

PRIJEDLOG ALTERNATIVNOGA PRISTUPA ANALIZE METODSKIH FAKTORA: PRIMJER NA PETEROFAKTORSKOJ SKALI SAMOREGULIRAJUĆE MOTIVACIJE

Daniel JURIĆ
Institut društvenih znanosti Ivo Pilar, Zagreb

UDK: 159.947.5
Izvorni znanstveni rad

Primljeno: 15. 2. 2006.

Nakon što su u svojem radu Campbell i Fiske (1959.) predložili prvu višeosobinsku-višemetodsku analizu podataka (MTMM – *multitrait-multimethod*), iznenada se povećao interes psihometrijske zajednice za raščlanjivanje onoga dijela varijance koja proizlazi iz različitih metodologijskih pristupa. Kasnije je razvijen cijeli niz konfirmatornih postupaka i pristupa analizi metodskih učinaka na raznim uravnoteženim nacrtima. Ovaj je rad pokušaj parametrizacije alternativnoga postupka procjene metodskih faktora na neuravnoteženim nacrtima. Cilj je ovakva postupka, koji kombinira konfirmatorni i eksploratorni pristup, utvrditi one dijelove varijabiliteta koji se mogu pripisati artefaktu metode i dodijeliti mu sadržajno značenje, čak i ako višemetodski pristup nije unaprijed planiran. Ovakav pristup povlači za sobom i alternativno viđenje pouzdanosti i unutarnje konzistencije, koje počiva na ideji o čistim osobinskim faktorima. Predloženi modeli demonstrirani su na skalama samoregulirajuće motivacije.

Ključne riječi: višeosobinski-višemetodski pristup, unutarnja konzistencija, pouzdanost, skala samoregulirajuće motivacije

✉ Daniel Jurić, Institut društvenih znanosti Ivo Pilar, Marulićev trg 19/1, p. p. 277, 10001 Zagreb, Hrvatska.
E-mail: Daniel.Juric@pilar.hr

UVOD

Istraživači na području društvenih znanosti zanimaju se u prvom redu utvrđivanjem funkcionalnih odnosa između relevantnih varijabli. Kako bi ovi funkcionalni odnosi imali smisla, varijable moraju mjeriti ono što im je namijenjeno da mjere. Ovakvo je određenje prožeto poteškoćama poradi činjenice kako većina zavisnih varijabli u istraživanjima društvenih znanosti predstavlja apstraktne varijable, za koje se pretpostavlja kako postoje, no ne mogu se izravno povezati uz opažljiv događaj. Ako je varijabla znatno više apstraktna nego konkretna, uobičajamo je nazivati konstruktom. Konstrukat je, u kontekstu psihologijskoga mjerenja, možda najbolje objasniti kao nedodirljivu ili nekonkretnu osobinu ili kvalitetu prema kojoj se pojedinci razlikuju.

Učestalom uporabom faktorsko-analitičkih postupaka postalo je uobičajeno konstrukte izjednačavati s latentnim dimenzijama, koje se u klasičnim faktorskim modelima percipiraju kao kauzalnost manifestnim varijablama. No još je William James upozorio na opasnost koja proizlazi iz nomotetičkih pristupa, kao da je anticipirao mogućnost zlouporabe postupaka koji u njegovo vrijeme još nisu bili ni u začetku. James je primijetio kako kod zaključaka s opaženog prema latentnom često dolazi do pogreške koju je on nazvao psihologova pogreška. "Do ove pogreške dolazi kada se za empirijska svojstva podataka nekritički pretpostavlja kako reflektiraju psihološka svojstva osoba koje smo opažali i na temelju kojih smo došli do samih podataka" (James, 1890., 123). Naime, faktorska analiza u svojoj osnovi upućuje na skupine čestica koje su međusobno u najvećoj mjeri povezane i istodobno se međusobno najviše razlikuju od ostalih čestica u nekom skupu manifestnih obilježja. Ova povezanost može biti odraz svega, no ne nužno i latentne dimenzije koju želimo otkriti kako bismo "dokazali" uzroke ljudskoga funkcioniranja. Treba naglasiti kako se i u većini faktorsko-analitičkih postupaka tumači tek nekoliko prvih faktora koji sadrže najviše varijance mjera, dok se rezidualna variranja odbacuju kao proizvod pogreške mjerenja ili slučajnoga varijabiliteta.

Mjere latentnih varijabli ujedno su i konstrukcija mašte istraživača. Cronbach i Meehl (1955.) iskovali su termin *konstruktna valjanost* kako bi odredili stupanj u kojemu skupina mjerenih operacija uistinu mjeri hipotetski konstrukat. Istraživači su dugo prepoznavali potrebu razumijevanja procesa konstrukatne validacije i važnu ulogu koju taj proces ima u određivanju odnosa između dva ili više konstrukta. Ako istraživač nije siguran u valjanost konstrukta u istraživanju, unutarnja i vanjska valjanost bilo kakva rezultata ili zaključka ostaje upitnom.

Danas su prisutne tri glavne metodologije kojima se može nastojati utvrditi konstruktna valjanost: (1) konfirmatorna faktorska analiza (*Confirmatory Factor Analysis – CFA*), (2) MTMM – *Multitrait-Multimethod* analiza, odnosno, u slobodnom prijevodu, višeosobinska-višemetodska analiza koju su predložili Campbell i Fiske (1959.) i (3) analiza varijance (ANOVA). Svaka od ovih metodologija ima svoje prednosti, no i brojna moguća ograničenja vezana uz njihovu primjenu. Mi ćemo se ovdje ukratko osvrnuti samo na prva dva pristupa, jer su relevantna za ovaj rad.

Konfirmatorna faktorska analiza dobila je značajnu potporu kao metodologija za procjenu konstruktne valjanosti (Bagozzi, 1980.; Schmitt, Coyle i Saari, 1977.; Widaman, 1985.) i nadrasla je ostale faktorsko-analitičke pristupe. Osnovna je prednost CF analize nad klasičnim eksploratornim analizama provjeravanje postavljenoga teorijskog modela. Drugim riječima, najprije se utvrđuju pojedinačni odnosi unutar modela, obično postupcima strukturnoga modeliranja linearnim jednažbama. Zatim se procjenjuju mjere odstupanja teorijskoga modela od empirijski dobivenih podataka. Ako mjere pokazuju kako model značajno ne odgovara podacima, model treba odbaciti ili pronaći podobniji. Osim što je očigledno kako ovakav pristup zahtijeva prethodno teorijsko promišljanje i razradbu te na taj način u manjoj mjeri predstavlja "ribarsku ekspediciju", na koje se često znaju svoditi primjene eksploratornih metoda, u CFA modele uključuje se cjelokupna kovarijantna struktura varijabli koja potom odlučuje o sudbini modela. Iako CFA nudi mnogo prednosti i predstavlja jednu od novijih validacijskih metodologija, ona nije bez ograničenja. Osnovno je ograničenje CF analize činjenica kako više različitih teoretskih modela može odgovarati podacima. Čak i ako se testira samo jedan model, problem još uvijek postoji, jer mogu postojati neprovjereni modeli koji bi odgovarali podacima jednako dobro ili još bolje.

U svom izvornom članku o MTMM analizi Campbell i Fiske (1959.) predložili su empirijsku metodu za konstruktnu validaciju procjenom diskriminativne i konvergentne valjanosti mjere. Ova tehnika zahtijeva istodobno mjerenje barem dviju osobina, mjerene dvjema maksimalno različitim mjernim metodama. Ovakvi podaci rezultiraju *Multitrait-Multimethod* matricom korelacija. U dijagonali MTMM matrice nalaze se procjenitelji unutarnje konzistencije svake mjere. U terminima koje navode Campbell i Fiske (1959.), ovi procjenitelji predstavljaju jednoosobinske-jednometodske korelacije (*monotrait-monomethod*). Korelacije između instrumenata koji mjere istu osobinu, no različitim metodama, nazivaju se jednoosobinske-raznometodske dijagonale valjanosti (*monotrait-heteromethod*). Ove korelacije, koje upućuju na konvergentnu va-

ljanost ili na zajedničku varijancu osobine, trebale bi biti relativno visoke i značajne, no niže nego vrijednosti pouzdanosti. Diskriminativna valjanost procjenjuje se sustavnom evaluacijom preostalih korelacija u matrici u dodatna tri koraka. U prvom koraku, sljedeća po veličini skupina korelacija trebala bi biti između instrumenata koji mjere različite osobine istom metodom, koje se nazivaju raznoosobinskim-jednometodskim trokutima (*heterotrait-monomethod*). Zbog dijeljene varijance metode, mogu se očekivati više korelacije između različitih osobina. Dodatno, teoretske veze između različitih osobina utjecat će na veličinu opaženih raznoosobinskih-jednometodskih korelacija. Prema Campbellu i Fiskeu (1959., 83), varijabla bi trebala "...više korelirati s nezavisnom vrstom mjerenja iste osobine nego s mjerom koja je konstruirana kako bi se obuhvatila različita osobina istom metodom". U drugom koraku, procjenjuju se korelacije između različitih osobina mjerene različitim metodama, nazvane raznoosobinskim-raznometodskim trokutima. Ove bi korelacije trebale biti najniže u cijeloj supermatrici jer predstavljaju odnos u kojem se pretpostavlja kako ne postoji zajednička osobina ili zajednička varijanca metode. U trećem koraku konačno se utvrđuje postoji li sličan obrazac međuodnosa u svakom raznoosobinskom (jednometodskom i raznometodskom) trokutu. Ako postoji sličan obrazac, on nadalje podržava valjanost mjera, jer su međuodnosi ostali dosljedni unatoč različitim metodama mjerenja.

Osnovni je problem MTMM metodologije poteškoća u otkrivanju i pripisivanju varijance faktorima metode. Kada se metodska varijanca ne kontrolira i ne otkrije, ona može dovesti do povećane procjene konvergentne valjanosti i smanjiti procjenitelje diskriminativne valjanosti (Althausen, 1974.; Campbell i Fiske, 1959.; Elbert i Belohlav, 1977.; Jackson, 1969.). Kada učinci metoda nisu glavna briga, MTMM metodologija još uvijek je prihvatljiva alternativa procjene konstruktne valjanosti.

CFA pristup analizi MTMM matrice

Pristup konfirmatorne faktorske analize MTMM matrici najrasprostranjenija je alternativa kriterijima Campbella i Fiskea. Postoji nekoliko parametrizacija ove procedure, pri čemu se svaka zasniva na različitim pretpostavkama.

Vjerojatno je najpopularniji pristup koreliranih osobina-koreliranih metoda (*Correlated Trait-Correlated Method*, odnosno generalni MTMM model ili blok-dijagonalni model), što ga je predstavio Jöreskog (1971.). Marsh (1993.) navodi kako CTCM model odlikuju: (a) barem tri osobine i tri metode mjerenja koje se razmatraju (iako ovaj zahtjev nije baš nužan); (b) o svakoj se kombinaciji osobine i metode zaključuje na temelju jednog indikatora; (c) postoji $t + m$ (osobinskih + metod-

skih) apriornih faktora; (d) svaka opažljiva varijabla ima projekcije na samo jedan metodski faktor i na samo jedan osobinski faktor; (e) unikviteti se slobodno procjenjuju, no pretpostavlja se kako su međusobno nekorelirani; i (f) korelacije osobinskih faktora i metodskih faktora, zasebno, slobodno se procjenjuju, no korelacije između metodskih i osobinskih faktora fiksiraju se na nulu.

Sažmimo ukratko i matematičke zahtjeve koji se postavljaju prema ovakvu modelu, a koje ovdje prilagođujemo prema Coenders i Saris (2000.). Model je specificiran prema sljedećim odrednicama:

$$x_{tm} = \lambda_{Ttm}\xi_{Tt} + \lambda_{Mtm}\xi_{Mm} + \theta_{tm} \quad \forall t, m \quad (1)$$

gdje je x_{tm} mjerenje osobine t metodom m , izraženo u standardnim devijacijama od aritmetičke sredine; θ_{tm} slučajna je pogreška mjere x_{tm} ; ξ_{Tt} standardizirani je faktor osobine s korelacijama φ_{tt} ; ξ_{Mm} standardizirani je metodski faktor s korelacijama φ_{mm} ; λ_{Ttm} projekcija je x_{tm} na ξ_{Tt} a λ_{Mtm} projekcija je x_{tm} na ξ_{Mm} (indikator metodskog učinka). U svim slučajevima t može biti jednako t' , a m može biti jednako m' , osim ako nije drukčije navedeno. Pretpostavke o nekoreliranosti metodskih faktora, faktora osobina i rezidualne varijance mogu se izraziti ovako:

$$\text{cov}(\theta_{tm}\xi_{Tt'}) = 0 \quad \forall tm, t' \quad (2)$$

$$\text{cov}(\theta_{tm}\xi_{Mm'}) = 0 \quad \forall tm, m' \quad (3)$$

$$\text{cov}(\theta_{tm}\theta_{t'm'}) = 0 \quad \text{ako } t \neq t' \text{ ili } m \neq m' \quad (4)$$

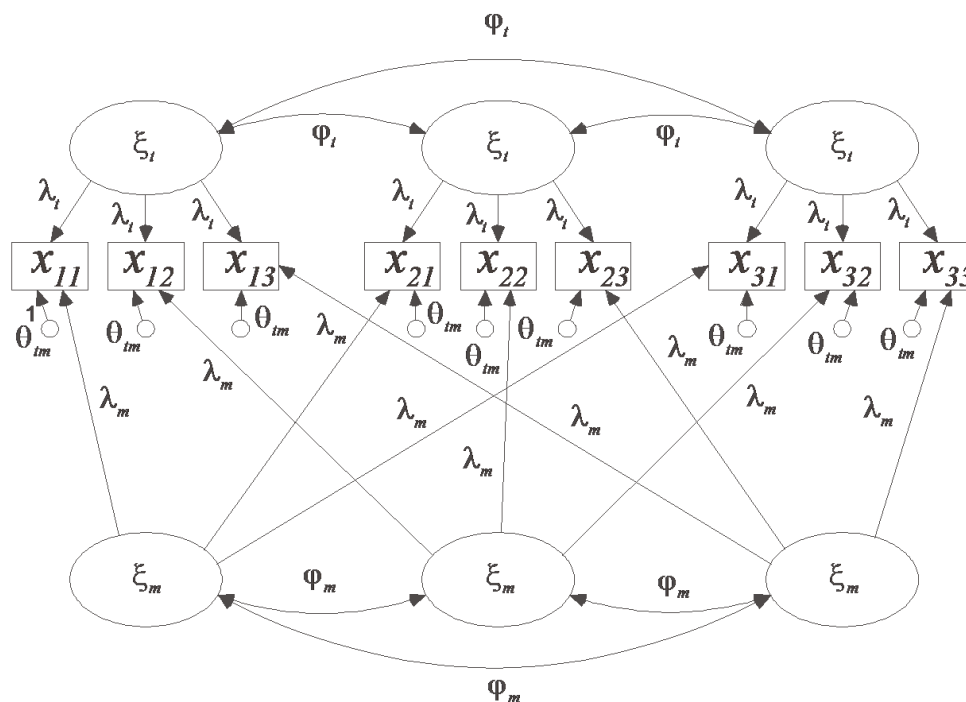
$$\text{cov}(\xi_{Tt}\xi_{Mm}) = 0 \quad \forall t, m \quad (5)$$

Pretpostavka o nekoreliranosti između osobinskih i metodskih faktora u (5) omogućuje nam da rastavimo varijancu od x_{tm} na varijancu osobine (λ_{Ttm}^2), na varijancu metode (λ_{Mtm}^2) i na slučajnu pogrešku (θ_{tm}), kako bismo procijenili kvalitetu mjere. Također, nakon odvajanja ove varijance, rezidualna varijanca ne smije korelirati (4). Isto tako, svaki je faktor osobine (2) i faktor metode (3) vezan uza samo jedan indikator. Varijance i kovarijance implicirane u ovom modelu izražavaju se kao:

$$\text{var}(x_{tm}) = \lambda_{Ttm}^2 + \lambda_{Mtm}^2 + \text{var}(\theta_{tm}) \quad (6)$$

$$\text{cov}(x_{tm}x_{t'm'}) = \lambda_{Ttm}\varphi_{tt'}\lambda_{Tt'm'} + \lambda_{Mtm}\varphi_{mm'}\lambda_{Mt'm'} \quad \forall t, m \quad (7)$$

U konačnici, cjelokupna varijanca svojstva x_{im} ovisi o saturaciji jedne osobine i jedne metode (6), dok kovarijanca između dviju čestica ovisi o saturacijama i korelacijama između dvaju različitih faktora osobina i metoda (7). Navedeno je ilustrirano u primjeru triju osobinskih i triju metodskih faktora na Grafičkom prikazu 1.



❶ SLIKA 1
 CTCM, odnosno
 generalni MTMM oblik
 CFA modela
 (pojednostavnjen
 prikaz)

Iako je izrazito popularan, predstavljeni CTCM model povlači za sobom nekoliko problema (Bagozzi, 1993.; Kumar i Dillon, 1992.; Marsh i Grayson, 1995.; Saris i van Meurs, 1990.; Whotke, 1996.): (a) primjene su narušene problemima identifikacije i procjene; (b) rješenja su vrlo nestabilna, tako da je potreban izrazito velik uzorak kako bi se postigli stabilni rezultati; (c) postoji velik broj modela koje istraživač može odabrati; (d) kako se povećavaju korelacije između metoda i smanjuju između osobina, parcijalizacija varijance na osobinske i metode faktore bit će narušena; (e) ne dopuštaju se multidimenzionalni metodski učinci, koji postoje kada dva ili više izvora varijabiliteta, izuzev osobinskih činitelja, utječu na neke (ili sve) manifestne varijable u modelu; i (f) nepostojanje korelacije između metodskih i osobinskih faktora može se pokazati neprikladnim.

Model koreliranih osobina-koreliranih unikateta (*Correlated Trait-Correlated Uniqueness* – CTCU) predložen je kako bi se razriješili problemi s općim (CTCM) MTMM modelom (Marsh,

1988., 1989.). CTCU model predstavlja CF analizu u kojoj su osobinski faktori međusobno korelirani, dok se o faktorima metode zaključuje na temelju korelacija između varijanci pogreške. Ovakvo postavljanje modela dopušta višedimenzionalne metodске učinke i ne pretpostavlja tau-ekvivalentnu strukturu (Marsh i Bailey, 1991.). Ipak, CTCU model ne donosi informacije o prirodi multidimenzionalnih učinaka (učinci nisu ni parsimonični ni informativni kada se model primijeni). Druge su prednosti CTCU modela što (a) parcijalizacija varijance na osobinske i metodске činitelje nije međusobno isprepletena (Bagozzi, 1993.) i (b) što se CTCU model može identificirati u matrici s dvjema osobinama prema dvjema metodama (2Tx2M) ako se svaka saturacija faktora osobine fiksira na jednaku vrijednost (Kenny i Kashy, 1992.). Glavna je prednost CTCU modela vjerojatno činjenica što rijetko proizvodi loša rješenja, za razliku od uobičajenoga CTCM modela.

Drugim riječima, CTCU model mjereno svojstvo definira na sljedeći način:

$$x_{tm} = \lambda_{Ttm} \xi_{Tt} + \theta_{tm} \quad \forall t, m \quad (8)$$

dok se postavljaju samo dva ograničenja navedena kod CTCM modela u (2) i (4) te se pretpostavlja dodatno:

$$\text{cov}(\theta_{tm}, \theta_{t'm'}) = 0 \quad \forall t, \text{ ako } m \neq m' \quad (9)$$

CTCU model skalno je invarijantan i može se pokazati kako su implicirane varijance i kovarijance sljedeće:

$$\text{var}(x_{tm}) = \lambda_{Ttm}^2 + \text{var}(\theta_{tm}) \quad (10)$$

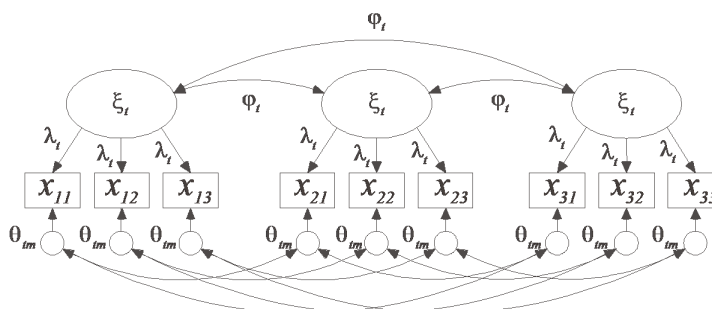
$$\text{cov}(x_{tm}, x_{t'm'}) = \lambda_{Ttm} \varphi_{tt'} \lambda_{Tt'm'} \quad \text{ako } t \neq t' \text{ i } m \neq m' \quad (11)$$

$$\text{cov}(x_{tm}, x_{t'm}) = \lambda_{Ttm} \varphi_{tt'} \lambda_{Tt'm} \quad \text{ako } t \neq t' \quad (12)$$

$$\text{cov}(x_{tm}, x_{tm'}) = \lambda_{Ttm} \lambda_{Ttm'} \quad \text{ako } m \neq m' \quad (13)$$

gdje se u (10) nalazi varijanca, dok je raznoosobinska-raznometodska kovarijanca prikazana u (11), raznoosobinska-jednometodska kovarijanca u (12), a (13) predstavlja jednoosobinsku-raznometodsku kovarijancu. U ovome modelu ograničenje postavljeno kod CTCM modela u (4), kod CTCU modela reformulirano je u (9), tako da se varijanca x_{tm} rastavlja na varijancu osobine (λ_{Ttm}^2) i na varijancu unikviteta (θ_{tm}), u kojoj je sadržana i varijanca pogreške i metodska varijanca. Navedeno je ilustrirano u primjeru triju osobinskih faktora i koreliranih reziduala na Grafičkom prikazu 2.

➔ SLIKA 2
CTCU model
konfirmatorne
faktorske analize
(pojednostavnjen
prikaz)



Unatoč prednostima, neki su autori uočili nekoliko problema i nedostataka CTCU modela: (a) interpretacija koreliranih unikateta i učinaka metoda može biti nejasna i višesmislena (Bagozzi, 1993.); (b) model narušava postulat lokalne nezavisnosti čestica (Bartholomew, 1987.; Wothke, 1996.); (c) izostajanje mogućnosti specifikacije korelacije između osobinskih i metodskih faktora može se pokazati nedostatkom; (d) iako modeli dopuštaju multidimenzionalne metodске učinke, ne pružaju prethodnu informaciju o njihovoj prirodi; i konačno, (e) ograničavaju korelaciju metodskih faktora na nulu. Ako ova nulta ograničenja ne odgovaraju empirijskim podacima, količina osobinske varijance i kovarijanca među faktorima osobina bit će precijenjena i onemogućit će procjenu konvergentne i diskriminativne valjanosti (Byrne i Goffin, 1993.; Kenny i Kashy, 1992.). Unutar CFA modela koji ne dopuštaju korelacije između metodskih faktora korelirani metodski učinci očito su predstavljeni kao opća varijanca osobine (Marsh i Bailey, 1991.). Unatoč ovim tvrdnjama, Marsh i Bailey (1991.) navode kako je, iako uz ove bitne potencijalne pristranosti, CTCU model konzervativan za svrhu ispitivanja diskriminativne valjanosti, što je osnovna svrha MTMM nacрта, tako da su veličine navedenih pristranosti zapravo trivijalne.

Ipak, ako se osvrnemo na izneseno, razvidno je kako su CTCU modeli zapravo vrlo ateoretični i nedorečeni u interpretaciji varijance unikateta. Saris i Aalberts (2003.) naveli su tako četiri moguća izvora objašnjenja koreliranim unikatetima u CTCU modelu. Najprije, može ih se objasniti (1) učincima metode, što zapravo predstavlja CTCM model. Zatim, može ih se rastumačiti (2) relativnim odgovorima. Naime, uobičajeno je pretpostaviti kako ispitanici daju apsolutne odgovore na sva pitanja u upitniku. To znači da ispitanici ne kompariraju odgovore koje daju na pitanja, odnosno na svako se pitanje odgovara zasebno. Kada se pitanja nalaze u bateriji, postaje visoko vjerojatno da će ispitanici uspoređivati odgovore na pitanja i, ovisno o prethodnim odgovorima, atenuirati procjenu. Višak kovarijanca može biti i proizvod (3) akviesencijske pristranosti. Znatan broj istraživanja usmjerava

DRUŠ. ISTRAŽ. ZAGREB
GOD. 15 (2006),
BR. 3 (83),
STR. 499-530

JURIĆ, D.:
PRIJEDLOG
ALTERNATIVNOGA...

se upravo na ovu vrstu pristranosti, koja se odnosi na slaganje s tvrdnjama neovisno o njihovu sadržaju. Konačno, unikat se može objasniti (2) varijacijama u funkcijama odgovora. Ova se pojava tipično javlja u istraživanjima javnoga mišljenja ili u raznovrsnim upitnicima stavova, gdje se obilno tumači kao varijacija u mišljenju o nekoj temi. No varijacije u odgovorima mogu se pojaviti i u obliku varijacija u funkcijama odgovora. U istraživanjima u kojima se rabe upitnici pretpostavlja se kako je funkcija odgovora jednaka za sve ispitanike. Time se pretpostavlja kako svi ispitanici izražavaju svoje mišljenje na jednak način. Nažalost, ova pretpostavka o jednakoj funkciji odgovora većinom ne odgovara stvarnosti. Ne postoji jedinstvena funkcija odgovora za sve ispitanike, odnosno, svaki ispitanik može imati vlastitu funkciju. Poradi varijacija u funkciji odgovora, ispitanici mogu imati jednako mišljenje o podražaju, no dati posve različit odgovor.

PRIJEDLOG ALTERNATIVNOGA PRISTUPA ANALIZE METODSKIH FAKTORA

Campbell i Fiske (1959.) svojim su pristupom potaknuli psihologijsku zajednicu na razmišljanje o tome što se sve može nalaziti u pozadini kovarijacija čestica u upitnicima ili nekim drugim psihologijskim mjerama, a da se pritom ne razmatra samo osobina koju želimo dohvatiti raznovrsnim mjernim postupcima. Saris i Aalberts (2003.) posebice upozoravaju na problematiku raznovrsnih mogućih izvora varijabiliteta koji se javljaju unutar MTMM matrice, no to zasigurno nisu jedini i konačni izvori.

U svakoj je analizi ove vrste osnovni cilj u što većoj mjeri rastumačiti variranje u modelu iz barem dva razloga. Prvi je pragmatične prirode i odnosi se na činjenicu kako količina neobjašnjene varijance u modelu odlučuje o tome hoće li model biti prihvaćen ili neće. Drugi je, ipak, znatno relevantniji, jer reflektira pitanje o tome jesmo li uistinu sigurni kako je visoka interkorelacija čestica i homogenost koju smo pokazali alpha-koeficijentom odraz mjerenoga svojstva ili nije. Time se, dakako, zadire u srž pitanja konstruktne valjanosti. Ako primijenimo postupke kojima možemo umanjiti vjerojatnost da je proizvod našega mjerenja zapravo odraz metode ili nekih drugih činitelja, to se vjerojatnijim čini pretpostavka kako smo uistinu pronašli mjeru željene osobine. No problem je trenutno predstavljenih postupaka taj što oni pretpostavljaju apriorističku metodologiju: (1) utvrđivanje mjerenih osobina; (2) utvrđivanje raznih vrsta mjerenja i (3) određivanje jednako broja mjerenih osobina za svaku vrstu primijenjene metode.

Ovdje se mogu postaviti dva pitanja. Naime, što učiniti s viškom kovarijacije koja se pojavi u modelima, a nije proiz-

vod ni osobina, ni metoda, niti nekoga trećeg činitelja. U sljedećem koraku možemo se zapitati *je li moguće sličnom metodologijom evaluirati mjere koje nisu konstruirane predviđenom metodologijom*. Nažalost, čini se kako se nitko do sada nije ozbiljnije pozabavio ovom problematikom, nego se sva razmatranja svode na planirane MTMM eksperimente i njihove varijacije u tumačenju značaja metodskih faktora.

Autor ovoga rada suočio se s potonjim pitanjem te se nastojao dovinuti pristupu koji bi počivao na osnovnoj logici MTMM analiza. No taj bi pristup također morao omogućavati sustavno i neproizvoljno analiziranje viška kovarijance u matrici reziduala. U protivnom bi se analiza instrumenata koji nisu predviđeni za MTMM pristup mogla svesti na umjetnost ili, u krajnjem slučaju, na prekapanje po indeksima modifikacije i "ribarske ekspedicije" sa statistički značajnim rezidualima, u nadi da će se iznaći kakvo suvislo rješenje.

Naime, unatoč tome što instrumenti ili upitnici uobičajeno nisu sustavno pripremljeni za MTMM analizu, čini se smislenim kako se višak kovarijacije može pripisati vrsti formulacije pitanja, pojavljivanju određenih tema ili ideja koje se nalaze i ponavljaju u tvrdnjama, određenim riječima koje izazivaju afektivnu reakciju ili bilo kakvom drugom podražaju koji se repetitivno javlja unutar pojedinih čestica, a da nije usko vezan uz mjereno svojstvo. Drugim riječima, osnovni je cilj predloženoga pristupa utvrditi izvor ovakvih vrsta kovarijacija. Pritom se ne namjeravamo zaustaviti na pukom koreliranju unikviteta, jer se u takvu pristupu ne nazire smisao. Naprotiv, kada ne planiramo MTMM eksperiment, imperativ je inzistirati na oblikovanju i interpretaciji značenja faktora metoda.

Autor rada u osnovi je prihvatio osnovni mjerni model CTCM pristupa, koji navodi kako je konačna vrijednost statističkog obilježja x_{tm} proizvod saturacija osobinskih i metodskih faktora uz dodatak slučajne pogreške, izražen u (1), te prihvaća ograničenja s nulnim korelacijama, navedena u (2), (3), (4) i (5).

Naime, nekoreliranost osobinskih i metodskih faktora (5) u najvećoj nam mjeri osigurava da mjerimo metode koje su potpuno neovisne o osobinama. Ipak, u pojedinim slučajevima možda bi se i ovo ograničenje moglo napustiti ako daje teorijski smisao. Nadalje, nekoreliranost reziduala s osobinskim (2) i metodskim (3) faktorima, pošto se dopusti slobodna procjena λ parametara, nužan je preduvjet svakoga smislenog mjernog modela koji poštuje postulat o lokalnoj nezavisnosti čestica. Isto tako, pošto smo iscrpili mogućnosti objašnjavanja kovarijacija zajedničkim metodama, čestice više ne smiju rezidualno korelirati (4).

Osnovna razlika između CTCM pristupa i ovoga koji ćemo upravo predložiti jest pretpostavka kako isti indikatori mogu imati proizvoljan broj projekcija na različitim faktorima metoda, no svaka čestica ne mora nužno imati i metodski faktor. Kako bismo omogućili ovakav model, morat ćemo nešto oslabiti prethodne uvjete, što se jasno vidi iz impliciranih varijanci i kovarijanci u predloženom modelu, gdje se, za razliku od (6) i (7) u CTCM pristupu te (10), (11), (12) i (13) u CTCU pristupu, varijanca čestice ovdje definira kao:

$$\text{var}(x_{tm}) = \lambda_{Ttm}^2 + \sum_{m=1}^M \lambda_{Mtm}^2 + \text{var}(\theta_{tm}) \quad \text{gdje } |\lambda_m| \geq 0, \forall t, m \quad (14)$$

dok se moguće kovarijance između dviju čestica naziru u izrazu:

$$\text{cov}(x_{tm}x_{t'm'}) = \lambda_{Ttm}\varphi_{tt'}\lambda_{Tt'm'} + \lambda_{Mtm}\Phi_{mm'}\lambda'_{Mt'm'} \quad \forall t, m \quad (15)$$

Iz (14) vidi se kako se ukupna varijanca svojstva x_{tm} rastavlja na učinak osobine (λ_{Ttm}^2) i aditivan učinak metodskih faktora $\left(\sum_{m=1}^M \lambda_{Mtm}^2\right)$, jer raznovrsni metodski učinci mogu biti prisutni u istoj varijabli, pri čemu M predstavlja broj metodskih faktora koji saturiraju određenu česticu. U konačnici se uključuje i varijanca pogreške (θ_{tm}).

Jednakost kojom se definira kovarijanca dviju čestica nalazi se u (15). Budući da se metodska kovarijanca procjenjuje na temelju predmultiplikacije vektorom λ_{Mtm} i postmultiplikacije vektorom $\lambda'_{Mt'm'}$ matrice korelacija metodskih faktora $\Phi_{mm'}$ teoretski broj ortogonalnih i kosokutnih metodskih faktora nije ograničen, no on će u praksi rijetko prelaziti dva ili tri metodska faktora s projekcijama na dva indikatora. Ako se pokuša postaviti model u kojem bi jednu česticu tumačilo tri ili više metodskih faktora, najveća je vjerojatnost da takav model neće ni biti identificiran.

Pošto smo početne zahtjeve u znatnoj mjeri napustili, treba uvesti nove kako bi se postupak uočavanja neplaniranih metodskih faktora mogao provoditi sustavno i većinom nepristrano. Predloženu ćemo metodu stoga razložiti u nekoliko koraka.

(1) *Utvrđivanje mjernih modela.* Kako bi ova analiza uopće bila moguća, treba imati barem dvije različite osobine. U prvom koraku treba utvrditi mjerne modele pojedinih skala konfirmatornom faktorskom analizom. Mjerni modeli ne smiju imati značajnu količinu rezidualne varijance. U tom smislu treba u mjerne modele uvesti korelirane unikatete, kako bi u sljedećim koracima nastojali dati teorijski smisao ovim variranjima.

(2) *Utvrđivanje strukturnoga modela.* Na temelju osnovnih mjernih modela, bez koreliranih univarijantnih, treba formirati strukturni model s pretpostavljenim teorijskim odnosima. Ako saturacije i korelacije među faktorima pokazuju potencijalno visoku konvergentnu i divergentnu valjanost, treba pristupiti sljedećem koraku.

(3) *Analiza matrice reziduala komponentnom analizom.* Osnovna je pretpostavka ovoga koraka da je u rezidualnoj matrici ostao značajan dio sustavnoga varijabiliteta koji vjerojatno ima smislenu podlogu. U tom slučaju primjenom komponentne analize na standardiziranoj matrici kovarijance može se uočiti postoji li neki generalni izvor varijabiliteta. Komponentna analiza pogodna je u ovakvu slučaju, za razliku od faktorske analize, upravo stoga što analizira kompletnu, nereduciranu matricu korelacija. Valja uzeti u obzir samo prvu komponentu, zato što strukturalno modeliranje ne priznaje ortogonalna rješenja ako ona nisu uistinu prisutna u empirijskim podacima.

(4) *Formiranje faktora metode.* Treba postaviti faktor metode, prema ranije navedenim kriterijima, tako da saturira čestice koje su pokazale visoke saturacije u komponentnoj analizi. Nakon toga nužno je metodom faktorima dati smisleno sadržajno značenje. Ako se ne može sadržajno utvrditi izvor varijabiliteta, cijeli ovaj postupak gubi smisao. Ako se u ovom koraku primijeti kako u rezidualnoj matrici još uvijek postoji znatna količina značajne kovarijance, valja iterirati korake (3) i (4) sve dok se može objasniti značajna količina varijance pojedinih faktorima metoda i dok postoje razložna tumačenja sadržaja metodskih faktora. Faktori metoda međusobno smiju korelirati, no ne smiju korelirati s osobinskim faktorima.

(5) *Interpretacija metodskih faktora.* Interpretaciju značenja treba usmjeriti na onaj dio sadržaja čestica koji pretpostavljeno ne odražava mjerenu osobinu ili ne odražava ostale metodске faktore s obzirom na sadržaj, a zajednički je svim česticama interpretiranoga faktora metode.

(6) *Testiranje značajnosti doprinosa metodskih faktora.* U posljednjem koraku treba ispitati objašnjavaju li metodski faktori inkrementalno značajnu količinu kovarijance. Budući da osnovni strukturalni modeli i modeli s metodskim faktorima zapravo predstavljaju ugniježdene modele koji se dograđuju na nezavisni model, ovo se može testirati razlikom u količini diskrepance od jednoga do drugoga modela, pri čemu se u svakom koraku dodaje jedan metodski faktor.

PRIJEDLOG ALTERNATIVNOGA PRISTUPA UNUTARNJOJ KONZISTENCIJI I POUZDANOSTI

skih i metodskih faktora te na varijancu pogreške, odnosno na unikvitet.

Najprije potpuno napuštamo klasičan pristup procjeni unutarnje konzistencije uporabom Cronbachova (1951.) alpha-koeficijenta. Jednadžba za alpha-koeficijent, ako se računa na pojedinačnim česticama, izgleda kako je prikazano u (16), pri čemu izraz $(\sum \sigma_i^2)$ predstavlja sumu dijagonale matrice kovarijanci, izraz (σ_X^2) varijanca je jednostavne linearne kombinacije čestica, a (k) je broj čestica u skali.

$$\alpha = \frac{k}{k-1} \cdot \left(1 - \frac{\sum_{i=1}^k \sigma_i^2}{\sigma_X^2} \right) \quad (16)$$

Ako se procjenjuje na temelju prosječne *inter-item* korelacije, poprima oblik koji je prikazan u (17):

$$\alpha = \frac{k \cdot \bar{r}}{1 + (k-1) \cdot \bar{r}} \quad (17)$$

Iako je Cronbachov koeficijent postao najpopularniji procjenitelj unutarnje konzistencije, ima nekoliko izravnih nedostataka ove mjere. Ovdje ćemo navesti dvije najočitiije. Naime, na temelju (16) može se pokazati kako:

$$\text{akko } \frac{\sum_{i=1}^k \sigma_i^2}{\sigma_X^2} > 1 \quad \text{ili akko } \sum_{i=1}^k \sigma_i^2 > \sigma_X^2$$

alpha-koeficijent poprima negativnu vrijednost. Drugim riječima, alpha-koeficijent bit će negativan u svakom slučaju kada je prosječna kovarijanca među česticama negativna.

Nadalje, kako se razabire iz (17), pretpostavka je alpha-koeficijenta da su čestice zapravo tau-ekvivalentne. Ako je zadovoljen samo kongenerički model, alpha-koeficijent davat će pristrano nisku procjenu pouzdanosti. Ako je model bliži zahtjevima paralelnosti, alpha će davati pristrano previsoke procjene. Ipak, većina modela u praksi udovoljava samo kongeneričke zahtjeve, tako da je prethodno pitanje češći problem.

Ove nedostatke elegantno zaobilazi jedna vrlo intuitivna procjena unutarnje konzistencije, koju predlažu Fleishman i Benson (1987):

$$r = \frac{(\sum \lambda)^2}{(\sum \lambda)^2 + \sum \theta^2} \quad (18)$$

Kao i Cronbachov (1951.) alpha-koeficijent (16), izraz u (18) počiva na pretpostavci kako pouzdanost treba prikazati o-

mjerom istinske varijance u odnosu na opaženu varijancu. Iz (18) razabire se kako izostanak pogreške mjerenja (θ^2) u strukturnom modelu dovodi do maksimalne vrijednosti 1, koja označuje fiktivnu apsolutnu pouzdanost, no ipak potpunu unutarnju konzistenciju. Vidi se kako i veći reziduali vode manjoj procjeni pouzdanosti. Ova mjera također potpuno rješava problem negativnih procjena pouzdanosti.

U tom smislu, upravo na temelju procjene rezidualnoga variranja u MTMM modelima, koja u svojoj osnovi proizlazi iz izraza $\theta = 1 - \lambda^2$, mogu se predložiti dva nova vida pouzdanosti. Naime, odnos pouzdanosti i valjanosti uobičajeno se shematski prikazuje strelicama za pikado. Čestice koje su homogene grupirane su zajedno, no tek ako su konstruktno valjane, pogađaju sredinu mete. Ako nisu pouzdane, pokoja će pogoditi metu, no neće postojati sustavna tendencija prema središtu (konstruktu). Prilikom predlaganja novoga pristupa konstruktnoj valjanosti polazimo iz perspektive bacača strelice, odnosno, iz samog izvora homogenosti podataka, i predlažemo uvođenje dvaju novih koncepata: *konstruktne pouzdanosti* i *prediktivne pouzdanosti*.

Konstruktna pouzdanost odnosi se na ono što u klasičnoj teoriji mjerenja razumijevamo pod unutarnjom konzistencijom koja se veže uz konstrukt kao izvor varijabiliteta. No u MTMM matrici pogreška se može procijeniti na temelju saturacije osobinskoga faktora neovisno o saturaciji faktora metode kao $\theta_{tm} = (1 - \lambda_{Ttm}^2)$. U tom će se slučaju pouzdanost odnositi samo na stupanj u kojem čestica konzistentno mjeri konstrukt.

Prediktivna pouzdanost pojavljuje se ako mjeru pogreške iskažemo kao $\theta_{tm} = [1 - (\lambda_{Ttm}^2 + \lambda_{Mtm}^2)]$. U tom slučaju, budući da nam je izvor varijacije poznat, čestice postaju homogenije. No ovakav vid pouzdanosti više nije vezan uz sam konstrukt. Naprotiv, predloženim *post-hoc* MTMM pristupom omogućujemo metodskim faktorima preuzimanje dijela kovarijance, koja je zbog projekcija čestica na isti osobinski faktor umjetno povećavala unutarnju konzistenciju vezanu uz konstrukt. Drugim riječima, ovim postupkom može se procijeniti kojih je čestica homogenost uistinu uzrokovana konstruktom, a kojih nekim drugim izvorom varijabiliteta. Iako se ovakva pouzdanost u sadržajnom smislu ne može rastumačiti nekim konstruktom, ona se može pokazati bitnom u prediktivnom smislu. Naime, čestica koja je u većoj mjeri rastumačena, neovisno o osobinskom ili metodskom izvoru varijabiliteta, omogućuje nešto veći stupanj prediktivnosti upravo zbog manje količine nesustavnoga varijabiliteta. Isto tako, ovakav vid pouzdanosti može se pokazati značajnim prilikom uporabe strukturnoga modeliranja linearnim jednadžbama, gdje je upravo količina neobjašnjene varijance ta koja odlučuje o tome odgovara li model podacima ili ne.

U sljedećem dijelu demonstrirat ćemo ovaj alternativni pristup analize metodskih faktora i upravo predložene psihometrijske postupke kratkim prikazom validacije skale samoregulirajuće motivacije iz istraživanja koje je proveo Jurić (2004.).

METODA

Uzorak

U istraživanju koje je proveo Jurić (2004.) primijenjena je baterija upitnika na učenicima sedmih (N=203) i osmih (N=210) razreda osnovnih te prvih (N=206), drugih (N=205) i trećih (N=139) razreda srednjih škola u gradu Zagrebu. Ukupan broj ispitanika iznosi 963 u dobnom rasponu od 13 do 18 godina i sa 54,5% ženskih ispitanika u uzorku. Ispitivanje je provedeno u travnju i svibnju 2002. godine.

Mjere samoregulirajuće motivacije

Peterofaktorske mjere samoregulirajuće motivacije razvija Wolters (1999.), koji u svojem istraživanju primjenjuje komponentnu analizu s varimax rotacijom, služeći se *scree-test* kriterijem prilikom odluke o broju zadržanih komponenti. Dobiivenih pet komponenti objašnjava oko 67% varijance čestica i daje teoretski smislene komponente. Wolters je na temelju komponenti reducirao broj čestica, uklonivši one s niskim ili višestrukim saturacijama, i formirao skale te odredio njihovu pouzdanost Cronbachovim alpha-koeficijentom. Prva komponenta nazvana je *povećavanje interesa* ($k=5$, $\alpha=0,90$), druga je identificirana kao *nagovaranje na izvedbu* ($k=5$, $\alpha=0,84$), treća je nazvana *samouvjetovanje* ($k=5$, $\alpha=0,87$), četvrta odražava *nagovaranje na savladavanje* ($k=4$, $\alpha=0,85$), a na petu komponentu projiciraju se čestice koje određuju *kontrolu okružja* ($k=4$, $\alpha=0,73$). Ukupno gledajući, pet predstavljenih strategija samoregulacije konzistentno je s onima identificiranim i opisanim u prijašnjim istraživanjima voljne kontrole i samoregulirajućeg učenja (Sansone i sur., 1992.; Sansone, Wiebe i Morgan, 1999.; Wolters, 1998.; Zimmerman i Martinez-Pons, 1986., 1990.). Za potrebe istraživanja, instrument je potpuno preveden na hrvatski jezik te je podvrgnut empirijskoj validaciji. Jurić (2004.) konfirmatornom faktorskom analizom utvrđuje peterofaktorsku hijerarhijsku strukturu upitnika samoregulacijskih strategija, s općim faktorom samoregulirajuće motivacije.

Postupak

Svi strukturalni modeli testirani su u programu AMOS 4.0.1 (Arbuckle i Whotke, 1999.). Kako bi se procijenila opća podobnost modela, prikazani su χ^2 , Akaike indeks (AIC), indeksi

komparativne podobnosti (CFI i AGFI), standardizirana prosječna kvadratna kovarijanca reziduala (RMSEA) i Hoelterov indeks (Kline, 1998.). Amos minimalizira funkciju diskrepance (Browne, 1984.) sljedećeg oblika:

$$C(\alpha, a) = [N-r] \left(\frac{\sum_{g=1}^G N^{(g)} f(\Sigma^{(g)}, S^{(g)})}{N} \right) = [N-r] F(\alpha, a)$$

Budući da je vrijednost funkcije C u uskoj vezi s brojem ispitanika u modelu, za modele na većim uzorcima preporučuje se izračunati odnos $\chi^2/d.f.$, koji predstavlja minimum funkcije C korigiran za veličinu uzorka. Procjenjuje se kako bi ovaj odnos trebao iznositi barem 5, optimalno bi trebao težiti vrijednosti 1, no prihvatljivo je i ako se kreće blizu vrijednosti 2. Potonje smo prihvatili kao jedan od kriterija prilikom testiranja modela.

AIC predstavlja χ^2 koji je penaliziran za nedostatak parsimonije u modelu i služi samo u komparativne svrhe između modela koji počivaju na istom setu indikatora. CFI i AGFI indeks baziraju se na usporedbi mjere podobnosti između hipotetskoga modela i podobnosti nezavisnoga modela i u tom smislu pokazuju koliko je definirani model podobniji od modela u kojem su sve relacije fiksirane na nulu. Razlika između CFI i AGFI jest što je CFI, slično logici koju slijedi AIC, penaliziran za svaki slobodno procijenjeni parametar, dok AGFI dodatno uvažava veličinu uzorka kao olakotnu okolnost.

Hoelterov indeks pokazuje pri kojem bi broju ispitanika i uz koju razinu pogreške model bio odbačen. Za CFI i AGFI indeks uzimao se granični kriterij u iznosu od $>0,95$, što pokazuje kako se postavljenim modelom objašnjava 95% više varijance nego nultim modelom, a za RMSEA $<0,05$ (Kline, 1998.).

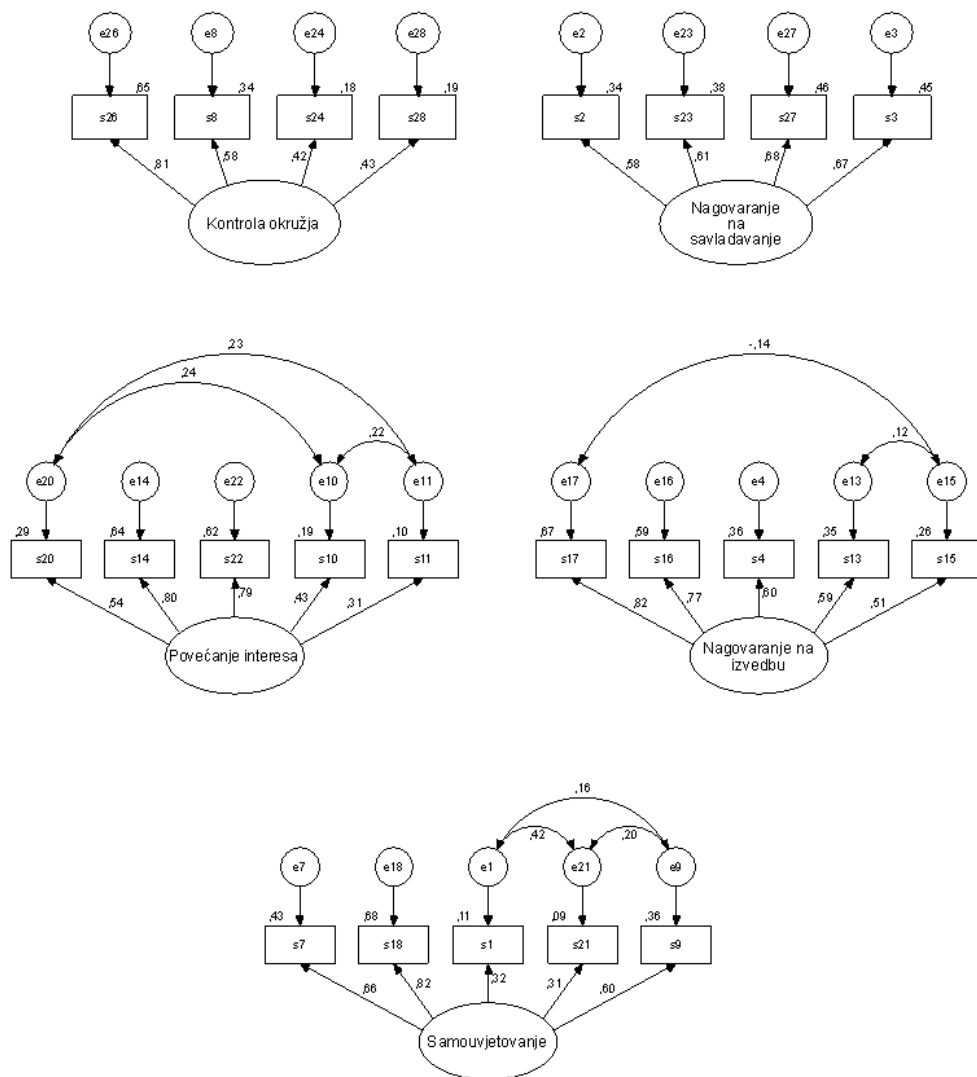
REZULTATI I RASPRAVA

Utvrđivanje mjernih modela

Kako smo predvidjeli u prijedlogu alternativnoga pristupa analize metodskih faktora, najprije utvrđujemo metrijske karakteristike mjernih modela pojedinih skala. Iz Grafičkog prikaza 3 vidi se kako skale *kontrola okruženja* i *nagovaranja na savladavanje* nisu zahtijevale koreliranje reziduala. Na taj način potvrđena su kongenerička svojstva ovih skala i možemo zaključiti kako su psihometrijski vrlo čiste. Ipak, valja napomenuti kako su to skale s manjim brojem čestica ($k=4$), za razliku od ostalih ($k=5$). Ne može se ne primijetiti kako korelirani u-

SLIKA 3
 Mjerni kongenerički
 CFA modeli pet
 skala samoregulira-
 juće motivacije
 s koreliranim
 unikvitetima

nikviteti upućuju na to da bi se ista metrijska svojstva mogla ostvariti uklanjanjem *s10* iz skale *povećavanja interesa*, *s15* iz *nagovaranja na izvedbu* te *s21* iz *samoujetovanja*. Kako nam u ovom trenutku nije cilj ukloniti ove varijacije, već im dati sadržajno tumačenje, zadržavamo sve čestice u predloženim mjernim modelima.



U Tablici 1 nalazi se komparativan prikaz testiranja značajnosti objašnjene varijance u matrici kovarijanci diferencijalom funkcije diskrepancije. Prikazani su i ostali podaci svih mjernih modela. Najznačajni nalazi govore kako svi modeli

ostavljaju statistički neznačajnu rezidualnu količinu varijance ($p > 0,05$) te kako značajno bolje tumače podatke nego nezavisni modeli ($p < 0,05$).

Iz Tablice 2 nazire se razmjerno kongruentna struktura tek kod saturacija *nagovaranja na savladavanje* (0,58 – 0,68; 34% – 46% objašnjene varijance). Najveći je raspon uočen kod *samouvjetoavanja* (0,31 – 0,82; 9% – 69%) i *povećavanja interesa* (0,31 – 0,80; 10% – 64%). Isto tako, velike varijacije u saturacijama prisutne su i kod *kontrole okružja* (0,42 – 0,81; 18% – 65%), dok je kod *nagovaranja na izvedbu* razlika u prisutnosti konstrukta u česticama nešto podnošljivija (0,51 – 0,77; 26% – 59%). Ovi podaci pokazuju kako je ostao značajan udio neobjašnjene varijance u česticama, koja se ne može pripisati osobinskim činiteljima.

	Nagovaranje na savladavanje		Nagovaranje na izvedbu		Samouvjetoavanje		Povećavanje interesa		Kontrola okružja	
	Mjerni model	Nezavisni model	Mjerni model	Nezavisni model	Mjerni model	Nezavisni model	Mjerni model	Nezavisni model	Mjerni model	Nezavisni model
χ^2	4,857	744,711	6,175	1369,144	0,941	1054,544	1,949	1137,081	4,573	510,481
d.f.	2	6	3	10	2	10	2	10	2	6
p	0,088	0,000	0,103	0,000	0,625	0,000	0,377	0,000	0,102	0,000
broj slobodnih parametara	8	4	12	5	13	5	13	5	8	4
$\Delta (\chi^2)$		739,85		1362,97		1053,60		1135,13		505,91
Δ (d.f.)		4		7		8		8		4
p (Δ)		0,000		0,000		0,000		0,000		0,000
$\chi^2/d.f.$	2,428	124,118	2,058	136,914	0,471	105,454	0,975	113,708	2,286	85,08
rmsea	0,039	0,358	0,033	0,376	0	0,330	0	0,342	0,037	0,296
agfi	0,987	0,449	0,987	0,344	0,997	0,472	0,994	0,434	0,988	0,608
cfi	0,996	0,000	0,998	0,000	1	0,000	1	0,000	0,995	0,000
aic	20,86	752,71	30,18	1379,14	26,94	1064,54	27,95	1147,08	20,57	518,48
hoelter (.05)	1187	17	1218	13	6123	17	2957	16	1261	24

❶ TABLICA 1
Testiranje značajnosti
objašnjene varijance
mjernih modela skala
samoregulirajuće
motivacije

Nagovaranje na savladavanje u najvećoj mjeri određuje čestica 'Govorim sam sebi kako moram nastaviti učiti samo zato kako bih naučio koliko god je moguće', *nagovaranje na izvedbu* određeno je u prvom redu tvrdnjom 'Podsjećam samoga sebe koliko je bitno imati dobre ocjene', većinu varijance *samouvjetoavanja* određuje izjava kako 'Obećam sam sebi da ću kasnije raditi ono što želim ako sada završim sa zadanim poslom', *povećavanje interesa* podjednako je određeno izjavama 'Učinim si učenje ugodnijim pretvarajući ga u igru' i 'Pokušavam napraviti igru od učenja ili pisanja zadaće', dok je *kontrola okružja* determinirana prije svega česticom 'Osiguram se da mi što manje stvari odvraća pažnju'. Iz uvida u sadržaj ovih i ostalih čestica može se zaključiti kako je sadržajna valjanost u većoj mjeri zadovoljena.

● **TABLICA 2**

Regresijski koeficijenti u mjernim modelima skala samoregulirajuće motivacije

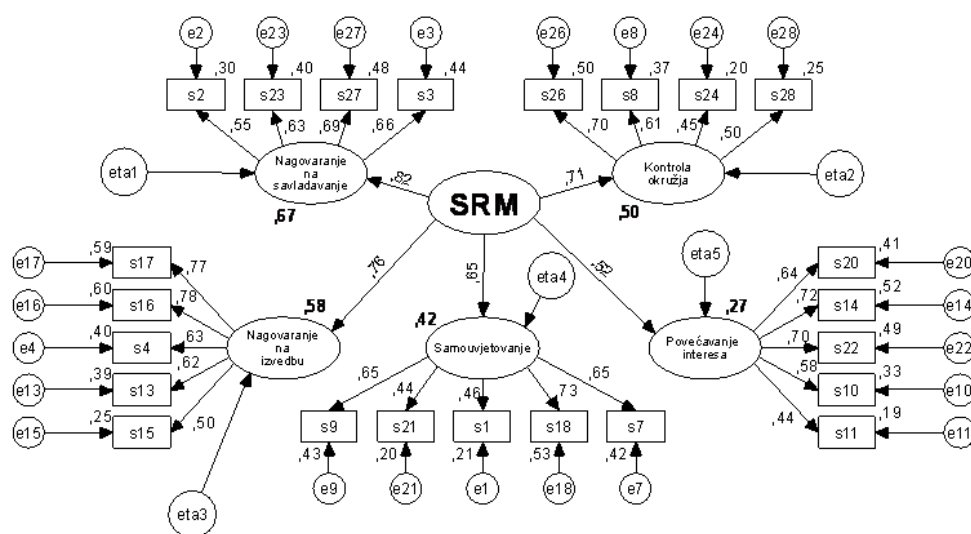
			Objašnjena varijanca (R ²)
Nagovaranje na savladavanje			
s27	Govorim sam sebi kako moram nastaviti učiti samo zato kako bih naučio koliko god je moguće.	0,68	0,46
s3	Tjeram sam sebe da puno radim kako bih nešto stvarno naučio.	0,67	0,45
s23	Postavljam si izazov da završim rad i naučim gradivo najviše što je moguće.	0,61	0,38
s2	Tjeram sam sebe da radim samo kako bih vidio koliko ustvari mogu naučiti.	0,58	0,34
Nagovaranje na izvedbu			
s16	Govorim sam sebi da moram nastaviti učiti kako bih bio dobar u školi.	0,77	0,59
s17	Podsjećam samoga sebe koliko je bitno imati dobre ocjene.	0,82	0,68
s4	Podsjećam samoga sebe koliko je bitno biti dobar na ispitima i zadacima u školi.	0,60	0,36
s13	Pokušavam se natjerati da više radim razmišljanjem o dobivanju dobrih ocjena.	0,59	0,35
s15	Razmišljam o tome kakvu ću zaključnu ocjenu dobiti ako ne uradim domaću zadaću ili ne pročitam lekturu.	0,51	0,26
Samouvjetovanje			
s18	Obećam sam sebi da ću kasnije raditi ono što želim ako sada završim sa zadanom poslom.	0,82	0,68
s9	Dogovorim se sam sa sobom kako ću za određenu količinu obavljenog posla poslije raditi nešto zabavno.	0,60	0,36
s7	Sam sebi kažem da kasnije mogu raditi nešto što volim ako sada obavim posao koji moram.	0,66	0,43
s1	Obećam sam sebi nekakvu nagradu ako završim posao.	0,32	0,11
s21	Nagrađujem sam sebe za svaki dio posla koji sam obavio, sve dok ne završim.	0,31	0,09
Povećavanje interesa			
s14	Učinim si učenje ugodnijim pretvarajući ga u igru.	0,80	0,64
s22	Pokušavam napraviti igru od učenja ili pisanja zadaće.	0,79	0,62
s20	Pokušavam gradivo povezati s nečime što volim raditi ili s nečim što me zabavlja.	0,54	0,29
s10	Na neki si način učenje učinim zanimljivim.	0,43	0,19
s11	Pokušavam shvatiti na koji je način gradivo vezano uz moj život.	0,31	0,10
Kontrola okružja			
s26	Osiguram se da mi što manje stvari odvraća pažnju.	0,81	0,65
s8	Pokušavam se riješiti stvari koje me ometaju u poslu.	0,58	0,34
s28	Pokušavam učiti u vrijeme kada sam više usredotočen.	0,43	0,19
s24	Mijenjam svoje okruženje kako bi mi bilo lagano koncentrirati se na posao.	0,42	0,18

Utvrđivanje konfirmatorne faktorske strukture

Kako se vidi iz Grafičkog prikaza 4, konfirmatorni faktorski model postavljen je u skladu s pretpostavkom o peterofaktorskoj hijerarhijskoj strukturi skala *samoregulirajuće motivacije*. Iz prikaza se razabire kako osnovu *samoregulirajuće motivacije* čine *nagovaranje na savladavanje* ($\beta=0,82$; 67% varijance) i *nagovaranje na izvedbu* ($\beta=0,76$; 58%). U znatnoj je mjeri *samoregulirajuća motivacija* određena i *kontrolom okružja* ($\beta=0,71$; 50%), dok je u manjoj mjeri prisutna strategija *samouvjetovanja* ($\beta=0,65$; 42%), a značajno je najmanje prisutno *povećavanje interesa* ($\beta=0,52$; 27%), unatoč razmjerno visokim saturacijama na indikatorima.

Uvidom u količinu objašnjene varijance pojedinih indikatora, uočava se kako znatan dio njih ne dostiže ili jedva prelazi 20% udjela u varijantama prvoga reda (s11, s21, s24, s1, s15). Stoga previše ne začuđuje što ovaj model nije zadovoljio ni jedan od postavljenih kriterija podobnosti modela ($\chi^2=1145,99$, d.f.=225, $p=0,000$; $\chi^2/\text{d.f.}=5,093$; RMSEA=0,065; AGFI=0,0869). Kako bi se razriješio problem izvora viška kovarijance, u ovom se koraku pristupa sukcesivnoj primjeni komponentne analize standardiziranih matrica reziduala i utvrđivanju metodskih faktora prema predloženom postupku.

SLIKA 4
Rezultati konfirmatorne faktorske analize petofaktorskoga strukturnog modela samoregulatorajuće motivacije



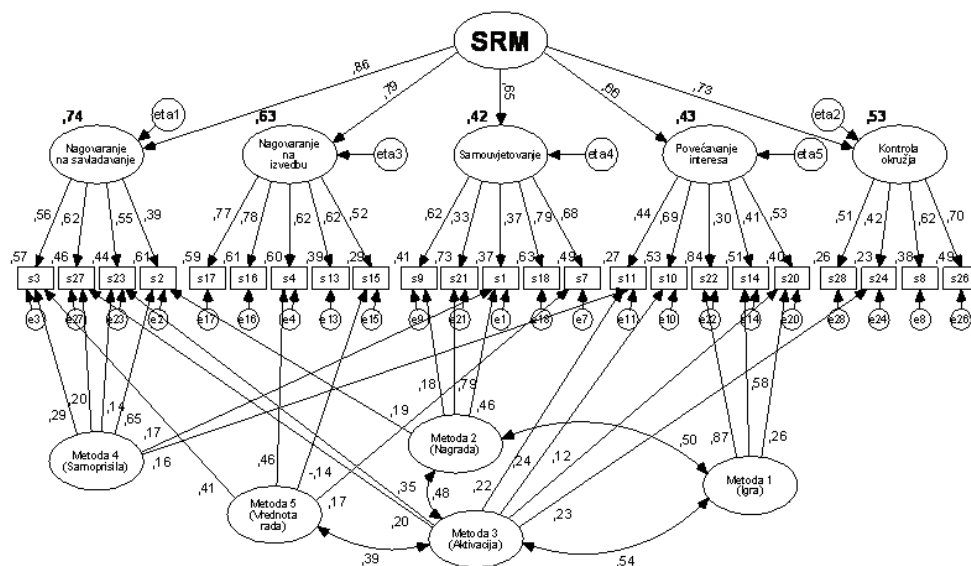
Određivanje metodskih faktora

U analizi je uspješno utvrđeno i interpretirano pet metodskih izvora varijacija, pri čemu nekim indikatorima nisu pripisani faktori metode (s17, s16, s13, s18, s28, s8, s26), dok su drugi bili saturirani čak sa dva metoda činitelja (s3, s27, s23, s2, s1, s11, s20). Osobinsko-metodska struktura dobivena u ovoj analizi nalazi se na Grafičkom prikazu 5.

Nakon pripisivanja određenoga dijela varijance metodskim faktorima, a budući da je nepoznati dio varijance postao poznat, vidljivo je povećanje projekcija samoregulatorijskih strategija na varijatu *samoregulatorajuće motivacije*. Od ovoga je najveću korist imalo *povećavanje interesa* ($\beta_1=0,52$; 27%; $\beta_2=0,66$; 43%), s porastom od 16% varijance objašnjene faktorom *osobine*, te *nagovaranje na savladavanje* ($\beta_1=0,82$, 67%; $\beta_2=0,86$; 74%), s porastom od 7%. Zamjetno povećanje ostvareno je i kod *nagovaranja na izvedbu* ($\beta_1=0,76$; 58%; $\beta_2=0,79$; 63%) i *kontrole okružja* ($\beta_1=0,71$; 50%; $\beta_2=0,73$; 53%), no metodski faktori nisu doveli do promjene kod strategije *samouvojetovanja* ($\beta_1=0,65$;

SLIKA 5
Peterofaktorski strukturni model samoregulirajuće motivacije i ekstrahirani faktori metode

42%; $\beta_2=0,65$; 42%), iz čega se vjerovatno može suditi o razmjerno slabom metodskom udjelu u indikatorima ove varijate. Ukratko rečeno, zbog utvrđivanja metodskih faktora dobili smo psihometrijski znatno čišće mjere osobinskih faktora.



	Konfirmatorni model SRM	Nezavisni model	Faktor metode				
			1 (K-1)	2 (2-1)	3 (3-2)	4 (4-3)	5 (5-4)
χ^2	1145,99	6505,86	945,69	632,24	546,33	494,58	395,01
d.f.	225	253	222	217	209	202	198
p	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
broj slobodnih parametara	51	23	54	59	67	74	78
$\Delta (\chi^2)$		5359,87	200,30	313,46	85,91	51,75	99,57
Δ (d.f.)		28	3	5	8	7	4
p (Δ)		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
χ^2 /d.f.	5,093	25,715	4,260	2,914	2,614	2,448	1,995
rmsea	0,065	0,160	0,058	0,045	0,041	0,039	0,032
agfi	0,869	0,380	0,892	0,931	0,938	0,942	0,953
cfi	0,853	0,000	0,884	0,934	0,946	0,953	0,968
aic	1247,99	6551,86	1053,69	750,24	680,33	642,58	551,01
hoelter (.05)	220	44	263	384	430	460	565

TABLICA 3
Testiranje značajnosti pojedinačnoga doprinosa faktora metode

U Tablici 3 sažeto je prikazano inkrementalno testiranje značajnosti prilikom uvođenja svakoga novog metodskog faktora. Prikazani nalazi pokazuju kako je svaki novi faktor objasnio značajan udio varijance prijašnjega modela, pri čemu najveću količinu funkcije diskrepance obuhvaćaju drugi ($\Delta\chi^2=313,46$) i prvi ($\Delta\chi^2=200,3$) metodski faktor. Iz tablice možemo primijetiti kako u konačnom metodskom modelu ostaje statistički značajna količina neobjašnjene kovarijance ($\chi^2=395,01$, d.f.=198, p=0,000)

i nakon uvođenja faktora metode. Ovo previše ne začuđuje, jer je riječ o izrazito heterogenom uzorku, kojem se vjerojatno može pripisati ostatak varijacije. Naime, čini se suvislim pretpostaviti kako se neobjašnjeno variranje može pripisati varijacijama u funkciji odgovora (Saris i Aalberts, 2003.), o kojima je bilo riječi u uvodu. Ipak, svi ostali pokazatelji indiciraju kako je riječ o vrlo prihvatljivu modelu ($\chi^2/d.f.=1,995$; RMSEA=0,032; AGFI=0,953), posebice s obzirom na njegovu složenost, veličinu i heterogenost uzorka. Također, komparacijom AIC indeksa s obzirom na čisti konfirmatorni model, možemo uvidjeti kako redukcija u funkciji diskrepance nije učinjena nauštrb parsimonije u modelu ($AIC_1=1247,99$; $AIC_2=551,01$). Drugim riječima, manja parsimonija koja se dobiva uvođenjem faktora metode opravdana je omjerom objašnjene rezidualne kovarijance u matrici.

Prateći podatke iz Tablice 4, ilustrirat ćemo postupak imenovanja methodskih faktora. Naime, osnovni je cilj ovakva pristupa otkriti izvor kovarijacija koji se ne može pripisati ni jednoj osobini, a zajednički je česticama koje obuhvaća isti faktor metode. Kako bismo dodatno naglasili na što se pritom misli, u tablici su kurzivom označeni zajednički sadržaji.

Prvi faktor metode nazvan je *instrumentalizacijom igre* jer sadrži izjave koje glase 'Pokušavam napraviti igru od učenja...', '...pretvarajući ga u igru.' i 'Pokušavam gradivo povezati... s nečim što me zabavlja'. Čini se suvislim i to da je ovaj faktor otkriven vezano uz strategiju *povećavanja interesa*.

Na isti način utvrđen je sadržaj methodskoga faktora *instrumentalizacija nagrade*. Dok se u česticama *s21* i *s1* nagrada eksplicitno navodi ('Nagrađujem sam sebe...', 'Obećam sam sebi nekakvu nagradu...'), kod čestice *s2* ona se manifestira kao psihološka nagrada koja proizlazi iz intrinzičnoga zadovoljstva učenja. Stoga ne začuđuje razmjerno niska saturacija ove čestice methodskim faktorom (0,18), jer je vjerojatno da se ovakva vrsta nagrade javlja samo kod maloga broja intrinzično motiviranih učenika. Isto tako, *s9* predstavlja eksterno nagrađivanje, no ne i eksplicitno navođenje pojma "nagrada", stoga vjerojatno ima podjednako nisku saturaciju kao i čestica *s2*. *Instrumentalizacija nagrade* usko je vezana uz faktor *samovijetovanja*, dok je psihološka nagrada u čestici *s2* prisutna kod *nagovaranja na savladavanje*.

Treći faktor metode, *poticanje kognitivne aktivacije*, predstavlja zbirni učinak raznih nastojanja aktiviranja kognitivnih resursa kako bi se održala samoregulacija, a čestice s ovakvim methodskim sadržajem prisutne su kod strategija *nagovaranja na savladavanje*, *povećavanje interesa* i *kontrole okružja*. U ovom se methodskom faktoru tako nalaze *poticanje na učenje*, *koncentraciju*, *razumijevanje* i *povezivanje* gradiva koje se uči.

		Regresijski koeficijent	Objašnjena varijanca (R ²)
Faktor metode 1: Instrumentalizacija igre			
s22	Pokušavam napraviti <i>igru</i> od učenja ili pisanja zadaće.	0,87	0,76
s14	Učinim si učenje ugodnijim pretvarajući ga u <i>igru</i> .	0,58	0,34
s20	Pokušavam gradivo povezati s nečime što volim raditi ili s nečim što me <i>zabavlja</i> .	0,26	0,07
Faktor metode 2: Instrumentalizacija nagrade			
s21	Nagrađujem sam sebe za svaki dio posla koji sam obavio, sve dok ne završim.	0,79	0,62
s1	Obećam sam sebi nekakvu <i>nagradu</i> ako završim posao.	0,46	0,21
s2	Tjeram sam sebe da radim samo <i>kako bih vidio koliko ustvari mogu naučiti</i> .	0,19	0,04
s9	Dogovorim se sam sa sobom kako ću za određenu količinu obavljenog posla <i>poslije raditi nešto zabavno</i> .	0,18	0,03
Faktor metode 3: Poticanje kognitivne aktivacije			
s23	Postavljam si izazov da završim rad i <i>naučim gradivo najviše što je god moguće</i> .	0,35	0,12
s10	Na neki si način <i>učenje učinim zanimljivijim</i> .	0,24	0,06
s24	Mijenjam svoje okruženje kako bi mi bilo lagano <i>koncentrirati se na posao</i> .	0,23	0,05
s11	Pokušavam <i>shvatiti</i> na koji je način gradivo vezano uz moj život.	0,22	0,05
s27	Govorim sam sebi kako moram nastaviti učiti samo zato kako bih <i>naučio koliko god je moguće</i> .	0,20	0,04
s20	Pokušavam <i>gradivo povezati</i> s nečime što volim raditi ili s nečim što me <i>zabavlja</i> .	0,13	0,02
Faktor metode 4: Samoprisila			
s2	<i>Tjeram sam sebe</i> da radim samo kako bih vidio koliko ustvari mogu naučiti.	0,65	0,42
s3	<i>Tjeram sam sebe</i> da puno radim kako bih nešto stvarno naučio.	0,29	0,08
s27	Govorim sam sebi kako <i>moram nastaviti učiti</i> samo zato kako bih naučio koliko god je moguće.	0,20	0,04
s1	<i>Obećam sam sebi</i> nekakvu nagradu ako završim posao.	0,17	0,03
s11	<i>Pokušavam shvatiti</i> na koji je način gradivo vezano uz moj život.	0,16	0,03
s23	<i>Postavljam si izazov</i> da završim rad i naučim gradivo najviše što je god moguće.	0,14	0,02
Faktor metode 5: Vrednota rada			
s4	Podsjećam samoga sebe koliko je bitno <i>biti dobar na ispitima i zadacima</i> u školi.	0,46	0,21
s3	Tjeram sam sebe da <i>puno radim</i> kako bih nešto stvarno naučio.	0,41	0,17
s7	Sam sebi kažem da kasnije mogu raditi nešto što volim ako sada <i>obavim posao koji moram</i> .	0,17	0,03
s15	Razmišljam o tome kakvu ću zaključnu ocjenu dobiti ako <i>ne uradim domaću zadaću ili ne pročitam lektiru</i> .	-0,14	0,02

TABLICA 4
Prikaz sadržaja faktora metoda skala upitnika samoregulirajuće motivacije s projekcijama na pripadajuće čestice

Sljedeći je faktor metode nazvan *samoprisila* radi formulacije rečenice koja povezuje čestice na ovom faktoru. Naglasak je u ovim rečenicama na izrazima "tjeram sam sebe", "moram nastaviti", "obećam sam sebi", "pokušavam" i "postavljam si izazov". Ovaj metodski faktor u većoj je mjeri odraz tendencije poticanja samoga sebe na neku opću, nespecifičnu aktivnost, koja se kasnije u čestici uglavnom svodi na izvršavanje zadatka, no ne i na neki eksplicitan pristup rješavanju problema (osim čestice *s11*).

Posljednji faktor odraz je *vrednote rada*, kao pozitivne i društveno prihvatljive vrijednosti. Tako se u *s3*, *s4* i *s7* nagla-

● TABLICA 5
Konfirmatorni petero-
faktorski strukturalni
model skala samo-
regulirajuće moti-
vacije s ekstrahiranim
faktorima metoda

šava rad, obavljanje posla i učinkovitost na zadacima. Ipak, uvidom u saturaciju na čestici *s15* možemo sa znatnom sigurnosti zaključiti kako smo ispravno imenovali metodski faktor. Naime, sadržaj čestice '*...ne uradim domaću zadaću...*', u skladu s pretpostavkom o vrednosti rada, negativno je saturiran ovom varijatom metode.

	SRM (neizravni učinci)	Faktori metode				Ukupna objašnjena varijanca (R ²)
		Intrumen- talizacija igre	Instrumen- talizacija nagrade	Poticanje kognitivne aktivacije	Vrednota rada	
Nagovaranje na savladavanje						
s27	0,62	0,54		0,20	0,20	0,46
s3	0,56	0,48			0,29	0,41
s23	0,55	0,47		0,35	0,14	0,44
s2	0,39	0,34	0,19		0,65	0,61
Nagovaranje na izvedbu						
s16	0,78	0,62				0,61
s17*	0,77	0,61				0,59
s4	0,62	0,49			0,46	0,60
s13*	0,62	0,49				0,39
s15*	0,52	0,41			-0,14	0,29
Samouvjetovanje						
s18	0,79	0,51				0,63
s7	0,68	0,44			0,17	0,49
s9*	0,62	0,40	0,18			0,41
s1*	0,37	0,24	0,46		0,17	0,37
s21*	0,33	0,22	0,79			0,73
Povećavanje interesa						
s10*	0,69	0,45		0,24		0,53
s20*	0,53	0,35	0,26	0,13		0,40
s11*	0,44	0,29		0,22	0,16	0,27
s14	0,41	0,27	0,58			0,51
s22	0,30	0,19	0,87			0,84
Kontrola okružja						
s26	0,70	0,51				0,49
s8	0,62	0,45				0,38
s28	0,51	0,37				0,26
s24	0,42	0,31		0,23		0,23
SRM (izravni učinci)						
Nagovaranje na savladavanje		0,86				0,74
Nagovaranje na izvedbu		0,79				0,63
Samouvjetovanje		0,65				0,42
Povećavanje interesa		0,66				0,43
Kontrola okružja		0,73				0,53

* Čestice s koreliranim rezidualima u mjernom modelu

Iz Tablice 5 vidimo kako je većini čestica koje su u mjernim modelima imale korelirane unikvitete pripisan jedan ili više faktora metode (*s15*, *s9*, *s1*, *s21*, *s10*, *s20*, *s11*). Značaj kovari-

ranja dviju čestica izgubio se u ovakvoj supermatrici (*s17, s13*), dok je značajnom za faktore metode postala varijanca znatnoga broja novih čestica (*s27, s3, s23, s2, s4, s7, s14, s22*).

Ovim smo predloženim postupkom u varijancu unikviteta, koja inače predstavlja artefakt metode i obično se odbacuje kao nesustavni varijabilitet, unijeli smisao i red te možda produbili i vlastite spoznaje o samom predmetu mjerenja, odnosno, sadržajno gledajući, o specifičnim elementima samoregulacije koji nisu strogo vezani uz osnovnih pet strategija, nego se pojavljuju u različitim strategijama i na različite načine. Drugim riječima, metodskim se faktorima u ovoj analizi poradi njihove prirode može pripisati teorijski značaj te ih eventualno razmotriti u kontekstu teorija samoregulacije. No to nika-ko ne znači da je iz sadržaja čestica nužno ekstrahirati svaki sadržaj koji izravno ne odražava pretpostavljenu latentnu dimenziju. U tom slučaju dobili bismo vrlo artifičijelnu mjeru osobine koja ne bi imala vanjsku valjanost. Kao što nema smisla da ekstrakcijom varijance socijalne poželjnosti iz skale shizofrenije formiramo ljestvicu koja bi mjerila "socijalno poželjnu shizofreniju", tako ni u našem slučaju nema previše smisla raznovrsne strategije samoregulirajuće motivacije razmatrati i interpretirati neovisno o dobivenim metodskim faktorima. Iako je u analizama matematički postavljen kriterij ortogonalnosti metodskih i osobinskih faktora, on je uveden samo kako bi se lakše razdijelila metoda i osobinska varijanca. Ipak, u stvarnosti smo osuđeni na velik broj raznovrsnih izvora varijabiliteta, a predloženi pristup analize metodskih faktora, ne ignorirajući rezidualnu varijancu, može pomoći u prepoznavanju i razumijevanja složenosti ispitanikovih psiholoških reakcija na zadani podražajni materijal.

Utvrđivanje konstruktne i prediktivne pouzdanosti

U Tablici 6 prikazani su alpha-koeficijenti za svaku skalu, usporedno uz pouzdanost izračunanu prema (18) te predloženim konceptima prediktivne pouzdanosti i konstruktne pouzdanosti. Iz tablice se tako vidi kako procjenitelj pouzdanosti izračunan na temelju mjernih modela daje nešto više procjene nego alpha-koeficijent, što nije vezano uz razliku u računskim pristupima, nego uz koreliranu varijancu unikviteta u modelima. Očito je kako se uvođenjem kovarijance reziduala može umjetno povećati pouzdanost čestice bez istinski veće homogenosti ili utvrđivanja izvora varijabiliteta.

Nasuprot tome, ako pouzdanost u metodskom modelu računamo na temelju rezidualnoga variranja koje ostaje pošto i osobinski i metodski faktor rastumače česticu, dobivamo vrlo visok stupanj pouzdanosti. No vidi se kako pouzdanost nekih skala biva značajno umanjena ako se slučajna pogreška

● TABLICA 6
Izračun pouzdanosti
skala na temelju poda-
taka mjernih modela i
strukturnoga modelira-
nja u konfirmatornom
metodskom modelu te
usporedni prikaz Cron-
bachova α -koeficijenta

procjenjuje samo na temelju osobinskih saturacija. Upravo se
ovdje ističe razlika između dvaju novih predloženih koncepata.

	Metodski strukturalni model					
	Mjerni model		(ukupna objašnjena varijanca)		(varijanca objašnjena faktorima osobina)	
	Nagovaranje na savladavanje					
	λ_t	θ	$\sqrt{\lambda_t^2 + \lambda_m^2}$	θ	λ_t	θ
s2	0,58	0,66	0,78	0,39	0,39	0,85
s23	0,61	0,62	0,66	0,56	0,55	0,70
s27	0,68	0,54	0,68	0,54	0,62	0,62
s3	0,67	0,55	0,75	0,43	0,56	0,69
α	r_λ		r_λ		r_λ	
0,73	0,82		0,90		0,68	
	Nagovaranje na izvedbu					
	λ_t	θ	$\sqrt{\lambda_t^2 + \lambda_m^2}$	θ	λ_t	θ
s17	0,82	0,32	0,77	0,41	0,77	0,41
s16	0,77	0,41	0,78	0,39	0,78	0,39
s4	0,60	0,64	0,77	0,40	0,62	0,61
s13	0,59	0,65	0,62	0,61	0,62	0,61
s15	0,51	0,74	0,54	0,71	0,52	0,73
α	r_λ		r_λ		r_λ	
0,78	0,87		0,90		0,87	
	Samouvjetovanje					
	λ_t	θ	$\sqrt{\lambda_t^2 + \lambda_m^2}$	θ	λ_t	θ
s7	0,66	0,57	0,70	0,51	0,68	0,54
s18	0,82	0,32	0,79	0,37	0,79	0,37
s1	0,32	0,90	0,61	0,63	0,37	0,87
s21	0,31	0,91	0,86	0,27	0,33	0,89
s9	0,60	0,64	0,64	0,59	0,62	0,62
α	r_λ		r_λ		r_λ	
0,72	0,75		0,92		0,77	
	Povećanje interesa					
	λ_t	θ	$\sqrt{\lambda_t^2 + \lambda_m^2}$	θ	λ_t	θ
s20	0,54	0,71	0,60	0,64	0,53	0,72
s14	0,80	0,36	0,71	0,49	0,41	0,83
s22	0,79	0,38	0,92	0,16	0,30	0,91
s10	0,43	0,81	0,73	0,47	0,69	0,53
s11	0,31	0,90	0,52	0,73	0,44	0,81
α	r_λ		r_λ		r_λ	
0,75	0,78		0,89		0,65	
	Kontrola okružja					
	λ_t	θ	$\sqrt{\lambda_t^2 + \lambda_m^2}$	θ	λ_t	θ
s26	0,81	0,35	0,70	0,51	0,70	0,51
s8	0,58	0,66	0,62	0,62	0,62	0,62
s24	0,42	0,82	0,48	0,77	0,42	0,82
s28	0,43	0,81	0,51	0,74	0,51	0,74
α	r_λ		r_λ		r_λ	
0,63	0,73		0,75		0,73	

Konstruktna pouzdanost predstavlja procjenu na temelju istinske varijance konstrukta, a kod predložene alternativne metode analize može se točno utvrditi količinu varijance konstrukta i metode prisutne u čestici. Drugim riječima, skale koje imaju niske koeficijente konstruktne pouzdanosti u slaboj mjeri odražavaju konstrukt mjerenja, kao što su skale *nagovaranje na savladavanje* ($r_{\lambda_t}=0,68$) i *povećavanje interesa* ($r_{\lambda_t}=0,65$), dok izvorno viši alpha-koeficijent govori o tome koliko je varijance konstrukt izgubio nakon ekstrakcije metode. No metodski faktori ne moraju nužno umanjiti konstruktne pouzdanosti ako u skali uistinu dominira istinska konstruktna varijanca. Primjer je za to skala *nagovaranja na izvedbu*, koja ima gotovo podjednake koeficijente konstruktne i prediktivne pouzdanosti. Na temelju ovoga prikaza čini se suvislim zaključiti kako je konstruktne pouzdanosti, za razliku od klasičnih izračuna pouzdanosti, realnija osnovica za procjenu konstruktne valjanosti.

Za izračun konstruktne pouzdanosti predlaže se stoga jednadžba u (19):

$$r_{\lambda_t} = \frac{\left(\sum_{t=1}^k \lambda_t\right)^2}{\left(\sum_{t=1}^k \lambda\right)^2 - \sum_{t=1}^k (1-\lambda_t^2)^2} \quad (19)$$

Prediktivna pouzdanost iskazana je koeficijentima prediktivne pouzdanosti, koji se kod svih skala kreću oko 0,90 (osim kod skale *kontrola okruženja*, kod koje iznosi 0,75). Ovakva pouzdanost govori o tome koliko je pojedina mjera pouzdana kao prediktor u situaciji kada su poznati udjeli čestica u osobinskim i metodskim faktorima. Drugim riječima, iako skalu *nagovaranja na savladavanje* zacijelo nećemo rabiti kao pouzdanu mjeru prilikom diskriminacije pojedinaca, ona u istraživačke svrhe može poslužiti kao vrlo pouzdan prediktor jer joj je većina varijance rastumačena. Prediktivna pouzdanost dobra je osnovica za procjenu opće podobnosti neke skale kao prediktora te za procjenu značaja udjela ostalih izvora varijabiliteta koji se mogu pojaviti mjerenjem određenoga svojstva.

Za izračun prediktivne pouzdanosti predlaže se stoga jednadžba u (20):

$$r_{\lambda_{tm}} = \frac{\left(\sum_{t,m=1}^k \sqrt{\lambda_t^2 + \lambda_m^2}\right)^2}{\left(\sum_{t,m=1}^k \sqrt{\lambda_t^2 + \lambda_m^2}\right)^2 - \sum_{t,m=1}^k [1-(\lambda_{tm}^2 + \lambda_{tm}^2)]^2} \quad (20)$$

ZAKLJUČNA RASPRAVA

Osnovna je svrha predloženoga pristupa analize metodskih faktora upozoriti na barem dva značajna, a često zanemarena, aspekta psihologijskoga mjerenja. Najprije (1) psihologijski instrumenti često su opterećeni značajnim udjelom varijance koja proizlazi iz artefakta primijenjene metode. Taj višak varijance utječe na konačnu procjenu strukture i unutarne konzistencije instrumenta, uvodeći neobjašnjiv varijabilitet čestica. Stoga su saturacije u osobinskim faktorima krivo procijenjene i, ovisno o prirodi rezidualnoga varijabiliteta, umjetno smanjene ili povećane, što u konačnici vodi do krive procjene pouzdanosti. Isto tako (2) ispitanici u podražajnom materijalu reagiraju i na aspekte formulacije tvrdnji ili zadatka koji nemaju pretpostavljena svojstva mjenoga konstrukta. Iako je, primjerice, akviesencijska pristranost davno prepoznata kao izvor varijabiliteta koji proizlazi iz metodologije konstrukcije instrumenta i stoga se unutar pojedinih upitnika nastoji uravnotežiti broj čestica koje su afirmativne i negacijske prirode, većina istraživača ne nastoji uravnotežiti sadržajne ili tematske aspekte tvrdnji koji se pojavljuju u instrumentu.

Moguća primjena predložene psihometrijske metodologije nazire se u barem nekoliko instrumentalizacija navedenih procedura. Postupci se mogu upotrijebiti za utvrđivanje novih izvora varijacija koji bi mogli biti relevantni za predmet mjerenja. Ako se analizom reziduala uoči neki dominantni sadržaj, trebalo bi razmotriti ideju postoji li aspekt mjere koji treba izdvojiti i zasebno mjeriti. S druge strane, izdvojeni rezidual, ovisno o značenju sadržaja, može predstavljati potencijalne distraktore. U tom slučaju ovakav se dio varijance može proglasiti parazitarnim, a distraktori se mogu ukloniti prilikom modifikacije instrumenta.

Kao što je do sada vjerojatno očito, ovaj pristup ima značajniju mogućnost primjene kod već ranije konstruiranih instrumenata koji sadržajno upućuju na visok stupanj valjanosti no psihometrijske validacije ukazuju na nizak stupanj unutarne konzistencije. Analizom metodskih čimbenika na neuravnoteženim instrumentima pruža se mogućnost uravnotežavanja tematskih cjelina unutar pojedine skale u instrumentu.

Ipak, treba naglasiti kako kod ovakva pristupa, koji ne polazi od slučajnih, planiranih ili uravnoteženih izvora varijabiliteta, uvijek postoji opasnost od krive interpretacije rezidualne varijance. Ako postoji očekivanje o mogućim izvorima varijabiliteta koji ne proizlaze iz teorijskoga konstrukta, klasični MTMM pristup Campbella i Fiskea (1959.) ili CFA pristupi analizi MTMM matrice uvijek će predstavljati metodologijski i spoznajno moćnije oruđe.

LITERATURA

- Althausen, R. P. (1974.), Inferring validity from The Multitrait-Multimethod Matrix: Another Assessment. U: H. Costner (ur.), *Sociological Methodology, 1973-1974*. San Francisco: Jossey-Bass.
- Arbuckle, J. L., Whotke, W. (1999.), *Amos 4.0 User's Guide*. Chicago: Small Waters Corporation.
- Bagozzi, R. P. (1980.), *Causal models in marketing*. New York: Wiley.
- Bagozzi, R. P. (1993.), Assessing construct validity in personality research: Applications to measures of self-esteem. *Journal of Research in Personality, 27*: 49-87.
- Bartholomew, D. J. (1987.), *Latent variables models and factor analysis*. New York: Oxford University Press.
- Browne, M. W. (1984.), Asymptotically distribution-free methods for analysis of covariance structures. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 37*: 62-83.
- Byrne, M. B., Goffin, R. D. (1993.), Modeling multitrait-multimethod data from additive and multiplicative covariance structures: An audit of construct validity concordance. *Multivariate Behavioral Research, 28*: 67-96.
- Campbell, D. T., Fiske, D. W. (1959.), Convergent and discriminant validation by multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin, 56*: 81-105.
- Coenders, G., Saris, W. E. (2000.), Testing Nested Additive, Multiplicative, and General Multitrait-Multimethod Models. *Structural Equation Modeling, 7* (2): 219-250.
- Cronbach, L. J. (1951.), Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika, 16*: 297-334.
- Cronbach, L. J., Meehl, P. (1955.), Construct validity in psychological research. *Psychological Bulletin, 52*: 281-302.
- Elbert, N. F., Belohlav, J. (1977.), The misleading influence of method variance when a Multitrait-Multimethod Matrix technique is used. American Institute for Decision Sciences, *9th Annual Proceedings*, 286-288.
- Fleishman, J., Benson, J. (1987.), Using LISREL to evaluate measurement models and scale reliability. *Educational and Psychological Measurement, 47*: 925-939.
- Jackson, D. N. (1969.), Multimethod Factor Analysis in the evaluation of convergent and discriminant validity. *Psychological Bulletin, 72*: 30-49.
- James, W. (1890.), *The Principles of Psychology* (2 vols.). New York: Henry Holt.
- Jöreskog, K. G. (1971.), Statistical analysis of sets of congeneric tests. *Psychometrika, 52*: 99-111.
- Jurić, D. (2004.), *Neke strategije samoregulirajuće motivacije kao prediktor akademske prokrastinacije u školskom kontekstu*. Diplomski rad, Zagreb: Hrvatski studiji.
- Kenny, D. A., Kashy, D. A. (1992.), Analysis of the multitrait-multimethod matrix by confirmatory factor analysis. *Psychological Bulletin, 112*: 165-172.

Kline, R. B. (1998.), *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. New York: The Guilford Press.

Kumar, A., Dillon, W. R. (1992.), An integrative look at the use of additive and multiplicative covariance structure models in the analysis of multitrait-multimethod data. *Journal of Marketing Research*, 29: 51-64.

Marsh, H. W., Bailey, M. (1991.), Confirmatory factor analysis of multitrait-multimethod data: A comparison of alternative models. *Applied Psychological Measurement*, 15: 47-70.

Marsh, H. W., Grayson, D. (1995.), Latent variable models of multitrait-multimethod data. U: R. H. Hoyle (ur.), *Structural Equation Modeling, Concepts, issues, and applications*. California: Sage.

Marsh, H. W. (1988.), Multitrait-multimethod analyses. U: J. P. Keeves (ur.), *Educational research methodology, measurement and evaluation: An international handbook*. Oxford, Pergamon Press.

Marsh, H. W. (1989.), Confirmatory factor analysis of multitrait-multimethod data: Many problems and a few solutions. *Applied Psychological Measurement*, 13: 335-361.

Marsh, H. W. (1993.), Multitrait-multimethod analyses: Inferring each trait-method combination with multiple indicators. *Applied Measurement in Education*, 6: 49-81.

Sansone, C., Weir, C., Harpster, L., Morgan, C. (1992.), Once a boring task always a boring task? Interest as a self-regulatory mechanism. *Journal of Personality and Social Psychology*, 63: 379-390.

Sansone, C., Wiebe, D., Morgan, C. (1999.), Self-regulating interest: The moderating role of hardiness and conscientiousness. *Journal of Personality*, 67: 701-733.

Saris, W. E., Aalberts, C. (2003.), Different Explanations for Correlated Disturbance Terms in MTMM Studies. *Structural Equation Modeling*, 10 (2): 193-213.

Saris, W. E., van Meurs, A. (1990.), *Evaluation of measurement instruments by meta-analysis of multitrait-multimethod studies*. Amsterdam: Royal Academy of Arts and Sciences.

Schmitt, N., Coyle, B., Saari, L. (1977.), A review and analysis of Multitrait-Multimethod Matrices. *Multivariate Behavioral Research*, 12: 447-478.

Whotke, W. (1996.), Models for multitrait-multimethod matrix analysis. U: G. A. Marcoulides, R. E. Schumaker (ur.), *Advanced structural equation modeling: Issues and techniques*. New Jersey: LEA.

Widaman, K. F. (1985.), Hierarchically nested covariance structured models for Multitrait-Multimethod Data. *Applied Psychological Measurement*, 9: 1-26.

Wolters, C. A. (1998.), Self-regulated learning and college students' regulation of motivation. *Journal of Educational Psychology*, 90: 224-235.

Wolters, C. A. (1999.), The relation between high school students' motivational regulation and their use of learning strategies, effort, and classroom performance. *Learning & Individual Differences*, 11 (3): 281-300.

DRUŠ. ISTRAŽ. ZAGREB
GOD. 15 (2006),
BR. 3 (83),
STR. 499-530

JURIĆ, D.:
PRIJEDLOG
ALTERNATIVNOGA...

Zimmerman, B. J., Martinez-Pons, M. (1986.), Development of a structured interview for assessing student use of self-regulated learning strategies. *American Educational Research Journal*, 23: 614-628.

Zimmerman, B. J., Martinez-Pons, M. (1990.), Student differences in self-regulated learning: Relating grade, sex, and giftedness to self-efficacy and strategy use. *Journal of Educational Psychology*, 82: 51-59.

Proposition of an Alternative Approach to Method Factor Analysis: Exemplary Evaluation of Five Factor Self-Regulation Motivation Scale

Daniel JURIĆ
Institute of Social Sciences Ivo Pilar, Zagreb

When Campbell and Fiske (1959) proposed their first multitrait-multimethod analysis (MTMM) of research data, they evoked in psychometric community some serious interest for analysis of those parts of variance which could be attributed to different methodological approaches. Later on, several different confirmatory approaches of method effects analysis were developed based on balanced designs. This paper presents an attempt of parameterization for alternative estimation of method factors using unbalanced designs. The goal of such analysis, which combines confirmatory and exploratory approach, is to determine those elements of variance which can be attributed to method artifact which is determined by task or stimuli content, even if multimethod approach is not planned in advance. The proposed approach also implies an alternative view of internal consistency and reliability, based on the idea of pure trait factors. Suggested models are demonstrated by evaluating psychometric properties of five factor self-regulation motivation scale.

Key words: multitrait-multimethod approach, internal consistency, reliability, self-regulated motivation scale

Vorschlag für einen alternativen Ansatz zur Analyse von Methodenfaktoren: Die 5-Faktoren-Skala der selbstregulierten Motivation als Beispiel

Daniel JURIĆ
Ivo-Pilar-Institut für Gesellschaftswissenschaften, Zagreb

Nachdem Campbell und Fiske (1959) die erste Multitrait-Multimethod-Matrix zur Datenanalyse vorgelegt hatten, war das psychometrische Interesse an der Analyse jenes Teils der

DRUŠ. ISTRAŽ. ZAGREB
GOD. 15 (2006),
BR. 3 (83),
STR. 499-530

JURIĆ, D.:
PRIJEDLOG
ALTERNATIVNOGA...

Varianz, der auf unterschiedliche methodologische Ansätze zurückgeht, abrupt angestiegen. Später wurde eine ganze Reihe konfirmatorischer Verfahren entwickelt sowie Ansätze zur Analyse methodischer Effekte an verschiedenen ausbalancierten Entwürfen. Die vorliegende Arbeit ist der Versuch einer Parametrisierung eines Alternativverfahrens zur Bewertung von Methodenfaktoren an nicht balancierten Entwürfen. Mit dieser Vorgangsweise, bei der der konfirmatorische und der explorative Ansatz kombiniert werden, sollen jene Variabilitätssegmente ermittelt werden, die auf das Artefakt der Methode zurückgeführt werden können. Des Weiteren soll der Variabilität eine inhaltliche Bedeutung zugeordnet werden, selbst wenn der Multimethod-Ansatz nicht im Vorhinein geplant war. Ein solcher Ansatz zieht ebenso eine alternative Sicht von Verlässlichkeit und innerer Konsistenz nach sich, welche Sicht auf dem Gedanken vom Bestehen reiner Merkmalsfaktoren beruht. Die vorgeschlagenen Modelle werden an Skalen zur selbstregulierten Motivation demonstriert.

Schlüsselwörter: Multitrait-Multimethod-Matrix, innere Konsistenz, Verlässlichkeit, Skala zur selbstregulierten Motivation