na različitim izvorima pravednosti (engl. *multi-foci justice*). Ovaj pristup proizlazi iz teorije socijalne razmjene (engl. *social exchange theory*; Blau, 1964). Prema ovoj teoriji, uslijed socijalne razmjene između zaposlenika i specifičnog subjekta pojedinci osjećaju obvezu uzvratiti pozitivno/negativno ponašanje u pozitivnim/negativnim razmjenama. Ovisno o prirodi ovih razmjena, zaposlenici mogu oblikovati različite percepcije pravednosti za svaki izvor pravednosti s kojim su u interakciji (npr. organizacija u cjelini, rukovoditelj, suradnici, klijenti), sve dok imaju razloga vjerovati kako je određeni izvor zaista odgovoran za doživljenu (ne)pravednost (Rupp, Shao, Jones i Liao, 2014; Rupp i Cropanzano, 2002). Budući da je moguće jedan izvor procijeniti pravednim, a drugi nepravednim te u skladu s tim imati različite stavove ili se ponašati različito prema njima, Lavelle i sur. (2007) razvili su prethodno opisani model sličnosti izvora i mete (engl. *target similarity model*).

Molina, Jakopec, Cropanzano i Moliner (2017) svojim su pregledom ukazali na još nedovoljno ispitivanu ulogu kolega kao važnog izvora pravednosti. Tek se u nekoliko istraživanja (npr. Cropanzano, Li i Benson, 2011; Li, Cropanzano i Bagger, 2013) ispitivalo različite dimenzije pravednosti kolega u organizacijskom kontekstu, i to uglavnom u kontekstu timova. U akademskom kontekstu također raste interes za ispitivanjem uloge kolega. Naime, Horan, Martin i Weber (2012) su ukazali na potencijal budućih istraživanja koja bi trebala istražiti i efekte percipirane pravednosti kolega, a ne samo pravednost profesora, budući da ponašanje kolega studenata također pomaže u razumijevanju procesa unutar neke studijske grupe (Frisby i Martin, 2010). Osim toga, Horan i sur. (2010) također su ukazali na pojavu da prilikom prisjećanja nepravednih situacija na fakultetu, dio studenata ističe upravo nepravedna ponašanja vlastitih kolega. Općenito, pravednost kolega definira se kao percepcija pravednosti interpersonalnih odnosa osoba koje rade zajedno, a koje nemaju formalni autoritet jedne nad drugima (Cropanzano i sur., 2011). Za razliku od rada u timovima, na individualnoj razini distributivna i proceduralna pravednost kolega manje su istaknute, stoga će se ovim istraživanjem ispitati *interakcijska pravednost kolega*.

Rasprave o organizacijskoj pravednosti znatno su otežane nepostojanjem pouzdane mjere za njeno ispitivanje. Greenberg (1990) je uočio da velik dio istraživača koristi mjere koje se sastoje od samo jedne čestice ili mjere kojima nije provjerena konstruktivna valjanost. Čak i u istraživanjima u kojima se vodilo računa o navedenim aspektima, još uvijek ne postoji

apsolutno slaganje o dimenzionalnosti pravednosti (Colquitt, 2001). U početku istraživanja pravednosti, vodile su se velike rasprave o opravdanosti dvofaktorske teorije, s obzirom na visoku korelaciju između distributivne i proceduralne dimenzije (npr. Folger, 1987). Zatim se, uvođenjem interakcijske pravednosti, počeo istraživati trofaktorski model (Bies i Moag, 1986). Ipak, neki istraživači interakcijsku su pravednost smatrali socijalnim oblikom proceduralne pa je nisu mjerili zasebno (npr. Folger i Konovsky, 1989). S druge strane, Greenberg (1993) je uveo i četverofaktorski model, razlikujući podvrste interakcijske pravednosti. Dosad provedene meta-analize potvrđuju i trofaktorsku (distributivna, proceduralna i interakcijska) i četverofaktorsku (distributivna, proceduralna, interpersonalna, informacijska) strukturu organizacijske pravednosti (Cohen-Charash i Spector, 2001; Colquitt, 2001; Colquitt i sur., 2001). Pitanje operacionalizacije pravednosti postaje još složenije kad se u obzir uzme važnost različitih izvora pravednosti (Lavelle i sur., 2007). Ipak, većina istraživanja i dalje se zasniva na trodimenzionalnom modelu, no u budućim istraživanjima nužno je izričito navesti izvor pravednosti. Budući da percepcija pravednosti ovisi o kontekstu, to također otežava konstrukciju univerzalne mjere (Greenberg, 1993). Osim toga, većina rezultata uključenih u meta-analizu Colquitta i sur. (2001), kao i većina rezultata u akademskom kontekstu (npr. Chory-Assad i Paulsel, 2004; Chory, 2007) dobivena je izravnim mjerama pravednosti (procjenama koliko je nešto pravedno). Međutim, indirektna mjera pokazale su se boljim prediktorima od izravnih mjera (Colquitt i Shaw, 2005), stoga će se u ovom istraživanju nastojati percepciju pravednosti ispitati indirektnom mjerom, odnosno procjenom različitih kriterija pravednosti (npr. dosljednost u okviru proceduralne pravednosti).

S obzirom na to da je opažen manjak indirektnih mjera pravednosti u akademskom kontekstu koje bi bile jasno usmjerene samo na profesore kao izvor pravednosti, ali i nedostatak adekvatne mjere pravednosti kolega, ovim radom nastojat će se doprinijeti razumijevanju pravednosti profesora i pravednosti kolega. U skladu s navedenim pretpostavlja se sljedeće:

H1: Očekuje se četverofaktorska struktura Upitnika pravednosti profesora i kolega (distributivna, proceduralna i interakcijska pravednost profesora te interakcijska pravednost kolega).

Danas je opće prihvaćeno da percepcija pravednosti na radnom mjestu utječe na brojne organizacijski relevantne ishode, iskazane u obliku stavova ili ponašanja. Meta-analizama je utvrđena povezanost sa stavovima (npr. organizacijska odanost, zadovoljstvo poslom, namjera za napuštanjem organizacije) i ponašanjima zaposlenika (npr. radna uspješnost, organizacijski odgovorno ponašanje) (Cohen-Charash i Spector, 2001; Colquitt i sur., 2001). Brojna su istraživanja naglasila i značajan doprinos percepcija pravednosti identifikaciji zaposlenika s

organizacijom (Jakopec, Sušanjanj i Stamenković, 2013; Tyler i Blader, 2000), evaluacijama autoriteta (Lind i Tyler, 1992), te povjerenju u rukovodstvo (Konovsky i Pugh, 1994). Osim toga, nepravedno tretirani zaposlenici skloni su nepoželjnim ponašanjima kao što su kontraproduktivno organizacijsko ponašanje, krađa ili napuštanje organizacije (Cohen-Charash i Spector, 2001; Colquitt i sur., 2001; Cropanzano i sur., 2001; Sušanjanj i Jakopec, 2013). Iako se u većini istraživanja ispitivalo pojedine dimenzije pravednosti, zbog ranije pojašnjenih prepreka pri njihovom ispitivanju, kao i činjenica da još uvijek nije uobičajena praksa ispitivati sve dimenzije pravednosti istovremeno u istom istraživanju (Colquitt i sur., 2001), nije uvijek jasno kako i koje dimenzije utječu na pojedine ishode.

Donat, Umlauf, Dalbert i Kamble (2012) navode da bi pravednost mogla biti ključna varijabla i u obrazovnom kontekstu. Dosad provedena istraživanja uglavnom pokazuju kako su distributivna, proceduralna i interakcijska pravednost profesora zasebne, međusobno pozitivno povezane vrste pravednosti (Colquitt, 2001; Horan i sur., 2010; Chory, 2007). Sukladno tradicionalnim nalazima, u akademskom kontekstu utvrđena je povezanost distributivne pravednosti sa zadovoljstvom ocjenama, proceduralne s pridržavanjem pravila, a interakcijske pravednosti s evaluacijom profesora (Colquitt, 2001). Prethodna istraživanja pravednosti u akademskom kontekstu uglavnom su se usmjerila na ispitivanje odnosa percepcije nepravednosti i raznih oblika nepoželjnog ponašanja studenata poput hostilnosti prema profesorima, indirektna i direktna agresija, nesuradnje i slično (npr. Uuldag, 2014; Donat i sur., 2012; Chory-Assad i Paulsel, 2004; Chory-Assad, 2002). Međutim, percipirana pravednost ima i važne pozitivne efekte. Percepcija pravednosti pozitivno predviđa motivaciju studenata i njihovo afektivno učenje (Vallade, Martin i Weber, 2014; Chory-Assad, 2002) te ima pozitivan utjecaj na akademski uspjeh (Dalbert i Stöber, 2006; Burns i DiPaola, 2013). Organizacijska pravednost pokazala se i odrednicom radne angažiranosti, no taj je odnos nedovoljno istražen (Abassi i Alvi, 2012; Li, 2012), dok po saznanjima autora ovog rada, u akademskom kontekstu dosad uopće nije istražen.

Učinci pravednosti profesora i kolega na radnu angažiranost studenata: teorijska osnova i razvoj hipoteze

Zbog sve većih i brzih promjena u svijetu rada, organizacije očekuju od svojih zaposlenika da budu proaktivni, posvećeni visokim standardima učinkovitosti te da preuzimaju odgovornost za vlastiti razvoj (Li, 2012). Istraživanja radne angažiranosti usmjerena su upravo na ispitivanje konstrukta kojim se mogu opisati zaposlenici koji zadovoljavaju tim zahtjevima. Radna angažiranost zaposlenika najčešće se definira kao pozitivno, ispunjavajuće stanje uma

kojeg karakterizira energija, posvećenost i udubljenost prilikom obavljanja posla (Schaufeli, Salanova, González-Romá i Bakker, 2002). Energiju karakterizira visoka razine energije i mentalne otpornosti tijekom rada, volju za ulaganjem truda u posao te ustrajnost čak i u situacijama suočavanja s teškoćama. Posvećenost se odnosi na visoku razinu uključenosti te doživljavanje osjećaja značajnosti, entuzijazma i izazova, a udubljenost označava potpunu usredotočenost na posao i uključenost u kojoj vrijeme brzo prolazi (Schaufeli i Bakker, 2004).

Radna angažiranost dovodi do pozitivnih ishoda, kako za pojedinca, tako i za organizaciju. Primjerice, angažirani zaposlenici odaniji su organizaciji te imaju manje namjera za napuštanje organizacije (Schaufeli i Bakker, 2004). Osim toga, skloni su raditi prekovremeno (Schaufeli, Taris i Van Rhenen, 2008) te pomoći svojim kolegama u radu (Halbesleben i Wheeler, 2008). Radna angažiranost pozitivno je povezana i sa zadovoljstvom poslom te s radnom učinkovitosti (Schaufeli i sur., 2008; Saks, 2006). Uslijed porasta broja istraživanja koja upućuju na važnost radne angažiranosti u organizacijskom kontekstu, ovaj je konstrukt pronašao svoje mjesto i u akademskom kontekstu. Naime, rastući broj istraživanja naglašava važnost *radne angažiranosti studenata*, posebice zbog njene značajnosti za istraživanje studentskog postignuća, dosade i odustajanja od daljnjeg obrazovanja (Wang i Degol, 2014; Salanova, Schaufeli, Martínez i Bresó, 2009). Angažirani studenti osjećaju pozitivnije emocije te pokazuju veće ulaganje truda i više interesa u nastavi u usporedbi s manje angažiranim kolegama (Fredericks, Blumenfeld i Paris, 2004; Reeve i sur., 2004). Iz navedenog se može zaključiti da je za organizacije/fakultete važno identificirati situacije koje mogu poduprijeti radnu angažiranost zaposlenika, odnosno studenata.

Postojeća istraživanja upućuju na pravednost kao važan prediktor radne angažiranosti (npr. Li, 2012; Saks, 2006). Povezanost ova dva konstrukta može se objasniti već spomenutom teorijom socijalne razmjene (Blau, 1964; Cropanzano i Mitchell, 2005). Naime, pravila razmjene najčešće uključuju norme reciprociteta tako da ponašanja jedne strane dovode do reakcije druge strane. Iz tog razloga, kad imaju visoke percepcije pravednosti, veća je vjerojatnost da će se zaposlenici osjećati obveznima da isto tako budu pravedni u obavljanju svojih radnih uloga tako da daju što više od sebe, odnosno da budu radno angažiraniji. Postavlja se pitanje vrijedi li isto i u akademskom kontekstu? Budući da se radna angažiranost odnosi na trajnije afektivno-motivacijsko stanje koje nije usmjereno na neki konkretan objekt, događaj ili ponašanje (Schaufeli i sur., 2002), očekuje se sljedeće:

H2: Dimenzije percipirane pravednosti profesora i kolega bit će pozitivno povezane, te će predviđati radnu angažiranost studenata.

Posredujuća uloga povjerenja u profesore u odnosu pravednosti i radne angažiranosti studenata: teorijska osnova i razvoj hipoteze

Povjerenje je važno u svim životnim područjima te je ključan dio svakog pozitivnog i produktivnog socijalnog procesa (Macey i sur., 2009). U organizacijskom kontekstu percepcija pravednosti također se pokazala važnom za povjerenje. Povjerenje se definira kao spremnost na ranjivost, temeljenu na vjerovanju da druga strana u odnosu ima dobre namjere, da je iskrena, otvorena, pouzdana i kompetentna (Hoy i Tschannen-Moran, 1999). Kad pojedinac vjeruje drugima, vjeruje im da može računati na njih da će štititi njegove interese i raditi stvari u njegovu korist, čak i kad pojedinac nije prisutan te ne može svjedočiti tome (Macey i sur., 2009). Ta spremnost na ranjivost moguća je samo onda kad organizacija ili pojedinac jasno komuniciraju svoja „pravila“ zaposlenicima, korištenjem formalnih i neformalnih kanala (Tan i Lim, 2009). Povjerenje se čak smatra osnovom socijalne razmjene (Blau, 1964), jer podupire izražavanje međusobne odanosti, dobre volje i podrške (Aryee, Budhwar i Chen, 2002).

Povezanost povjerenja i organizacijske pravednosti jasno je utvrđena prethodnim istraživanjima (npr. Cohen-Charash i Spector, 2001; Colquitt i sur., 2001; Dirks i Ferrin, 2002), dok su druga istraživanja potvrdila povezanost povjerenja i radne angažiranosti zaposlenika (npr. Hofmann, Lei i Grant, 2009; Chughtai i Buckley, 2008; Lin, 2010). Unatoč tome što se ispitivao izravni utjecaj povjerenja na radnu angažiranost, rjeđe se ispitivala posredujuća uloga povjerenja u odnosu između pravednosti i angažiranosti (Agarwal, 2014; Yulianti, 2015).

U skladu s prethodno opisanim odnosom pravednosti i radne angažiranosti objašnjenim teorijom socijalne razmjene te činjenicom da je povjerenje nužno za procese socijalne razmjene (Blau, 1986), može se pretpostaviti da percipirana pravednost povećava povjerenje zaposlenika i upravo zbog tog povjerenja, dovodi do veće radne angažiranosti zaposlenika. Osim toga, zaposlenici mogu imati povjerenja u različite izvore – rukovoditelja, kolege ili organizaciju u cjelini (Macey i sur., 2009). Pri tome je moguće da imaju povjerenja u jedan od izvora, ali ne u ostale. Dosadašnja istraživanja povjerenja u akademskom kontekstu uglavnom su bila usmjerena na povjerenje profesora u različite mete (Tschannen-Moran, Bankole, Mitchell i Moore Jr., 2013; Hoy i Tarter, 2004), dok se tek nedavno pažnja usmjerila na percepciju studenata o njihovom odnosu s profesorima te učinku povjerenja u profesore na ishode učenja (Adams i Forsyth, 2009). Ipak, dosad nije istraživan međuodnos pravednosti, povjerenja i radne angažiranosti u akademskom kontekstu. Sukladno modelu sličnosti izvora i mete (Lavelle i sur., 2007), vjerojatnije je da će povjerenje u profesore biti usko povezano s konstruktima usmjerenim na isti subjekt (dimenzije pravednosti profesora) te sukladno tome posredovati u odnosu s drugim varijablama. S obzirom na to, kako bi se provjerila posredujuća uloga

povjerenja u profesore u odnosu percipirane pravednosti i radne angažiranosti studenata, pretpostavlja se sljedeće:

H3: Povjerenje u profesore bit će medijator odnosa dimenzija percipirane pravednosti profesora i radne angažiranosti studenata, ali neće biti medijator odnosa interakcijske pravednosti kolega i radne angažiranosti studenata.

Metoda

Sudionici

Istraživanje je provedeno na prigodnom uzorku od $N = 1513$ studenata (od čega 79% studentica) preddiplomskih i diplomskih studija na Filozofskom fakultetu u Osijeku ($N = 688$) i Filozofskom fakultetu u Rijeci ($N = 825$). Pri tome je 74% sudionika bilo na preddiplomskoj razini studija. Raspon dobi sudionika bio je između 18 i 45 godina ($M = 21.31$, $SD = 2.434$).

Instrumenti

Za potrebe ovog istraživanja korišteni su sljedeći instrumenti: *Upitnik pravednosti profesora i kolega*, *Upitnik radne angažiranosti studenata* te *Upitnik povjerenja u profesore*. *Upitnik pravednosti profesora i kolega* konstruiran je za potrebe ovog istraživanja, dok su ostali upitnici prijevodni postojećih upitnika koji su se koristili u prethodnim istraživanjima. U svim se upitnicima tvrdnje procjenjuju na ljestvicama Likertovog tipa s pet stupnjeva od 1 = *uopće se ne slažem* do 5 = *u potpunosti se slažem*.

Upitnik pravednosti profesora i kolega. U svrhu mjerenja doživljaja percepcije studenata o pravednosti profesora i kolega za potrebe ovog istraživanja konstruiran je *Upitnik pravednosti profesora i kolega*. Fokus grupama, u koje su bila uključena dva nastavnika te dva studenta, osmišljene su čestice koje se sadržajno podudaraju s domenom ovog konstrukta u organizacijskom kontekstu. S obzirom na to, osnovna smjernica pri odabiru čestica bila je sadržajna domena koju bi tvrdnje svake dimenzije konstrukta pravednosti profesora i kolega trebale obuhvatiti. Prilikom osmišljavanja čestica za upitnik u obzir je uzet veći broj provjerenih upitnika koji se koriste u istraživanjima pravednosti u organizacijskom kontekstu (Beugré i Baron, 2001; Colquitt, 2001; Cropanzano, Prehar i Chen, 2002; Jakopec i Sušanj, 2014; Leventhal, 1976; Moorman, Blakely i Niehoff, 1998; Li, Cropanzano i Benson, 2007; Price i Mueller, 1986; Rupp i Cropanzano, 2002; Sweeney i McFarlin, 1997). Čestice su prilagođene akademskom kontekstu te su obuhvaćale distributivnu, proceduralnu i interakcijsku pravednost profesora te interakcijsku pravednost kolega. U preliminarnoj verziji upitnika nastojao se generirati što veći broj čestica (ukupno 46), u namjeri da se u konačnici između njih odabere

što manji broj najreprezentativnijih čestica svake subskale. Konačna verzija upitnika, nakon provedbe konfirmatorne faktorske analize, sadrži 12 čestica podijeljenih u četiri subskale te mjeri tri dimenzije pravednosti profesora [distributivna (DPP), proceduralna (PPP) i interakcijska (PPP) pravednost profesora] i jednu dimenziju pravednosti kolega [interakcijska pravednost kolega (IPK)]. Svaka dimenzija mjeri se pomoću tri čestice. Detaljan opis pokazatelja slaganja alternativnih modela s podacima korištenim u konfirmatornoj faktorskoj analizi, kriterija usporedbe modela te validacije ove skale nalazi se u poglavlju u kojem su opisani dobiveni rezultati. Kompozitni su rezultati pojedinih dimenzija upitnika određeni kao prosječne vrijednosti procjena svih čestica pojedine subskale. Pri tome, viši rezultati upućuju na višu razinu percipirane pravednosti profesora i kolega. Pouzdanost upitnika mjerena je koeficijentom tipa unutarnje konzistencije Cronbach α koji za mjeru DPP iznosi .74, za PPP .73, za IPP .68, a za IPK .78.

Upitnik radne angažiranosti studenata. Radna angažiranost studenata ispitana je pomoću UWES-S-9 skale (*Utrecht Work Engagement Scale, Student Version*; Schaufeli i Bakker, 2004), koja je po prvi put prevedena na hrvatski. Ova skala te njena verzija koja se primjenjuje u organizacijskom kontekstu smatraju se najčešće korištenim načinima ispitivanja radne angažiranosti u znanstvenim radovima te je mnogo puta provjeravana njihova struktura i valjanost (Fletcher i Robinson, 2014). Upitnik se sastoji od ukupno 9 čestica, kojima mjeri tri aspekta radne angažiranosti: energiju (npr. *Tijekom izvršavanja studentskih obaveza, pun sam energije*), posvećenost (npr. *Moj me studij nadahnjuje*) te udubljenost (npr. *Zanesem se dok učim*). Svaka dimenzija mjeri se pomoću tri čestice. Konfirmatornom faktorskom analizom i ovim je istraživanjem potvrđena navedena trofaktorska struktura [χ^2 ($ss = 24$, $N = 1513$) = 280.17, $p < .01$; $CFI = .95$; $TLI = .93$; $NFI = .95$; $RMSEA = .08$; $AIC = 340.17$]. Rezultati dobiveni ovim upitnikom mogu se interpretirati u okviru zasebnih dimenzija, ili kao kompozit rezultata na svim česticama, kako bi se dobila ukupna procjena radne angažiranosti. U ovom radu koristit će se ukupna mjera radne angažiranosti studenata dobivena prosječnom vrijednosti procjena svih čestica upitnika. Tvrdnje ovog upitnika najčešće se ispituju pomoću ljestvice Likertovog tipa sa sedam stupnjeva koji izražavaju čestinu, od 0 = *nikad* do 6 = *uvijek/svaki dan*, no u ovom istraživanju korištena je ljestvica od pet stupnjeva, od 1 = *uopće se ne slažem* do 5 = *u potpunosti se slažem*, koji izražavaju stupanj slaganja s tvrdnjama. Prema tome, viši rezultati upućuju na veću razinu radne angažiranosti studenata. Koeficijent unutarnje konzistencije Cronbach α za ovu skalu pri njenoj konstrukciji u originalnom istraživanju iznosio je .89, dok u ovom istraživanju iznosi .86.

Upitnik povjerenja u profesore. Kako bi se ispitalo povjerenje koje studenti imaju u svoje profesore korištena je po prvi put prevedena skala *Povjerenja u profesore*, koja se sastoji od 10 čestica koje su zasićene jednim faktorom (Tschannen-Moran i sur., 2013). Konfirmatornom faktorskom analizom i ovim je istraživanjem potvrđena navedena jednofaktorska struktura [χ^2 (ss = 34, N = 1513) = 302.57, $p < .01$; CFI = .97; TLI = .96; NFI = .97; RMSEA = .07; AIC = 364.57]. Primjeri čestica: *Profesori su uvijek spremni pomoći, Na ovom fakultetu studenti puno nauče od svojih profesora*. Kompozitni rezultat na ovoj mjeri određen je kao prosječna vrijednost procjena svih čestica upitnika, pri čemu viši rezultat upućuje na veće povjerenje koje student ima u svoje profesore. Koeficijent unutarnje konzistencije Cronbach α za ovu skalu u originalnom istraživanju iznosio je .93, dok u ovom istraživanju iznosi .92.

Postupak

Istraživanje je provedeno na svim odsjecima Filozofskog fakulteta u Osijeku i Filozofskog fakultetu u Rijeci, u dogovoru s Upravama oba fakulteta. Nakon što su Uprave odobrile provedbu istraživanja (u ljetnom semestru akademske godine 2015./2016.) s predmetnim su profesorima dogovoreni termini provedbe istraživanja tijekom održavanja nastave. Istraživanje je provedeno grupno, a upitnik su ispunjavali svi studenti koji su za vrijeme provedbe istraživanja bili prisutni na nastavi. Prije ispunjavanja upitnika, sudionicima su obučeni istraživači pročitali upute koje su bile iste za sve sudionike, pri čemu je naglašeno kako je sudjelovanje u istraživanju dobrovoljno te potpuno povjerljivo, kao i da će se dobiveni rezultati koristiti u znanstveno-istraživačke, ali i u razvojne svrhe. Ispunjavanje upitnika trajalo je približno 15 minuta. U istraživanju su se, osim percepcije pravednosti profesora i kolega, radne angažiranosti studenata i povjerenja u profesore ispitivale i druge varijable (akademski pritisak/poticaaj, zadovoljstvo studijem, odgovorno te nepoželjno organizacijsko ponašanje studenata i identifikacija s fakultetom). Čestice svih mjerenih varijabli raspoređene su po slučaju tako da formiraju jedinstven upitnik. Na početku upitnika nalazila su se pitanja vezana uz sociodemografske varijable (spol, dob, studij, godinu studija, akademsku godinu u kojoj su sudionici upisali prvu godinu preddiplomskog studija, akademski uspjeh te materijalne prilike obitelji). Podatci su obrađeni statističkim programom IBM SPSS 22 te IBM SPSS Amos 22.

Rezultati

Testiranje preduvjeta za korištenje parametrijskih postupaka

Kako bi se provjerila opravdanost korištenja parametrijskih statističkih postupaka, prije obrade podataka provjeren je normalitet distribucija varijabli uključenih u istraživanje. Kolmogorov-Smirnovljevim testom utvrđeno je statistički značajno odstupanje distribucije rezultata od normalne distribucije na svim varijablama korištenim u istraživanju (K-S vrijednosti kreću se od .05 do .18; $p < .05$). Međutim, Kolmogorov-Smirnovljevim testom se kod velikih uzoraka često dobivaju značajni rezultati, tj. rezultati koji odbacuju hipotezu o normalitetu distribucije (Howell, 2010). Iz tog razloga normalitet distribucija provjeren je i pregledom indeksa asimetričnosti i zakrivljenosti. Rezultati na svim subskalama percipirane pravednosti te skalama radne angažiranosti studenata i povjerenja u profesore upućuju na tendenciju grupiranja oko viših vrijednosti, tj. na negativno asimetričnu distribuciju (indeksi asimetričnosti u rasponu su od -0.031 do -1.517). Indeksi zakrivljenosti uglavnom upućuju na izduženu distribuciju (u rasponu od 0.571 do 2.994), s iznimkom subskale interakcijske pravednosti profesora (-0.342) i radne angažiranosti studenata (-0.362), koje ukazuju na spljoštenost distribucija.

Iako se navedene vrijednosti indeksa asimetričnosti i zakrivljenosti razlikuju od nulte, koja je karakteristična za normalnu distribuciju (Field, 2009), u okvirima su prihvatljivih vrijednosti: indeks asimetričnosti < 3 , indeks zakrivljenosti < 10 (Kline, 2005). Budući da je uzorak u ovom istraživanju velik ($N > 200$), nisu računate pripadajuće z -vrijednosti indeksa asimetričnosti i zakrivljenosti. Naime, kod velikih uzoraka postoji rizik dobivanja značajnih rezultata čak i kod vrijednosti indeksa asimetričnosti i zakrivljenosti koje ne odstupaju statistički značajno od normalne distribucije (Field, 2009).

Još jedan način ispitivanja normalnosti distribucije rezultata jest vizualna inspekcija, što se osobito preporuča kod velikih uzoraka (Field, 2009). Vizualnom inspekcijom $Q-Q$ dijagrama i histograma za varijable korištene u ovom istraživanju utvrđeno je da distribucije rezultata imaju tendenciju normalnih distribucija. Zbog navedenog, pretpostavlja se da prethodno opisana odstupanja neće značajno utjecati na rezultate dobivene daljnjom obradom. Stoga su u obradi podataka korišteni parametrijski statistički postupci.

Faktorska analiza Upitnika pravednosti profesora i kolega

Kako bi se odgovorilo na prvi problem ovog istraživanja, tj. provjerilo pretpostavljenu četverofaktorsku strukturu *Upitnika pravednosti profesora i kolega*, provedena je konfirmatorna faktorska analiza. Uspoređena su četiri modela strukture percepcije pravednosti

profesora i kolega iz perspektive studenata. *Model 1* utemeljen je na nalazima prethodnih istraživanja pravednosti u organizacijskom i akademskom kontekstu (npr. Horan i sur., 2010; Byrne i Cropanzano, 2000; Cropanzano i sur., 2011). Prema njemu pretpostavljeno je postojanje četiri latentna, međusobno povezana, faktora pravednosti. Pri tome se tri latentne varijable odnose na pravednost profesora (distributivnu – DPP, proceduralnu – PPP i interakcijsku pravednost – PPP), a jedna na pravednost kolega (interakcijsku pravednost – IPP). U preliminarnoj verziji upitnika, koji se sastojao od ukupno 46 čestica, pretpostavljenom faktoru DPP pridruženo je 8, faktoru PPP 15, faktoru IPP 13, a faktoru IPK 10 manifestnih varijabli.

Međutim, visoke korelacije između pojedinih faktora pravednosti profesora dobivenih ovim modelom ($r = .85$ između DPP i PPP, $r = .81$ između DPP i IPP, $r = .92$ između PPP i IPP; $p < .01$) dovode u pitanje diskriminativnu valjanost ovih latentnih varijabli te upućuju na mogućnost da se zapravo radi o jednom zajedničkom faktoru – pravednosti profesora prema studentima općenito. Stoga je pretpostavljen i *Model 2* koji pretpostavlja dva međusobno povezana faktora: pravednost profesora i pravednost kolega.

Pri procjeni slaganja pretpostavljenih modela s podacima korišteni su sljedeći indikatori slaganja: hi-kvadrat test, *CFI* (*Comparative Fit Index*), *TLI* (*Tucker-Lewis Index*), *NFI* (*Normed-Fit Index*), *RMSEA* (*Root Mean Square Error of Approximation*), a kao kriterij usporedbe pretpostavljenih modela korišten je i *AIC* (*Akaike Information Criterion*). Indikatori slaganja oba pretpostavljena modela preliminarne verzije upitnika s podacima prikazani su u Tablici 1 te objašnjeni u nastavku teksta.

Tablica 1. Indikatori slaganja i usporedbe pretpostavljenih modela pravednosti profesora i kolega za preliminarnu verziju upitnika.

Model	χ^2	<i>df</i>	<i>CFI</i>	<i>TLI</i>	<i>NFI</i>	<i>RMSEA</i>	<i>AIC</i>
Model 1	5578.53**	983	.84	.83	.81	.06	5866.53
Model 2	6383.62**	988	.81	.80	.78	.06	6661.62

Napomena. ** $p < .01$

Iako je hi-kvadrat test jedan od najstarijih i osnovnih indikatora slaganja modela s podacima u konfirmatornoj faktorskoj analizi (Brown, 2006), osjetljiv je na veličinu uzorka. Pri tome je gotovo nemoguće ne odbaciti nul-hipotezu u istraživanjima u kojima su korišteni veliki uzorci (Jöreskog i Sörbom, 1993), stoga se preporuča i korištenje drugih indikatora slaganja pretpostavljenog modela s podacima (Bentler, 1990).

Unatoč tome što u istraživačkoj zajednici ne postoji konsenzus oko najboljih indikatora slaganja, kao ni apsolutne preporučene granice svakog od njih, u velikom broju istraživanja

koriste se nautci koje su postavili Hu i Bentler (1999). Oni navode da vrijednosti $\geq .95$ za indikatore *CFI*, *FLI* i *NFI* te gornja granica od .06 za indikator *RMSEA* upućuju na izvrsno slaganje pretpostavljenog modela s podacima. Naposljetku, *AIC* indikator se može koristiti kao kriterij usporedbe i odabira najprihvatljivijeg modela. Općenito, modeli s nižom vrijednosti *AIC* indikatora najbolje odgovaraju podacima (Brown, 2006).

S obzirom na nižu vrijednost *AIC* kriterija za *Model 1* u odnosu na *Model 2* može se zaključiti da *Model 1* bolje odgovara podacima, tj. četverofaktorski model smatra se prihvatljivijim u odnosu na dvofaktorski. Međutim, razmatranjem ostalih indikatora slaganja modela s podacima (prikazanih u Tablici 1) moguće je primijetiti da niti jedan od dva pretpostavljena modela preliminarne verzije *Upitnika pravednosti profesora i kolega* nije zadovoljavajući. Dodatnom analizom primijećeno je da poneke čestice imaju niska faktorska zasićenja ili da su podjednako zasićene dvama faktorima, što je utjecalo i na ranije spomenute visoke korelacije između pojedinih latentnih varijabli. Ovaj podatak ne iznenađuje, budući da se u preliminarnoj verziji upitnika nastojao generirati što veći broj čestica koje bi sadržajno pokrivala pravednost profesora i kolega, u namjeri da se u konačnici između njih odabere što manji broj onih najreprezentativnijih i najdiskriminativnijih te time maksimalno skрати upitnik.

Često se u namjeri da se neki konstrukt što bolje objasni pri konstrukciji upitnika psihometrijske karakteristike poboljšavaju većim brojem čestica, no u novije vrijeme češće se prepoznaju mnogobrojne prednosti korištenja skraćenih upitnika (Stanton, Sinar, Balzer i Smith, 2002). Naime, skraćivanjem upitnika smanjuje se odustajanje sudionika od ispunjavanja upitnika, broj podataka koji nedostaju, ali i vrijeme ispunjavanja upitnika. Kraće vrijeme ispunjavanja upitnika posebno je važan razlog primjene kraće verzije upitnika u budućim istraživanjima ovog konstrukta. Ono bi omogućilo ispitivanje dodatnih relevantnih konstrukata, ali i smanjilo ometanje izvođenja nastave, tijekom kojeg se ovakva istraživanja često provode. Još neke prednosti primjene skraćenih verzija upitnika su ekonomičnost i ušteda vremena pri unošenju podataka u bazu (Smith, McCarthy i Anderson, 2000). Konačni je cilj bio skratiti svaku subskalu tako da se sastoji od maksimalno tri čestice, što je donja preporučena granica broja čestica po pojedinom faktoru (Ding, Velicer i Harlow, 1995).

Pri formiranju skraćene verzije upitnika vodilo se računa o tome da skraćena, konačna verzija upitnika, zadrži osnovna sadržajna svojstva preliminarne verzije te da odabrane čestice u što većoj mjeri sadržajno, ali i metrijski oslikavaju razlike između pojedinih faktora pravednosti profesora i kolega. Nastojalo se odabrati čestice s najboljim zasićenjima, a koje ujedno dovode do diskriminativne valjanosti (među dimenzijama), vodeći računa i o tome da su unutar faktora one sadržajno što različitije, te da kao kompoziti u što manjoj mjeri koreliraju

sa sličnim varijablama (npr. povjerenje u profesore). U skladu s tim, dobiven je *Model 3*, za koji su indikatori slaganja pretpostavljenog modela s podacima zadovoljavajući (vidjeti Tablicu 2). Budući da su u *Modelu 1* korelacije između pojedinih faktora pravednosti profesora bile visoke, one su također provjerene i za *Model 3*, dobiven skraćivanjem upitnika. Korelacije između pojedinih faktora pravednosti profesora dobivenih ovim modelom bile su nešto niže ($r = .66$ između DPP i PPP, $r = .62$ između DPP i IPP, $r = .57$ između PPP i IPP; $p < .01$). Također je provjeren i dvofaktorski model za skraćeni upitnik. Prema indikatorima slaganja vidljivo je da dvofaktorski model (*Model 4*) nije zadovoljavajući, stoga je odlučeno ostati pri četverofaktorskom modelu.

Tablica 2. Indikatori slaganja i usporedbe pretpostavljenih modela pravednosti profesora i kolega za konačnu verziju upitnika.

Model	χ^2	<i>df</i>	<i>CFI</i>	<i>TLI</i>	<i>NFI</i>	<i>RMSEA</i>	<i>AIC</i>
Model 3	205.95**	48	.97	.96	.96	.05	289.95
Model 4	774.84**	53	.90	.88	.90	.10	848.84

Napomena. ** $p < .01$

U konačnoj, skraćenoj verziji upitnika faktorska se zasićenja pojedinih manifestnih varijabli pripadajućim latentnim varijablama kreću u rasponu od .58 do .78 ($p < .01$), a prikazana su u Tablici 3. U slučaju kada su čestice imale podjednaka zasićenja na istom faktoru, odabrane su one koje su sadržajno i/ili diskriminativno više odgovarale tom faktoru. Primjerice, umjesto čestice *Moji profesori prema meni postupaju iskreno i otvoreno*, odabrana je čestica *Moji profesori vode računa o mojim osjećajima*. Svaka od četiri subskale konačne verzije *Upitnika pravednosti profesora i kolega* sadrži tri čestice. Navedeni četverofaktorski model pravednosti profesora i kolega zadovoljava kriterije slaganja modela s podacima te se smatra prihvatljivijim od alternativnog dvofaktorskog modela, čime je potvrđena H1.

Provjera valjanosti Upitnika pravednosti profesora i kolega

U ranijim istraživanjima u kojima su se skraćivali originalni upitnici različitih konstrukata, pri čemu su postupci bili slični, uspoređivani su i koeficijenti unutarnje konzistencije subskala preliminarne verzije upitnika te konačne verzije (npr. Yarkoni, 2010; Gosling, Rentfrow i Swann Jr., 2003; Nenkov i sur., 2008). U preliminarnoj verziji upitnika koeficijent unutarnje pouzdanosti Cronbach α za mjeru DPP iznosi .81, za PPP .88, za IPP .86, a za IPK .85. Isti su koeficijenti za skraćenu verziju prikazani u Tablici 6. Usporedbom dobivenih koeficijenta na preliminarnoj i konačnoj verziji može se uočiti da su za kraću verziju nešto niži. Međutim, to nije iznenađujuće, s obzirom na to da Cronbach α koeficijent

podcjenjuje pouzdanost kratkih skala (Osburn, 2000), stoga se dobiveni koeficijenti unutarnje konzistencije mogu smatrati zadovoljavajućima.

Tablica 3. Faktorska zasićenja pojedinih indikatora pripadajućim latentnim varijablama unutar konačnog modela.

Čestice pojedinih latentnih varijabli	Standardizirana faktorska zasićenja
<i>DPP</i>	
Moji mi profesori dodjeljuju onakve ocjene kakve sam zaslužio/la.	.78
Moji mi profesori pravedno dodjeljuju ocjene s obzirom na trud koji ulažem u kolegij.	.75
Moji mi profesori pravedno dodjeljuju ocjene, u usporedbi s ocjenama koje dodjeljuju mojim kolegama.	.59
<i>PPP</i>	
Moji su profesori definirali jasne i precizne kriterije vrednovanja i ocjenjivanja rada studenata.	.78
Moji me profesori pravovremeno upoznaju s unaprijed definiranim kriterijima vrednovanja i ocjenjivanja rada studenata.	.68
Moji mi profesori na vrlo jasan način objašnjavaju donesene odluke i pružaju dodatne informacije kada to zahtijevam.	.64
<i>IPP</i>	
Moji profesori vode računa o mojim osjećajima.	.72
Dok se nastoji riješiti moj problem, moji profesori uvijek uzimaju u obzir i moj pogled na situaciju.	.65
Pri vrednovanju i ocjenjivanju mog rada, moji profesori uzimaju u obzir osjetljivost na moje osobne potrebe.	.58
<i>IPK</i>	
Moji me kolege s godine poštuju.	.78
Moji me kolege s godine prihvaćaju.	.75
Moji me kolege s godine tretiraju na primjeren način.	.69

Napomena. Sva su standardizirana faktorska zasićenja značajna ($p < .01$); DPP = Distributivna pravednost profesora; PPP = Proceduralna pravednost profesora; IPP = Interakcijska pravednost profesora; IPK = Interakcijska pravednost kolega

U prethodnim istraživanjima (npr. Krupić i Ručević, 2014; Mihić, Sokić, Samac i Ignjatović, 2014) kao dodatna kontrola opravdanosti skraćivanja upitnika izračunate su i korelacije između istih subskala preliminarne i konačne verzije upitnika. Istim postupkom u ovom istraživanju dobivene su visoke korelacije ($r = .88$ za DPP, $r = .81$ za PPP, $r = .85$ za IPP, $r = .87$ za IPK; $p < .01$), što upućuje na to da skraćivanjem nije narušena konstruktna valjanost upitnika (Mihić i sur. 2014).

Također, preliminarni i konačni kompoziti trebali bi biti podjednako povezani s istim vanjskim varijablama s kojima je utvrđena povezanost u ranijim istraživanjima (Stanton i sur., 2002; Smith i sur., 2000). U Tablici 4 prikazani su koeficijenti korelacije rezultata na

subskalama preliminarne i konačne verzije *Upitnika pravednosti profesora i kolega s radnom angažiranosti studenata i povjerenjem u profesore*.

Tablica 4. Koeficijenti korelacija subskala preliminarne i konačne verzije *Upitnika pravednosti profesora i kolega s upitnicima radne angažiranosti studenata i povjerenja u profesore*.

	DPP	PPP	IPP	IPK
RAS	.36/. 28	.33/. 24	.34/. 30	.19/. 17
PUP	.65/. 57	.77/. 65	.76/. 53	.31/. 28

Napomena. Sve su korelacije statistički značajne ($p < .01$); podebljani iznos korelacije odnosi se na konačnu verziju upitnika; DPP = Distributivna pravednost profesora; PPP = Proceduralna pravednost profesora; IPP = Interakcijska pravednost profesora; IPK = Interakcijska pravednost kolega; RAS = Radna angažiranost studenata; PUP = Povjerenje u profesore

Dobivene su korelacije značajne ($p < .01$), te se ponešto razlikuju za preliminarne i konačne kompozite. Kako bi se utvrdilo jesu li razlike između tih korelacija prihvatljive, moguće je koristiti tzv. indeks valjanosti (Nenkov i sur., 2008). Indeks valjanosti računa se kao prosjek apsolutnih vrijednosti korelacija između konstrukta čija se valjanost ispituje te varijabli s kojima je u prethodnim istraživanjima utvrđena povezanost. Ukoliko razlika između indeksa valjanosti za pojedinu subskalu pravednosti preliminarne i konačne verzije nije velika, može se pretpostaviti da skraćivanjem nije narušena kriterijska valjanost upitnika. Za subskale *Upitnika pravednosti profesora i kolega* razlika između indeksa valjanosti je u rasponu između .02 i .14, što je prihvatljivo, posebice zato što se konstruirana skraćena skala bolje razlikuje od drugih mjerenih konstrukata (npr. povjerenje u profesore).

Kao dodatna provjera opravdanosti korištenja kraće verzije nekog upitnika ponekad se mjeri i ukupan gubitak prediktivne valjanosti kratke verzije u odnosu na dulju (Krupić i Ručević, 2014; Smith i sur., 2000). Kako bi se to provjerilo u ovom istraživanju proveden je niz hijerarhijskih regresijskih analiza u kojoj su dvije verzije *Upitnika pravednosti profesora i kolega* korištene kao prediktori, a radna angažiranost studenata i povjerenje u profesore kao kriteriji. U prvi korak uvrštene su subskale skraćene verzije *Upitnika pravednosti profesora i kolega* (12 čestica), a u drugi subskale preliminarne verzije (46 čestica). Razlika u objašnjenju varijanci kriterija u drugom koraku predstavlja gubitak prediktivne valjanosti konačne verzije u odnosu na preliminarnu. Dobivene razlike prikazane su u Tablici 5, u posljednjem stupcu u drugom koraku analize za svaku kriterijsku varijablu. Najveći gubitak dobiven je za kriterijsku varijablu povjerenja u profesore, što je u skladu s prethodno opisanom odnosom između povjerenja i pravednosti izmjerenih preliminarnom i konačnom verzijom upitnika, što će se dodatno komentirati u raspravi ovog rada. Budući da su sve navedene razlike između

preliminarne i konačne verzije *Upitnika pravednosti profesora i kolega* prihvatljive, smatra se opravdanim koristiti novokonstruiranu kratku verziju u daljnjoj obradi.

Tablica 5. Prikaz udjela objašnjene varijance rezultata na upitnicima radne angažiranosti studenata i povjerenja u profesore kraće i dulje verzije Upitnika pravednosti profesora i kolega.

Kriterij	Korak	<i>R</i>	<i>R</i> ²	ΔR^2
RAS	1	.353	.125	.125
	2	.402	.162	.037
PUP	1	.743	.552	.552
	2	.807	.652	.099

Napomena. Sve su promjene statistički značajne ($p < .01$); Korak 1 = dimenzije percipirane pravednosti u skraćenoj verziji upitnika kao prediktori; Korak 2 = dimenzije percipirane pravednosti u duljoj verziji upitnika kao prediktori; RAS = Radna angažiranost studenata; PUP = Povjerenje u profesore

Deskriptivna statistika

U Tablici 6 prikazani su deskriptivni pokazatelji te Cronbach α koeficijenti unutarnje konzistencije korištenih skala. Studenti, u prosjeku, vlastite kolege doživljavaju interakcijski najpravednijima, u usporedbi s proceduralnom pravednosti profesora [$t(1512) = 11.81, p < .01$], distributivnom pravednosti profesora [$t(1512) = 22.19, p < .01$] i interakcijskom pravednosti profesora [$t(1512) = 54.69, p < .01$]. Također, studenti pozitivnije procjenjuju proceduralnu pravednost profesora u odnosu na distributivnu pravednost profesora [$t(1512) = 13.36, p < .01$], a posebice u odnosu na interakcijsku pravednost profesora [$t(1512) = 49.94, p < .01$]. Osim toga, studenti pozitivnije procjenjuju distributivnu pravednost profesora u odnosu na interakcijsku pravednost profesora [$t(1512) = 13.36, p < .01$].

Tablica 6. Deskriptivna statistika i koeficijenti unutarnje konzistencije.

Varijabla	<i>M</i>	<i>SD</i>	Raspon		α
			Teorijski	Empirijski	
DPP	3.84	.781	1-5	1-5	.74
PPP	4.10	.710	1-5	1-5	.73
IPP	3.00	.854	1-5	1-5	.68
IPK	4.36	.704	1-5	1-5	.78
RAS	3.06	.796	1-5	1-5	.86
PUP	3.79	.698	1-5	1-5	.92

Napomena. $N = 1513$; DPP = Distributivna pravednost profesora; PPP = Proceduralna pravednost profesora; IPP = Interakcijska pravednost profesora; IPK = Interakcijska pravednost kolega; RAS = Radna angažiranost studenata; PUP = Povjerenje u profesore

Pouzdanost tipa unutarnje konzistencije (Cronbach α) svih skala je zadovoljavajuća. Koeficijent unutarnje konzistencije nešto je niži za interakcijsku pravednost profesora. Međutim, treba uzeti u obzir da se, kao i ostale subskale pravednosti profesora i kolega, sastoji

od malog broja čestica, a vrijednost Cronbach α koeficijenta unutarnje konzistencije ovisi i o broju čestica (Osburn, 2000). Stoga su prihvatljive i Cronbach α vrijednosti ispod preporučene vrijednosti .70 (Kline, 1999).

Korelacije mjerenih varijabli

U okviru drugog problema provjerene su interkorelacije svih mjerenih varijabli (Tablica 7). Budući da su u kasniju obradu uključene i varijable spol i dob, prikazane su i njihove korelacije s ostalim mjerenim varijablama. Kad se promatra povezanost obilježja studenata i mjerenih varijabli, pokazalo se da su studentice sklonije strože procjenjivati interakcijsku pravednost profesora u odnosu na studente te da su studenti skloniji negativnije procjenjivati interakcijsku pravednost vlastitih kolega u odnosu na studentice. Također, studentice se procjenjuju radno angažiranijima na studiju u usporedbi sa studentima. Stariji su studenti (u odnosu na mlađe) skloniji strože procjenjivati proceduralnu pravednost profesora te imaju manje povjerenja u profesore, dok se procjenjuju angažiranijima na studiju. Sve opisane korelacije su značajne ($p < .01$), ali i vrlo niske, stoga ne iznenađuje da provjerena obilježja studenata objašnjavaju do 1% varijance mjerenih varijabli.

Tablica 7. Interkorelacije svih mjerenih varijabli u istraživanju.

Varijabla	1	2	3	4	5	6	7	8
1. spol	-	-.02	.02	-.01	-.08**	.08**	.07**	.02
2. dob		-	-.04	-.08**	.02	-.05	.07**	-.06**
3. DPP			-	.49**	.45**	.25**	.28**	.57**
4. PPP				-	.41**	.27**	.24**	.65**
5. IPP					-	.24**	.30**	.53**
6. IPK						-	.17**	.28**
7. RAS							-	.39**
8. PUP								-

Napomena. ** $p < .01$; DPP = Distributivna pravednost profesora; PPP = Proceduralna pravednost profesora; IPP = Interakcijska pravednost profesora; IPK = Interakcijska pravednost kolega; RAS = Radna angažiranost studenata; PUP = Povjerenje u profesore. Pri izračunavanju korelacije spola, kao dihotomne varijable, i ostalih mjerenih varijabli, korišten je point biserijalni koeficijent korelacije, dok je za izračunavanje korelacija između svih ostalih varijabli korišten Pearsonov koeficijent korelacije.

Nadalje, sve su dimenzije pravednosti profesora i kolega značajno pozitivno povezane s radnom angažiranosti studenata, čime je u potpunosti potvrđen prvi dio H2. Korelacije se kreću od niskih do umjerenih, pri čemu je korelacija interakcijske pravednosti profesora i radne angažiranosti najveća, a interakcijske pravednosti kolega i radne angažiranosti najmanja. Također, sve su dimenzije pravednosti profesora značajno visoko pozitivno povezane s povjerenjem u profesore, dok je interakcijska pravednost kolega nisko, ali značajno pozitivno

povezana s povjerenjem u profesore. Radna angažiranost studenata i povjerenje u profesore također su značajno umjereno pozitivno povezane varijable.

Doprinos percipirane pravednosti profesora i kolega objašnjenju radne angažiranosti studenata te posredujuća uloga povjerenja u profesore

Kako bi se utvrdio doprinos percipirane pravednosti profesora i kolega objašnjavanju radne angažiranosti studenata provedena je hijerarhijska regresijska analiza. U prvom koraku analize, kao kontrolne varijable, uključene su spol i dob, a u drugom koraku analize uključene su dimenzije percipirane pravednosti (distributivna, proceduralna i interakcijska pravednost profesora te interakcijska pravednost kolega). U trećem je koraku povjerenje u profesore uvršteno kao prediktor, u svrhu provjere njegove posredujuće uloge u navedenom međuodnosu.

Provjerom modela utvrđeno je da nema multikolinearnosti (najveća vrijednosti VIF iznosi 2.244, a najniža vrijednost Tolerance iznosi 0.446) te da postoji nezavisnost reziduala (vrijednost Durbin-Watsonova testa iznosi 1.818). Sve su navedene vrijednosti u okvirima preporučenih koje su za VIF manje od 10 (Myers, 1990), za Tolerance veće od 0.2 (Menard, 1995), a za Durbin-Watsonov test veće od 1 i manje od 3 (Field, 2009). Rezultati provedene hijerarhijske regresijske analize prikazani su u Tablici 8.

Iz rezultata prikazanih u Tablici 8 vidljivo je da varijable objašnjavaju ukupno 18.2% varijance kriterija radne angažiranosti studenata. Spol i dob su se u svim koracima pokazali značajnim, iako slabim, pozitivnim prediktorima. Dodavanjem percepcije pravednosti u model, sve su se dimenzije percipirane pravednosti, sukladno drugom dijelu H2, pokazale značajnim pozitivnim prediktorima radne angažiranosti studenata. Pri tome se percipirana interakcijska pravednost profesora pokazala snažnijim prediktorom u odnosu na ostale mjerene dimenzije percipirane pravednosti. Međutim, kad je u model uključeno i povjerenje u profesore, svi standardizirani beta koeficijenti dimenzija pravednosti smanjili su se, dok se povjerenje u profesore pokazalo kao najsnažniji pozitivan prediktor radne angažiranosti studenata u ovom modelu. Također je važno primijetiti da je dodavanjem povjerenja u model proceduralna pravednost profesora prestala biti značajan prediktor. Iz tih razloga provjereni su uvjeti za medijaciju. Budući da su sve korelacije između povjerenja u profesore, radne angažiranosti studenata i pojedinih dimenzija percipirane pravednosti značajne ($p < .05$), zadovoljeni su uvjeti za medijaciju.

Tablica 8. Hijerarhijska regresijska analiza predviđanja radne angažiranosti studenata na temelju demografskih varijabli, dimenzija percipirane pravednosti profesora i kolega te povjerenja u profesore.

	<i>R</i>	<i>R</i> ²	ΔR^2	<i>F</i>	β
1. korak	.100	.010	.010	7.67**	
Spol					.070**
Dob					.073**
2. korak	.371	.138	.128	55.68**	
Spol					.084**
Dob					.084**
DPP					.135**
PPP					.082**
IPP					.192**
IPK					.069**
3. korak	.426	.182	.044	80.55**	
Spol					.069**
Dob					.090**
DPP					.059*
PPP					-.048
IPP					.116**
IPK					.054*
PUP					.314**

Napomena. ** $p < .01$; * $p \leq .05$; DPP = Distributivna pravednost profesora; PPP = Proceduralna pravednost profesora; IPP = Interakcijska pravednost profesora; IPK = Interakcijska pravednost kolega; PUP = Povjerenje u profesore

Kako bi se pobliže ispitaio medijacijski učinak povjerenja u profesore u odnosu između pojedinih dimenzija pravednosti profesora i kolega te radne angažiranosti studenata, korišten je postupak Barona i Kennyja (1986) koji uključuje četiri kriterija, odnosno četiri regresijske analize u kojima: 1) prediktor značajno predviđa kriterij, 2) prediktor značajno predviđa medijator, 3) medijator značajno predviđa kriterij, 4) prediktor i medijator omogućuju predviđanje kriterija, no u posljednjem koraku efekt prediktora treba biti smanjen ili postati neznačajan, ukoliko je riječ o medijaciji. Budući da je u prethodnoj analizi provjeren prvi kriterij, dodatno su provjereni ostali kriteriji Baron i Kennyjevog postupka. Ovaj postupak primijenjen je zasebno za sve četiri dimenzije percipirane pravednosti kao prediktorske varijable, koristeći povjerenje u profesore kao medijator, a radnu angažiranost studenata kao kriterij. Primjenom Baron i Kennyjevog postupka utvrđena je medijacija za sve dimenzije percipirane pravednosti profesora i kolega. Pri tome je utvrđeno da je povjerenje u profesore potpuni medijator za proceduralnu pravednost profesora jer je postala neznačajan prediktor. Osim toga, povjerenje u profesore pokazalo se djelomičnim medijatorom odnosa ostalih

dimenzija pravednosti i radne angažiranosti studenata, jer su se njihovi standardizirani ponderi također smanjili, ali su ostali značajni. Time je djelomično potvrđena H3, budući da je, suprotno očekivanjima, povjerenje u profesore također djelomičan medijator odnosa interakcijske pravednosti kolega i radne angažiranosti studenata.

Rasprava

Ovim radom nastojalo se doprinijeti razumijevanju percepcije pravednosti, ali i međuodnosu percepcije pravednosti, radne angažiranosti i povjerenja u akademskom kontekstu. Ovo istraživanje teorijski i praktično obogaćuje područje pravednosti, te nudi novi, metrijski kvalitetan instrument prilagođen akademskom kontekstu i studentskoj populaciji. U nastavku su pojašnjeni dobiveni rezultati te je ukazano na doprinose, ograničenja i implikacije ovog rada.

Faktorska analiza i provjera valjanosti Upitnika pravednosti profesora i kolega

Prvi je problem ovog rada bio provjeriti faktorsku strukturu *Upitnika pravednosti profesora i kolega*. U skladu s očekivanjima, konfirmatornom faktorskom analizom potvrđena je četverofaktorska struktura upitnika. Time je potvrđena H1, tj. konstruirani se upitnik sastoji od četiri latentna faktora: distributivna, proceduralna i interakcijska pravednost profesora te interakcijska pravednost kolega. Zbog visoke povezanosti između latentnih faktora pravednosti profesora u duljoj verziji upitnika razmotreno je i alternativno rješenje, tj. dvofaktorski model s dva latentna, međusobno povezana, faktora (pravednost profesora i pravednost kolega). Međutim, i za dulju i za skraćenu verziju upitnika boljim se pokazao model koji uvažava trodimenzionalnost strukture pravednosti profesora, što je u skladu s mnogim prethodnim istraživanjima (npr. Horan i sur., 2010; Cohen-Charash i Spector, 2001). Naime, Cohen-Charash i Spector (2001) navode kako je opravdano istraživati tri vrste pravednosti čak i ako su snažno povezane, jer se pokazalo da te tri dimenzije pravednosti imaju različite odnose s različitim varijablama. Razmatranje pojedinih dimenzija pravednosti umjesto korištenja jednofaktorskog koncepta omogućuje i lakše identificiranje čimbenika koje je moguće i/ili poželjno mijenjati kako bi se poboljšali ishodi. Iako pravednost kolega dosad nije istraživana u jednakoj mjeri, ovim radom potvrđeno je da kolege također mogu biti izvor interakcijske (ne)pravednosti, kako u organizacijskom (npr. Byrne i Cropanzano, 2000; Cropanzano i sur., 2011; Jakopec, 2015), tako i u akademskom kontekstu.

Pri konstrukciji i validaciji upitnika cilj je bio odabrati najreprezentativnije i najdiskriminativnije čestice, kako bi se dobila skraćena verzija upitnika tako da zadrži osnovna sadržajna i metrijska svojstva preliminarne verzije. Faktorska zasićenja indikatora pripadajućim

latentnim faktorima su značajna, ali i nešto niža za dimenziju interakcijske pravednosti profesora, što je moguće objašnjenje dobivenog nižeg koeficijenta unutarnje konzistencije Cronbach α . Međutim, s obzirom da vrijednost Cronbach α koeficijenta ovisi i o broju čestica (Osburn, 2000), u ovom slučaju tri čestice, prihvatljiva je i vrijednost ispod preporučenih .70 (Kline, 1999). Također, visoke korelacije između preliminarne i konačne verzije upitnika ukazuju na to da nije narušena konstruktiva valjanost skraćenog upitnika (Mihić i sur., 2014). Osim toga, razlike između korelacija dimenzija preliminarne i konačne verzije upitnika s vanjskim varijablama te razlike u prediktivnoj valjanosti su prihvatljive, što upućuje na to da skraćivanjem nije narušena ni kriterijska valjanost upitnika (Nenkov i sur., 2008), iako su te razlike nešto veće za varijablu povjerenje u profesore. Naime, iako se u prethodnim istraživanjima dovodilo u pitanje razlikovanje povjerenja i pravednosti, pokazalo se da je riječ o odvojenim varijablama (npr. Cohen-Charash i Spector, 2001; Colquitt i sur., 2001; Dirks i Ferrin, 2002), stoga se razlika u povezanosti i količini objašnjene varijance povjerenja u profesore može objasniti time da je kraća verzija upitnika diskriminativnija od preliminarne, koja se sastojala i od čestica koje su zapravo bliže konstruktumu povjerenja. Korelacije dobivenih dimenzija pravednosti upućuju na pozitivnu povezanost ovih dimenzija, u skladu s prethodnim istraživanjima (Colquitt, 2001; Chory-Assad i Paulsel, 2004; Chory, 2007). Iako su u organizacijskom kontekstu ponekad dobivane vrlo visoke korelacije, visina korelacija u ovom istraživanju u skladu je s drugima u akademskom kontekstu (Colquitt, 2001). Zaključno, od prvotno velikog broja generiranih tvrdnji, izabrane su najreprezentativnije te je dobiven pouzdan i kratak instrument namijenjen mjerenju pravednosti profesora i kolega u akademskom kontekstu.

Doprinos percipirane pravednosti profesora i kolega objašnjenju radne angažiranosti studenata te posredujuća uloga povjerenja u profesore

Kako bi se provjerio stupanj povezanosti i doprinos pojedinih dimenzija percipirane pravednosti profesora i kolega radnoj angažiranosti studenata, izračunate su korelacije te je provedena hijerarhijska regresijska analiza. Dobivene su značajne pozitivne korelacije između pojedinih dimenzija percipirane pravednosti i radne angažiranosti studenata, a kreću se od niskih do umjerenih. Uz kontrolu spola i dobi, kao demografskih varijabli, statistički značajnim pozitivnim prediktorima radne angažiranosti studenata pokazale su se sve dimenzije percipirane pravednosti profesora i kolega, ali i spol i dob. Ovakvi rezultati u potpunosti potvrđuju H2.

Slični rezultati dobiveni su i u istraživanjima koja su se bavila učincima dimenzija pravednosti na radnu angažiranost u organizacijama (npr. Li, 2012; Özer, Uğurluoğlu i Saygılı,

2017). Navedeno je u skladu s teorijom socijalne razmjene (Blau, 1964), odnosno ako studenti percipiraju da ih profesori i kolege pravedno tretiraju, vjerojatnije je da će biti energičniji, posvećeniji i udubljeniji u svojim akademskim aktivnostima. Iako dosad nije provjeravan odnos pravednosti kolega i radne angažiranosti, s obzirom da radna angažiranost nema specifičnu metu (npr. profesori, fakultet, kolege), ne iznenađuje nalaz da je interakcijska pravednost kolega također pozitivan, iako slab, prediktor radne angažiranosti studenata. Osim toga, kad se promatra pravednost profesora, proceduralna pravednost pokazala se najslabijim prediktorom radne angažiranosti. Ovo je u skladu s nekim nalazima iz organizacijskog konteksta koje su dobili Ghosh, Rai i Sinha (2014) i Alvi i Abbasi (2012). U njihovim istraživanjima distributivna i interakcijska pravednost također su se pokazale boljim prediktorima radne angažiranosti od proceduralne. Važno je spomenuti i da izmjerena pravednost profesora i kolega objašnjava tek 12.8% varijance radne angažiranosti, što ukazuje na to da velik dio varijance ostaje neobjašnjen dimenzijama pravednosti. To upućuje na to da postoje i drugi prediktori radne angažiranosti studenata koje bi trebalo istražiti, poput samoefikasnosti, optimizma i autonomije (Bakker i sur., 2008), a trebalo bi razmotriti i kontekstualne faktore poput utjecaja kulture i vrste studija. S druge strane, moguće je da je snaga efekta pravednosti na radnu angažiranost umanjena jer su u ovom istraživanju tvrdnje upitnika radne angažiranosti procijenjene na ljestvici Likertovog tipa s pet stupnjeva koja izražava stupanj slaganja, dok se najčešće koristi ona sa sedam stupnjeva koja izražava frekvenciju. Iako je to naizgled zanemariva razlika, Fletcher i Robinson (2014) navode da može djelovati na osjetljivost upitnika UWES-S te otežati usporedbu rezultata. Naposljetku, spol i dob su se pokazali slabim pozitivnim prediktorima radne angažiranosti, no snaga odnosa tih varijabli toliko je mala da se može smatrati zanemarivom (Schaufeli, Bakker i Salanova, 2006; Özer, Atik, Şad i Kiş, 2015).

Kako bi se odgovorilo na treći problem ovog istraživanja i provjerilo posredujuću ulogu povjerenja u profesore u odnosu percipirane pravednosti i radne angažiranosti studenata, u hijerarhijsku regresijsku analizu dodana je i varijabla povjerenja u profesore te je provjeren njen medijacijski učinak. Time je djelomično potvrđena H3, jer je potvrđeno da je povjerenje u profesore medijator odnosa pojedinih dimenzija percipirane pravednosti profesora i radne angažiranosti studenata, ali se, suprotno očekivanjima, pokazalo da je također djelomični medijator odnosa interakcijske pravednosti kolega i radne angažiranosti studenata.

Dobiveni rezultati nisu u potpunosti u skladu s modelom sličnosti izvora i mete (Lavelle i sur., 2007). Naime, očekivalo se da povjerenje u profesora, kao metu, neće biti povezano s pravednošću kolega (kao izvorom). Međutim, u okviru modela sličnosti izvora i mete, često se spominju i tzv. *cross-foci* efekti, odnosno pojava da percipirana pravednost određenog izvora

ne predviđa samo stavove i ponašanja usmjerena prema tom izvoru/metri, već i prema drugim metama (Lavelle i sur., 2007). Ovaj nalaz dodatno naglašava koliko veliku ulogu imaju odnosi koje profesori razvijaju sa studentima, jer je profesor taj koji stvara okruženje u kojem se potiče povjerljiva interakcija koja, osim što osnažuje odnose između profesora i studenata, može imati utjecaj i na odnose između studenata (Frisby i Martin, 2010). Naime, ukoliko student doživljava interakcijsku nepravednost kolega (npr. kolege ih omalovažavaju), on to može povezivati i s nepovjerenjem u profesora, odnosno može „kriviti“ profesora zato što je dopustio situaciju u kojoj ne brine o studentu, što će zauzvrat smanjiti njegovu angažiranost. Budući da u ovom radu nije provjerena uloga povjerenja u kolege, bilo bi zanimljivo u budućnosti provjeriti njen međuodnos s ostalim varijablama korištenim u ovom istraživanju.

Kad se promatra medijacijski učinak povjerenja u profesore u odnosu između dimenzija pravednosti profesora i radne angažiranosti studenata, može se uočiti da je riječ o potpunoj medijaciji za proceduralnu pravednost profesora, te djelomičnoj za distributivnu i interakcijsku pravednost profesora. U prethodnim istraživanjima utvrđeno je da je proceduralna pravednost visoko povezana s povjerenjem (npr. Konovsky i Pugh, 1994; Alexander i Ruderman, 1987). Proceduralna i distributivna pravednost obje su pozitivno povezane s povjerenjem u viši menadžment, no taj je odnos izraženiji za proceduralnu nego za distributivnu pravednost (Pillai, Schriesheim i Williams, 1999). To upućuje na to da bi percepcija zaposlenika (studenata) o pravednosti, a posebno o proceduralnoj pravednosti, mogla biti važna za razvoj povjerenja (Folger i Konovsky, 1989), koje zatim utječe na radnu angažiranost. U još jednom od rijetkih istraživanja provedenih u akademskom kontekstu pokazalo se da je povjerenje u profesore značajan prediktor radne angažiranosti studenata (Özer i sur., 2015). Ovaj rezultat upućuje na mogućnost da odnos između studenata i njihovih profesora utječe na radnu angažiranost studenata. To je također u skladu s prethodnim istraživanjima u kojima je potvrđeno da povjerljivi, podržavajući odnosi između studenata i profesora mogu imati pozitivan učinak na angažiranost (npr. Klem i Connell, 2004).

Interakcijska pravednost profesora se, od svih mjerenih dimenzija pravednosti, pokazala najboljim prediktorom radne angažiranosti studenata, čak i uz djelomičnu medijaciju povjerenja u profesore. Objašnjenje ovakvog efekta interakcijske pravednosti profesora na radnu angažiranost moglo bi također biti upravo u komunikaciji, koja se pokazala izrazito važnom u akademskom kontekstu (Tata, 1999). Studenti će biti angažiraniji kad postoji otvorena komunikacija s profesorima u kojoj profesori vode računa o njihovim osjećajima i uvažavaju njihovo mišljenje te uzimaju u obzir njihove potrebe. Potrebno je spomenuti i da je iznenađujuće što povjerenje u profesore, koje je također duboko utemeljeno upravo na

komunikaciji, nije potpuni medijator odnosa interakcijske pravednosti profesora i radne angažiranosti studenata, kao što je slučaj u nekim prijašnjim istraživanjima (npr. Aryee i sur., 2002), stoga bi buduća istraživanja mogla dodatno istražiti taj odnos.

S obzirom na rezultate, može se zaključiti da percepcija studenata o pravednosti njihovih profesora i kolega povećava njihovu radnu angažiranost, uz posredujuću ulogu povjerenja u profesore. Drugim riječima, percepcija pravednosti profesora i kolega povećava povjerenje studenata u njihove profesore, a zbog tog povećanog povjerenja, radna angažiranost studenata također se povećava. Ovi rezultati u skladu su s rezultatima sličnog istraživanja provedenog u organizacijskom kontekstu (Agarwal, 2014), ali i sa Saksovim (2006) istraživanjem, u kojem je predloženo da koncepti temeljeni na teoriji socijalne razmjene, poput pravednosti i povjerenja mogu utjecati na radnu angažiranost zaposlenika.

Konačno, zanimljivo je promotriti i ostale odnose provjerene u ovom radu. Stariji studenti nepovoljnije procjenjuju proceduralnu pravednost profesora u odnosu na mlađe studente, te postoje spolne razlike u procjeni pravednosti: studentice nepovoljnije procjenjuju interakcijsku pravednost profesora, a studenti interakcijsku pravednost kolega. Međutim, ove korelacije vrlo su niske, a u većini istraživanja pravednosti u spolne i dobne razlike uopće nisu pronađene (npr. Cohen-Charash i Spector; Chory-Assad, 2002; Chory-Assad i Paulsel, 2004). S druge strane, kad se detaljnije promotre razlike u procjenama pojedinih dimenzija pravednosti, dobiveni su zanimljivi rezultati. Naime, u usporedbi s dimenzijama pravednosti profesora, interakcijska pravednost kolega procijenjena je najpozitivnije. Ovo se može objasniti teorijom socijalnog identiteta (Tajfel i Turner, 1985), odnosno unutargrupnim favorizmom, prema kojem smo skloni članove grupe kojoj pripadamo (kolege) procijeniti pozitivnije od drugih (profesori). S druge strane, od svih dimenzija pravednosti profesora, studenti najnegativnije doživljavaju interakcijsku pravednost profesora, a najpozitivnije proceduralnu pravednost profesora. Prema tome, studenti procjenjuju da se profesori u većoj mjeri ponašaju u skladu s principima proceduralne, nego u skladu s principima interakcijske pravednosti. Dobivene se razlike mogu objasniti time da je fakultet organizacija u kojoj se veći naglasak stavlja na procedure i pravila nego na interpersonalne odnose, a organizacije u kojima je visok naglasak na pravilima, vode računa o procedurama koje je potrebno slijediti (Tziner, Schultz i Fisher, 2008). Ovo je još istaknutije načinom na koji se danas studira u Hrvatskoj. Naime, uvođenjem bolonjskog procesa uvedena su pravila održavanja nastave, kriteriji ocjenjivanja te pravila vezana uz prisustvo na nastavi i mogućnosti izlaska na ispit koji se trebaju primjenjivati jednako za sve studente i kolegije. Prema tome, profesori i studenti imaju jasne okvire s kojima se svi upoznaju na početku svakog semestra, stoga je smanjena vjerojatnost nepravednog proceduralnog tretmana

studentata. Nasuprot tome, način na koji profesori komuniciraju te procese procijenjen je najmanje povoljnim. Važno je naglasiti da je raspon rezultata upravo za ovu dimenziju bio najveći, što upućuje na to da studenti imaju različita iskustva u komunikaciji s profesorima. Iako je moguće da studenti koji su imali negativna iskustva doživljaj nepravедnosti generaliziraju na sve profesore ili su nedavno imali takva iskustva koja bi mogla imati efekt na doživljaj pravедnosti, ovaj nalaz posebno je važan kad se u obzir uzme nalaz da studenti doživljavaju najintenzivnije i najneugodnije emocionalne odgovore upravo zbog interakcijske nepravедnosti (Chory, Horan, Carton i Houser, 2014).

Doprinos, ograničenja i implikacije rada te prijedlozi za buduća istraživanja

Konstrukcijom *Upitnika pravедnosti profesora i kolega*, koristeći velik uzorak, dobiven je novi upitnik pravедnosti profesora i kolega, sadržajno prilagođen studentskoj populaciji te namijenjen korištenju u budućim istraživanjima i boljem razumijevanju ovog konstrukta i njegovih učinaka u akademskom kontekstu. Dobiven je pouzdan, valjan te kratak instrument. Brojne su prednosti skraćenih verzija upitnika, kao što su veća motivacija i manji zamor sudionika te kraće vrijeme ispunjavanja upitnika (Stanton i sur., 2002). Također, ovo je prvo istraživanje percepcije pravедnosti iz perspektive studenata na području Hrvatske. Iako je u prethodnim istraživanjima ispitivana povezanost pravедnosti s radnom angažiranosti zaposlenika (npr. Saks, 2006), rijetki su ispitivali sve tri vrste pravедnosti u istom istraživanju (Agarwal, 2014), a još rjeđe su istraživači koristili varijable usmjerene na konkretan izvor/metu, što otežava usporedbu rezultata. Ovo istraživanje jedno je od prvih, ako ne i prvo, koje je te odnose ispitalo u akademskom kontekstu, uzimajući u obzir novije trendove poput pristupa koji se temelji na različitim izvorima pravедnosti, ispitujući i pravедnost kolega. Provjerena je i opravdanost korištenja prevedenih upitnika radne angažiranosti studenata te povjerenja u profesore. Usto, prvo je istraživanje koje je ispitalo povjerenje u profesora kao posredujuću varijablu u odnosu između percepcije pravедnosti i angažiranosti studenata. U skladu s tim, ovaj rad ima važne teorijske doprinose. Primjerice, pokazalo se da je u akademskom kontekstu također moguće razlikovati različite izvore pravедnosti, pritom razlikujući pojedine dimenzije pravедnosti. Osim teorijskih, ovaj rad ima i važne praktične implikacije, a jedna od njih ukazuje na pojavu da je za radnu angažiranost studenata važno ne samo da se profesori ponašaju pravедno, nego i da se kolege ponašaju pravедno prema studentima. Dobiveni medijacijski efekt povjerenja u profesore naglašava njegovu važnost u odnosu percepcije pravедnosti i radne angažiranosti (Agarwal, 2014). Posebno je zanimljiv nalaz da postoji djelomična medijacija i u odnosu interakcijske pravедnosti kolega i radne angažiranosti studenata, još jednom ukazujući

na ulogu profesora kao glavnog izvora socijalne interakcije na fakultetu. Fakulteti bi se trebali usmjeriti na razvoj različitih vrsta pravednosti kao kompetencije nastavnog osoblja. S obzirom na to da je, u odnosu na ostale dimenzije pravednosti, ovim radom utvrđen najniži stupanj interakcijske pravednosti profesora, bilo bi korisno posebno se usmjeriti na tu dimenziju. Može se naglasiti važnost poštovanja studenata, uzimanja u obzir potreba i osjećaja studenata te uljudnog odnošenja profesora prema studentima, te pojasniti načine na koje se opisano može i primijeniti u odnosu sa studentima. Ovo je osobito važno u današnje vrijeme, kad postoji sve veća razina interakcije između studenata i profesora (Smart, Kelley i Conant, 1999). Zanimljiv je nalaz koji su dobili Horan i Myers (2009), ispitujući kako profesori doživljavaju vlastitu pravednost, odnosno što smatraju najvažnijim. Pokazalo se da i sami interakcijsku pravednost smatraju najvažnijom, što je obećavajući nalaz s obzirom na rezultate ovog rada. Budući da je, barem u organizacijskom kontekstu, upravo interakcijsku pravednost najlakše poboljšati (Jakopec, 2015), jasno je vidljiv potencijal programa koji bi pružio stjecanje interakcijske pravednosti kao kompetencije profesorima.

Uz navedene doprinose, rad ima i određena ograničenja. Nacrt istraživanja je korelacijski, što onemogućuje donošenje uzročno-posljedičnih zaključaka. Prema tome, moguće su i alternativne interpretacije rezultata prema kojima, primjerice, profesori pravednije tretiraju studente koji su radno angažiraniji, ili da je zapravo pravednost medijator odnosa povjerenja i radne angažiranosti. Također, korišten je prigodan uzorak. Metodom dostupnosti uključeni su samo studenti dva Filozofska fakulteta, čime je smanjena mogućnost generalizacije rezultata. Postoji i mogućnost precjenjivanja vlastitih poželjnih ponašanja (radne angažiranosti), uz istovremeno kritičnije procjenjivanje tuđeg ponašanja, u ovom slučaju pravednosti, zbog čega bi u idućim istraživanjima bilo poželjno podatke prikupiti iz više izvora ili ih ispitati eksperimentalno, što bi također umanjilo efekt generalizacije te potencijalni problem prisjećanja nepravednog tretmana. Budući da je valjanost novokonstruiranog upitnika utvrđena na istom uzorku na kojem je rađena konfirmatorna faktorska analiza, u budućim bi istraživanjima trebalo dodatno provjeriti i inkrementalnu, konvergentnu i divergentnu valjanost konačnog upitnika na nezavisnom uzorku te ispitati druge potencijalne prediktore radne angažiranosti studenata (npr. samoefikasnost), kao i druge potencijalne medijacijske učinke različitih indikatora socijalne razmjene (npr. identifikacija s fakultetom). Naposljetku, važno je primijetiti i da su studenti u ovom istraživanju svoje profesore i kolege u prosjeku procijenili relativno pravednima, što je ograničilo raspon potencijalno nepravednih profesora i/ili kolega. Stoga bi se odnosi istraženi ovim radom mogli ispitati i drugim metodama, npr. opisima

scenarija ili eksperimentalnom manipulacijom, što bi možda omogućilo detaljnije ispitivanje većeg raspona percepcija (ne)pravednosti.

Zaključak

Osnovni cilj ovog istraživanja bila je konstrukcija i validacija *Upitnika pravednosti profesora i kolega*. Radom se nastojalo ispitati i učinke percepcije pravednosti profesora i kolega na radnu angažiranost studenata, te provjeriti medijacijsku ulogu povjerenja u profesore u tim odnosima. Konfirmatornom faktorskom analizom potvrđena je očekivana četverofaktorska struktura (distributivna, proceduralna i interakcijska pravednost profesora te interakcijska pravednost kolega) novokonstruiranog upitnika. Preliminarna verzija upitnika je skraćena, a dobiven je metrijski kvalitetan instrument. U okviru drugog problema, ispitan je doprinos pojedinih dimenzija percipirane pravednosti radnoj angažiranosti studenata. Sukladno očekivanjima, dimenzije percipirane pravednosti i profesora i kolega pokazale su se značajnim pozitivnim prediktorima radne angažiranosti. Naposljetku, provjerom medijacijskog efekta povjerenja u profesore u tim odnosima utvrđeno je da je povjerenje medijator svakog od njih. Suprotno očekivanjima, povjerenje u profesore djelomični je medijator čak i u odnosu interakcijske pravednosti kolega i radne angažiranosti studenata, čime je dodatno naglašena važnost odnosa profesora prema studentima. Budući da su istraživanja koja se bave ispitivanjem pravednosti u akademskom kontekstu, a osobito ona koja uzimaju u obzir različite izvore i mete, malobrojna, potrebna su dodatna istraživanja u svrhu boljeg razumijevanja odnosa ovog konstrukta s drugim akademskim ishodima, ali i u razvojne svrhe.

Literatura

- Abbasi, A. S. i Alvi, A. K. (2012). Impact of organizational justice on employee engagement in Banking sector of Pakistan. *Middle-East Journal of Scientific Research*, 12(5), 643-649.
- Adams, J.S. (1965). Inequity in social exchange. U: L. Berkowitz (Ur.), *Advances in experimental social psychology* (str. 267-299). New York: Academic Press.
- Adams, C. M. i Forsyth, P. B. (2009). Conceptualizing and validating a measure of student trust. *Studies in Social Improvement*, 263-279.
- Agarwal, U. A. (2014). Linking justice, trust and innovative work behavior to work engagement. *Personnel Review*, 43(1), 41-73.
- Alexander, S. i Ruderman, M. (1987). The role of procedural and distributive justice in organizational behavior. *Social Justice Research*, 1(2), 177-198.
- Aryee, S., Budhwar, P. S. i Chen, Z. X. (2002). Trust as a mediator of the relationship between organizational justice and work outcomes: Test of a social exchange model. *Journal of organizational Behavior*, 23(3), 267-285.
- 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.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-242.
- Bettencourt, L. A. (1997). Customer voluntary performance: Customers as partners in service delivery. *Journal of Retailing*, 73(3), 383-406.
- Beugré, C. D. i Baron, R. A. (2001). Perception of systemic justice: The effects of distributive, procedurale, and interactional justice. *Journal of Applied Social Psychology*, 31(2), 324-339.
- Bies, R. J. i Moag, J. F. (1986). Interactional justice: Communication criteria of fairness. U: R. J. Lewicki, B. H. Sheppard, i M. H. Bazermann (Ur.), *Research on negotiations in organizations* (str. 43-55). Greenwich, CT: JAI Press.
- Blau, P. M. (1964). *Exchange and power in social life*. New Jersey: Transaction Publishers.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guilford Press.

- Burns, R. W. i DiPaola, M. F. (2013). A study of organizational justice, organizational citizenship behavior, and student achievement in high schools. *American Secondary Education*, 42(1), 4-23.
- Byrne, Z. S. i Cropanzano, R. (2000). *To which source do I attribute this fairness? Differential effects of multi-foci justice on organizational work behaviors*. Rad prezentiran na 15th annual conference of the Society for Industrial and Organizational Psychology, New Orleans, LA.
- Chory, R. M. i Offstein, E. H. (2016). Too Close for Comfort? Faculty–Student Multiple Relationships and Their Impact on Student Classroom Conduct. *Ethics & Behavior*, 1-22.
- Chory, R. M. (2007). Enhancing Student Perceptions of Fairness: The Relationship between Instructor Credibility and Classroom Justice. *Communication Education*, 56(1), 89-105.
- Chory, R. M., Horan, S. M. i Houser, M. L. (2017). Justice in the Higher Education Classroom: Students' Perceptions of Unfairness and Responses to Instructors. *Innovative Higher Education*, 1-16.
- Chory, R. M., Horan, S. M., Carton, S. T. i Houser, M. L. (2014). Toward a further understanding of students' emotional responses to classroom injustice. *Communication Education*, 63(1), 41-62.
- Chory-Assad, R. M. (2002). Classroom justice: Perceptions of fairness as a predictor of student motivation, learning and aggression. *Communication Quarterly*, 50(1), 58-77.
- Chory-Assad, R. M. i Paulsel, M. L. (2004). Classroom justice: Student aggression and resistance as reactions to perceived unfairness. *Communication Education*, 53(3), 253-273.
- Chughtai, A. A. i Buckley, F. (2008). Work engagement and its relationship with state and trait trust: A conceptual analysis. *Journal of Behavioral and Applied Management*, 10(1), 47-71.
- Clemmer, E. C. i Schneider, B. (1996). Fair service. U: T. A. Swartz, D. E. Bowen i S. W. Brown (Ur.), *Advances in services marketing and management* (str. 109-126). Greenwich, CT: JAI Press.
- Cobb, A. T., Vest, M., i Hills, F. (1997). Who delivers justice? Source perceptions of procedural fairness. *Journal of Applied Social Psychology*, 27(12), 1021-1040.
- Cohen-Charash, Y. i Spector, P. E. (2001). The role of justice in organizations: A meta-analysis. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 86, 278-321.
- Colquitt, J. A. (2001). On the dimensionality of organizational justice: A construct validation of a measure. *Journal of Applied Psychology*, 86, 386-400.

- Colquitt, J. A., Conlon, D. E., Wesson, M. J., Porter, C. O. i Ng, K. Y. (2001). Justice at the millennium: A meta-analytic review of 25 years of organizational justice research. *Journal of Applied Psychology*, 86, 425-445.
- Colquitt, J. A. i Shaw, J. C. (2005). How should organizational justice be measured. *Handbook of organizational justice*, 1, 113-152.
- Cropanzano, R., Bowen, D. E. i Gilliland, S. W. (2007). The management of organizational justice. *The Academy of Management Perspectives*, 34-48.
- Cropanzano, R., Byrne, Z. S., Bobocel, D. R. i Rupp, D. E. (2001). Moral virtues, fairness heuristics, social entities, and other denizens of organizational justice. *Journal of Vocational Behavior*, 58(2), 164-209.
- Cropanzano, R. i Greenberg, J. (1997). Progress in organizational justice: Tunneling through the maze. U: C. L. Cooper i I. T. Robertson (Ur.), *International Review of Industrial and Organizational Psychology* (str. 317-372). New York: John Wiley i Sons.
- Cropanzano, R., Li, A. i Benson, L. (2011). Peer justice and teamwork process. *Group and Organization Management*, 36(5), 567-596.
- Cropanzano, R. i Mitchell, M. (2005). Social exchange theory: An interdisciplinary review. *Journal of Management*, 31, 874-900.
- Cropanzano, R., Prehar, C. A. i Chen, P. Y. (2002). Using social exchange theory to distinguish procedural from interactional justice. *Group and Organization Management*, 27(3), 324-351.
- Dalbert, C. i Stöber, J. (2006). The personal belief in a just world and domain-specific beliefs about justice at school and in the family: A longitudinal study with adolescents. *International Journal of Behavioral Development*, 30(3), 200-207.
- Deutsch, M. (1985). *Distributive justice, a social psychological perspective*. New Haven: Yale University Press.
- Ding, L., Velicer, W. F. i Harlow, L. L. (1995). Effects of estimation methods, number of indicators per factor, and improper solutions on structural equation modeling fit indices. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 2(2), 119-143.
- Dirks, K. T. i Ferrin, D. L. (2002). Trust in leadership: Meta-analytic findings and implications for research and practice. *Journal of Applied Psychology*, 87(4), 611-628.
- Donat, M., Umlauft, S., Dalbert, C. i Kamble, S. V. (2012). Belief in a just world, teacher justice, and bullying behavior. *Aggressive Behavior*, 38(3), 185-193.

- European Commission/EACEA/Eurydice (2016). *National Student Fee and Support Systems in European Higher Education – 2016/17*. Eurydice Facts and Figures. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Field, A. (2009). *Discovering statistics using spss (and sex and drugs and rock' n' roll)*. London, California, New Delhi, Singapore: SAGE Publications.
- Fletcher, L. i Robinson, D. (2014). Measuring and understanding engagement. U: C. Truss i sur. (Ur.) *Employee Engagement in Theory and Practice* (str. 273-290). London: Routledge.
- Folger, R. (1987). Distributive and procedural justice in the workplace. *Social Justice Research*, 1(2), 143-159.
- Folger, R. i Konovsky, M. A. (1989). Effects of procedural and distributive justice on reaction to pay raise decisions. *Academy of Management Journal*, 32(1), 115-130.
- Fredricks, J. A., Blumenfeld, P. C. i Paris, A. H. (2004). School engagement: Potential of the concept, state of the evidence. *Review of educational research*, 74(1), 59-109.
- Frisby, B. N. i Martin, M. M. (2010). Instructor–student and student–student rapport in the classroom. *Communication Education*, 59(2), 146-164.
- Ghosh, P., Rai, A. i Sinha, A. (2014). Organizational justice and employee engagement: Exploring the linkage in public sector banks in India. *Personnel Review*, 43(4), 628-652.
- Gosling, S. D., Rentfrow, P. J. i Swann Jr., W. B. (2003). A very brief measure of the Big-Five personality domains. *Journal of Research in Psychology*, 37, 504-528.
- Greenberg, J. (1993). Justice and organizational citizenship behavior: a commentary on the state of the science. *Employee Responsibilities and Rights Journal*, 6, 294-256.
- Greenberg, J. (1990). Organizational justice: Yesterday, today, and tomorrow. *Journal of management*, 16(2), 399-432.
- Greenberg, J. (1987). A taxonomy of organizational justice theories. *Academy of Management review*, 12(11), 9-22.
- Halbesleben, J. R. i Wheeler, A. R. (2008). The relative roles of engagement and embeddedness in predicting job performance and intention to leave. *Work & Stress*, 22(3), 242-256.
- Hoffman, K. D. i Kretovics, M. A. (2004). Students as partial employees: A metaphor for the student-institution interaction. *Innovative Higher Education*, 29(2), 103-120.
- Hofmann, D. A., Lei, Z. i Grant, A. M. (2009). Seeking help in the shadow of doubt: the sensemaking processes underlying how nurses decide whom to ask for advice. *Journal of Applied Psychology*, 94(5), 1261.

- Horan, S. M. i Myers, S. A. (2009). An exploration of college instructors' use of classroom justice, power, and behavior alteration techniques. *Communication Education*, 58(4), 483-496.
- Horan, S. M., Chory, R. M. i Goodboy, A. K. (2010). Understanding students' classroom justice experiences and responses. *Communication Education*, 59(4), 453-474.
- Horan, S. M., Martin, M. M. i Weber, K. (2012). Understanding emotional response theory: The role of instructor power and justice messages. *Communication Quarterly*, 60(2), 210-233.
- Houston, M. B. i Bettencourt, L. A. (1999). But that's not fair! An exploratory study of student perceptions of instructor fairness. *Journal of Marketing Education*, 21(2), 84-96.
- Howell, D. C. (2010). *Statistical methods for psychology*. Belmont, CA: Cengage Wadsworth.
- Howell, G. F. i Buck, J. M. (2012). The adult student and course satisfaction: what matters most? *Innovative higher education*, 37(3), 215-226.
- Hoy, W. K. i Tarter, C. J. (2004). Organizational justice in schools: No justice without trust. *International Journal of Educational Management*, 18(4), 250-259.
- Hoy, W. K. i Tschannen-Moran, M. (1999). Five faces of trust: An empirical confirmation in urban elementary schools. *Journal of School Leadership*, 9, 184-208.
- Hu, L. T. i Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*, 6(1), 1-55.
- Jakopec, A. (2015). *Učinci (ne)usklađenosti klima pravednosti organizacije, rukovoditelja i suradnika*. Neobjavljeni doktorski rad. Rijeka: Odsjek za psihologiju Filozofskog fakulteta u Rijeci.
- Jakopec, A. i Sušan, Z. (2014). Provjera dimenzionalnosti konstrukta pravednosti u organizacijskom kontekstu. *Psihologijske teme*, 23(2), 305-325.
- Jakopec, A., Sušan, Z. i Stamenković, S. (2013). Uloga stila rukovođenja i organizacijske pravednosti u identifikaciji zaposlenika s organizacijom. *Suvremena psihologija*, 16(2), 185-202.
- Jöreskog, K. i Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago: Scientific Software International Inc.
- Klem, A. M. i Connell, J. P. (2004). Relationships matter: Linking teacher support to student engagement and achievement. *Journal of school health*, 74(7), 262-273.
- Kline, P. (1999). *The handbook of psychological testing (2nd ed.)*. London: Routledge.

- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford Press.
- Konovsky, M. A. i Pugh, S. D. (1994). Citizenship and social exchange. *Academy of Management Journal*, 37(3), 656-669.
- Krupić, D. i Ručević, S. (2014). *Dvaput manje čestica – ista informacija: Prikaz skraćivanja upitnika Dimenzionalne procjene ličnosti (DiPOL)*. Rad prezentiran na XX. naučnom skupu Empirijska istraživanja u psihologiji, Beograd.
- Lavelle, J. J. Rupp, D. E. i Brockner, J. (2007). Taking a multifoci approach to the study of justice, social exchange, and citizenship behavior: the target similarity model. *Journal of Management*, 33(6), 841-866.
- Leventhal, G. S. (1980). What should be done with equity theory? New approaches to the study of fairness in social relationship. U: K. J. Gergen, M. S. Greenberg i R. H. Willis (Ur.), *Social exchange: Advances in theory and research* (str. 27–55). New York: Plenum.
- Leventhal, G. S. (1976). The distribution of rewards and resources in groups and organizations. *Advances in Experimental Social Psychology*, 9, 91-131.
- Li, A., Cropanzano, R. i Bagger, J. (2013). Justice climate and peer justice climate: A closer look. *Small Group Research*, 44, 563-592.
- Li, A., Cropanzano, R. i Benson, L. (2007). *Intraunit justice climate: Explication and validation of a new construct*. Rad prezentiran na Annual Meeting of the Academy of Management, Philadelphia.
- Li, H. (2012). A study on the relationships among organizational justice, organizational identification, and work engagement: The evidence from the hi-tech service industries. *Service Sciences (IJCSS), 2012 International Joint Conference*, 72-77.
- Lin, C. P. (2010). Modeling corporate citizenship, organizational trust, and work engagement based on attachment theory. *Journal of Business Ethics*, 94(4), 517-531.
- Lind, E. A. i Tyler, T. R. (1992). A relational model of authority in groups. *Advances in Experimental Social Psychology*, 25, 115-92.
- Macey, W. H., Schneider, B., Barbera, K. M. i Young, S. A. (2009). *Employee Engagement: Tools for Analysis, Practice, and Competitive Advantage*. Singapur: Wiley-Blackwell.
- Masterson, S. S. (2001). A trickle-down model of organizational justice: relating employees' and customers' perceptions of and reactions to fairness. *Journal of Applied Psychology*, 86(4), 594-613.
- Menard, S. (1995). *Applied logistic regression analysis*. Thousand Oaks, CA: Sage.

- Mihić, Lj., Sokić, J., Samac N. i Ignjatović I. (2014). Srpska adaptacija i validacija Upitnika netolerancije na neizvesnost. *Primenjena psihologija*, 7, 347-370.
- Molina, A., Jakopec, A., Cropanzano, R. i Moliner, C. (2017). The role of peer justice climate. What do we know and where can we go from here? U: C. Moliner, R. Cropanzano i V. Martínez-Tur (Ur.), *Organizational Justice: International Perspectives and Conceptual Advances* (str. 87-106). London: Taylor & Francis.
- Moorman, R. H., Blakely, G. L. i Niehoff, B. P. (1998). Does perceived organizational support mediate the relationship between procedural justice and organizational citizenship behavior? *Academy of Management Journal*, 41(3), 351-357.
- Myers, R. (1990). *Classical and modern regression with applications (2nd ed.)*. Boston, MA: Duxbury.
- Nenkov, G. Y., Morrin, M., Ward, A., Schwartz, B. i Hulland, J. (2008). A short form of the Maximization scale: Factor Structure, reliability and validity studies. *Judgment and Decision Making*, 3(5), 371-388.
- Osburn, H. G. (2000). Coefficient alpha and related internal consistency reliability coefficients. *Psychological methods*, 5(3), 343.
- Özer, N., Atik, S., Şad, S. N. i Kiş, A. (2015). Relationship between student engagement and trust in professors: a study on Turkish college students. Rad prezentiran na ECER 2015, Budimpešta.
- Özer, Ö., Uğurluoğlu, Ö. i Saygılı, M. (2017). Effect of Organizational Justice on Work Engagement in Healthcare Sector of Turkey. *Journal of Health Management*, 19(1), 73-83.
- Paulsel, M. L., Chory-Assad, R. M. i Dunleavy, K. N. (2005). The Relationship between Student Perceptions of Instructor Power and Classroom Justice. *Communication Research Reports*, 22(3), 207-215.
- Pillai, R., Schriesheim, C. A. i Williams, E. S. (1999). Fairness perceptions and trust as mediators for transformational and transactional leadership: A two-sample study. *Journal of management*, 25(6), 897-933.
- Price, J. L. i Mueller C. V. (1986). *Handbook of Organizational Measurement*, Marshfield, MA: Pittman.
- Reeve, J., Jang, H., Carrell, D., Jeon, S. i Barch, J. (2004). Enhancing students' engagement by increasing teachers' autonomy support. *Motivation and Emotion*, 28, 147-169.

- Rupp, D. E. i Cropanzano, R. (2002). The mediating effect of social exchange relationships in predicting workplace outcomes from multifoci organizational justice. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 89(1), 925-946.
- Rupp, D. E., Shao, R., Jones, K. S. i Liao, H. (2014). The utility of a multifoci approach to the study of organizational justice: A meta-analytic investigation into the consideration of normative rules, moral accountability, bandwidth-fidelity, and social exchange. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 123(2), 159-185.
- Saks, A. M. (2006). Antecedents and consequences of employee engagement. *Journal of Managerial Psychology*, 21(7), 600-619.
- Salanova, M., Schaufeli, W.B., Martínez, I. i Bresó, E. (2009). How obstacles and facilitators predict academic performance: The mediating role of study burnout and engagement. *Anxiety, Stress, & Coping*, 26, 1-18.
- Schaufeli, W.B. i Bakker, A.B. (2004). *UWES – Utrecht Work Engagement Scale: Preliminary Manual*. Utrecht: Utrecht University.
- Schaufeli, W. B., Bakker, A. B. i Salanova, M. (2006). The measurement of work engagement with a short questionnaire: A cross-national study. *Educational and psychological measurement*, 66(4), 701-716.
- Schaufeli, W. B., Salanova, M., González-Romá, V. i Bakker, A. B. (2002). The measurement of engagement and burnout: A two sample confirmatory factor analytic approach. *Journal of Happiness studies*, 3(1), 71-92.
- Schaufeli, W. B., Taris, T. W. i Van Rhenen, W. (2008). Workaholism, burnout, and work engagement: three of a kind or three different kinds of employee well-being? *Applied Psychology*, 57(2), 173-203.
- Smart, D. T., Kelley, C. A. i Conant, J. S. (1999). Marketing education in the year 2000: Changes observed and challenges anticipated. *Journal of Marketing Education*, 21(3), 206-216.
- Smith, G. T., McCarthy, D. M. i Anderson, K. G. (2000). On the sins of short-form development. *Psychological Assessment*, 12, 102-111.
- Stanton, J. M., Sinar, E. F., Balzer, W. K. i Smith, P. C. (2002). Issues and strategies for reducing the length of self-report scales. *Personnel Psychology*, 55, 167-194.
- Sušanj, Z. i Jakopec, A. (2013). Organizacijska pravednost kao medijator odnosa stila rukovođenja i namjere za napuštanjem organizacije. U: M. Živković, (Ur.), *IV. međunarodni naučni skup Multikulturalnost I Savremeno Društvo* (str. 524-537). Novi Sad: Visoka Škola „Pravne i Poslovne Akademske Studije Dr. Lazar Vrkatić”.

- Sweeney, P. D. i McFarlin, D. B. (1997). Process and outcome: Gender differences in the assesment of justice. *Journal of Organizational Behavior*, 18(1), 83-98.
- Tajfel, H. i Turner, J. C. (1985). The Social Identity Theory of Intergroup Behavior. U: S. Worchel i W. G. Austin (Ur.), *Psychology of Intergroup Relations* (str. 6-24). Chicago: Nelson-Hall.
- Tan, H. H. i Lim, A. K. (2009), Trust in Coworkers and Trust in Organizations, *Journal of Psychology*, 143(1), 45–66.
- Tata, J. (1999). Grade distribution, grading procedures and students' evaluations of instructors: A justice perspective. *The Journal of Psychology*, 133, 263-271.
- Thibaut, J. W. i Walker, L. (1975). *Procedural justice: A psychological analysis*. Hillsdale, NJ; L. Erlbaum Associates.
- Tschannen-Moran, M., Bankole, R. A., Mitchell, R. M. i Moore Jr, D. M. (2013). Student Academic Optimism: a confirmatory factor analysis. *Journal of Educational Administration*, 51(2), 150-175.
- Twenge, J. M. (2009). Generational changes and their impact in the classroom: Teaching Generation Me. *Medical education*, 43(5), 398-405.
- Tyler, T. R. i Blader, S. L. (2000). *Cooperation in groups: Procedural justice, social identity, and behavioral engagement*. Philadelphia, PA: Psychology Press.
- Tziner, A., Shultz, T. i Fisher, T. (2008). Justice, leader-member exchange, and job performance: Are their relationships mediated by organizational culture? *Psychological Reports*, 103(2), 516-526.
- Uludag, O. (2014). Fair and Square: How does Perceptions of Fairness is Associated to Aggression? *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 143, 504-508.
- Vallade, J. I., Martin, M. M. i Weber, K. (2014). Academic entitlement, grade orientation, and classroom justice as predictors of instructional beliefs and learning outcomes. *Communication Quarterly*, 62(5), 497-517.
- Wang, M. T. i Degol, J. (2014). Staying engaged: Knowledge and research needs in student engagement. *Child development perspectives*, 8(3), 137-143.
- Wendorf, C. A. i Alexander, S. (2005). The influence of individual-and class-level fairness-related perceptions on student satisfaction. *Contemporary Educational Psychology*, 30(2), 190-206.
- Yarkoni, T. (2010). The abbreviation of personality, or how to measure 200 personality scales with 200 items. *Journal of Research in Personality*, 44(2), 180-198.

- Yi, Y. i Gong, T. (2008). The effects of customer justice perception and effect on customer citizenship behavior and customer dysfunctional behavior. *Industrial Marketing Management*, 37, 767-783.
- Yulianti, P. (2015). Work Engagement in the Work Place: The Role of Procedural Justice, Perceived Organizational Support and Organizational Trust. *Advances in Social Sciences Research Journal*, 2(8), 155-164.