

**Vladimir Hedrih<sup>1</sup>**Departman za psihologiju,  
Filozofski fakultet,  
Univerzitet u Nišu**PROVERA KONVERGENTNE I  
DISKRIMINATIVNE VALIDNOSTI  
ANALIZOM MULTIOSOBINSKE-  
MULTIMETODSKE MATRICE NA  
PRIMERU PGI TESTA PROFESIONALNIH  
INTERESOVANJA ZADATOM UZORKU  
IZ REPUBLIKE MAKEDONIJE<sup>1</sup>****Rezime**

Cilj rada je demonstracija postupka provere konvergentne i diskriminativne validnosti putem analize multiosobinske-multimetodske (MOMM) matrice na primeru mera šest Holandovih tipova profesionalnih interesovanja (RI-ASEC), merenih pomoću PGI inventara profesionalnih interesovanja. U tu svrhu makedonska verzija PGI inventara zadata je uzorku od 737 studenata različitih univerziteta iz Republike Makedonije. PGI inventar sledi multimetodski pristup merenju psiholoških konstrukata, tako da svaki od Holandovih tipova meri na tri različita načina – preko stavki o preferencijama za aktivnosti, preko stavki o samoproceni kompetencija za aktivnosti i preko preferencija za zanimanja. Na ovaj način dobija se ukupno 18 mera (6 x 3) za šest Holandovih tipova profesionalnih interesovanja. Nakon sprovedenog postupka analize multiosobinske-multimetodske matrice, rezultati su pokazali da se ispitivane mere na ovom uzorku mogu smatrati konvergentno validnim. Kada je diskriminativna validnost u pitanju, sve mere su ispunile blaže uslove. Rezultati su pokazali i postojanje supstantivnog efekta metoda merenja koji je doveo do povišenja korelacija između mera dobijenih istim metodom, ali bez bitnijeg uticaja na strukturu korelacija između mera dobijenih različitim metodama.

**Ključne reči:** MOMM analiza, multiosobinska-multimetodska matrica, PGI, Holand, Makedonija

<sup>1</sup> vhedrih@filfak.ni.ac.rs

Primljeno: 07.01.2012.

Prihvaćeno za štampu: 03.02.2012.

<sup>1</sup> Nastanak ovog rada delom je finansiran sredstvima Ministarstva prosvete i nauke Republike Srbije u okviru projekta br. 179002.

## Uvod

Namena ovog rada je demonstracija postupka ispitivanja konvergentne i diskriminativne validnosti seta testovnih mera putem postupka analize multiosobinske-multimetodske matrice. Multiosobinska-multimetodska matrica je korelaciona matrica koja sadrži podatke o međusobnim korelacijama mera više konstrukata od kojih je svaki meren na više načina. Pri tom, svaki od ispitivanih konstrukata mora biti meren na svaki od načina merenja. Pod različitim načinima merenja inicijalno se mislilo na različite postupke prikupljanja podataka – putem procena drugih, samoprocena, intervjuja i na druge načine (Campbell & Fiske, 1959). Kasnije je ovaj pristup proširen tako da obuhvata i situacije kada se podaci dobijaju istim opštom metodom, ali primenom različitih instrumenata, npr. putem različitih psiholoških testova, koji mogu i svi biti testovi samoprocene. Da bi analiza imala smisla, multiosobinska-multimetodska matrica mora sadržati podatke o korelacijama između mera bar tri različita konstrukta, od kojih je svaki meren na bar tri različita načina, što ukupno daje minimalno 9 različitih mera (3 konstrukta na po 3 načina). Ovo znači da je minimalna matrica potrebna za analizu kvadratna matrica veličine  $9 \times 9$ . Ovakve matrice se skraćeno označavaju kao MTMM matrice (od engleskog multitrait-multimethod), a u pojedinim srpskim izdanjima se može sresti i skraćenica MOMM (od srpskog – multiosobinska-multimetodska).

Postupak za analizu MOMM matrica predložili su Kember i Fiske (Campbell & Fiske, 1959). Oni su izneli pretpostavku da se validnost mera grupe konstrukata na određenom uzorku može proveriti tako što bi se svaki konstrukt merio na nekoliko načina, a potom bi se ispitivali odnosi između tako dobijenih mera. Odnosi između mera istog konstrukta, koje su dobijene na različite načine, poredile bi se sa njihovim odnosima sa merama drugih konstrukata, koje su dobijene na isti način, kao i sa merama drugih konstrukata koje su dobijene drugačijim načinima merenja. Ovim postupkom bi bilo moguće, pored procene veličine varijanse prvog skora, dobiti i procenu varijanse greške i procenu veličine varijanse metoda. Ovde će biti prikazan postupak MOMM analize (Campbell & Fiske, 1959), onako kako je operacionalizovan u radovima Savikasa, Tabera i Spokejna (Savickas, Taber, & Spokane, 2002) i Hedriha (Hedrih, 2008).

Postupak počinje računanjem korelacija između svih mera konstrukata koji će biti analizirani, odnosno formiranjem MOMM matrice. Potom, ovu matricu treba podeliti na tri bloka korelacija:

- Blok korelacija između mera istog konstrukta koje su dobijene na različite načine – tzv. blok monoosobinskih-heterometodskih korelacija. Ovo su korelacije za koje se može smatrati da potiču od predmeta me-

renja i zato ove korelacije autori nazivaju vrednostima validnosti, tj. merama koje govore o validnosti.

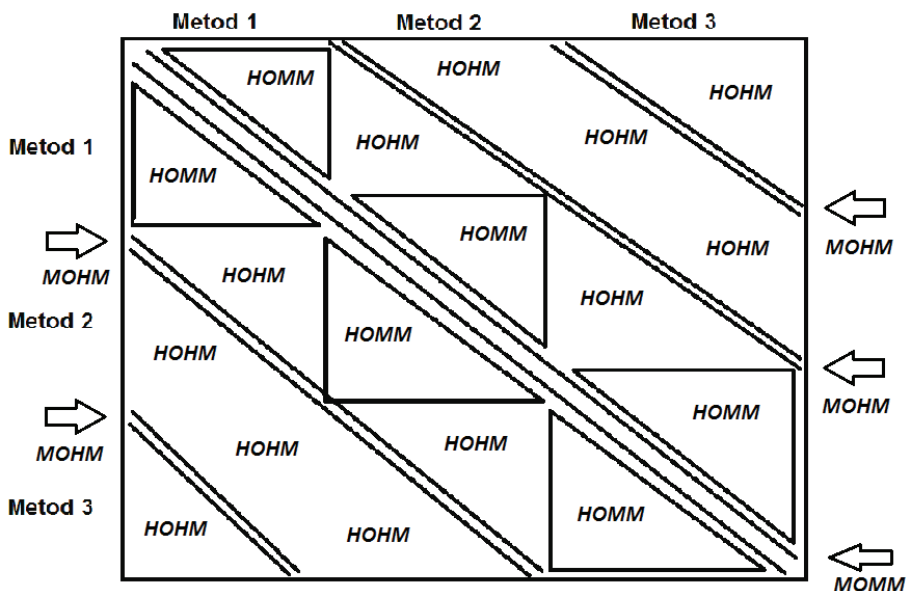
- Blok korelacija između mera različitih konstrukata dobijenih na isti način – tzv. heteroosobinske-monometodske korelacije. Ove korelacije i podatke koji se iz njih dobijaju autori nazivaju vrednostima metoda, tj. merama koje govore o efektu metoda.
- Blok korelacija između mera različitih konstrukata dobijenih preko različitih tipova ajtema – tzv. heteroosobinske-heterometodske korelacije. Ove korelacije i podatke koji se iz njih dobijaju autori nazivaju vrednostima greške, tj. merama koje govore o grešci merenja.

Pored ovog, postoji i tzv. blok monometodskih-monoosobinskih korelacija koji predstavlja korelaciju mera sa samim sobom, ali koji ne koristi u analizi.

U tipičnoj MOMM matrici, i po kolonama i po redovima prvo idu sve mere dobijene jednim metodom, pa sve mere dobijene drugim, i tako do kraja, pri čemu je redosled mera isti kod svakog metoda. Kada se podaci tako rasporede, onda se mogu vizuelno izdvojiti delovi koje zauzimaju ovi blokovi:

- Glavnu dijagonalu zauzima blok monoosobinskih-monometodskih korelacija, koji se u analizi ne koristi. Na Slici 1, glavna dijagonala je obeležena strelicom i oznakom MOMM (od monoosobinske-monometodske).
- Monoosobinske-heterometodske blokove zauzimaju male dijagonale, paralelne sa glavnom dijagonalom, i to one koje počinju kod prve varijable u okviru svakog od metoda, tamo gde se prva varijabla u okviru tog metoda ukršta sa istom tom varijablom dobijenom drugim metodom. Njih sa svake strane glavne dijagonale ima za jedan manje od broja metoda merenja uključenih u analizu. Na Slici 1 te dijagonale su obeležene strelicom ispod koje stoji oznaka MOHM (od monoosobinske-heterometodske).
- Heteroosobinske-monometodske korelacije zauzimaju kvadrate uz glavnu dijagonalu, ali bez glavne dijagonale, zapravo trouglove sa svake strane glavne dijagonale. Ovi trouglovi počinju kod prve varijable u okviru svakog metoda, a završavaju se kod poslednje u okviru tog metoda. To su korelacije mera različitih konstrukata dobijene istom metodom. Na Slici 1 obeleženi su sa HOMM (heteroosobinske-monometodske).
- Heteroosobinske-heterometodske korelacije zauzimaju sva ostala polja. Na Slici 1, obeleženi su sa HOHM (heteroosobinske-heterometodske).

Okvirni raspored ovih blokova u MOMM matrici prikazan je na Slici 1.



**Slika 1.** Okvirni raspored blokova korelacija na MOMM matrici

Nakon podele MOMM matrice na blokove, pristupa se pravljenju rezimea MOMM matrice. Prvo, potrebno je za svaku meru svakog konstrukta izračunati medijanu korelacija, minimalnu i maksimalnu korelaciju iz svakog od tri bloka korelacija. Kada broj korelacija u bloku ne omogućava računanje srednje korelacije, npr. jer ima samo dve korelacije u bloku za datu meru, onda se računaju samo minimalna i maksimalna korelacija. Ovde treba naglasiti da se kod računanja minimalne i maksimalne korelacije uzimaju numeričke vrednosti korelacija onakve kakve su, a ne apsolutne vrednosti korelacija. Ovo znači da je npr. korelacija od -.3 manja od korelacija od .2. Rezime MOMM matrice sadrži tri grupe kolona koje se obično naslovljavaju kao Validnost, Metod i Greška, a svaka od te tri grupe kolona sastoji se od po tri kolone, dakle ukupno 9. Broj redova u rezimeu MOMM matrice jednak je ukupnom broju mera (broj predmeta merenja x broj načina merenja). U kolone koje spadaju u kategoriju Validnosti upisuju se medijane, minimumi i maksimumi korelacija za svaku meru koje su dobijene iz monoosobinskih-heterometodskih blokova. U kolone koje spadaju u kategoriju Metoda upisuju se korelacije dobijene iz heteroosobinskih-monometodskih blokova, i u kolone koje spadaju u kategoriju Greške se upisuju korelacije dobijene iz heteroosobinskih-heterometodskih blokova.

Pored ovoga, računaju se mere sličnosti struktura korelacija u monometodskim blokovima, kao i mere sličnosti struktura korelacija u monometodskim i analognih korelacija u heterometodskim blokovima. Jedna od mera sličnosti je Kendallov  $W$  koeficijent slaganja između nizova. Analogne korelacije iz monometodskih i heterometodskih blokova treba da se pretvore u onoliko nizova između koliko blokova se računa sličnost. Kod računanja sličnosti struktura korelacija u monometodskim blokovima, uparuje se korelacija mera dva predmeta merenja dobijenih jednom metodom, sa korelacijama mera istih tih predmeta merenja dobijenih drugom metodom, i tako za svaki par mera u monometodskim blokovima. Kod računanja sličnosti struktura korelacija u monometodskim i heterometodskim blokovima, uparuju se korelacije između dva predmeta merenja u monometodskom bloku, sa korelacijama između tih istih predmeta merenja (ali izmerenih različitim metodama) u heterometodskom bloku.

Nakon ovoga, pristupa se zaključivanju o konvergentnoj i diskriminativnoj valjanosti ispitivanih mera na sledeći način:

- Konvergentna valjanost – pretpostavka je da će korelacije između istih mera, dobijenih na različite načine, biti supstantivne i statistički značajne. Da bi ovo bilo ispunjeno, potrebno je da monoosobinske-heterometodske korelacije budu supstantivne i statistički značajne.
- Diskriminativna valjanost – da bi mogli da kažemo da su mere valjane i na ovaj način, potrebno je da:
  - Korelacije mera istih konstrukata dobijene na različite načine moraju biti više od korelacija mera različitih konstrukata dobijenih na različite načine. Monoosobinske-heterometodske korelacije moraju biti više od heteroosobinski-heterometodskih korelacija, odnosno korelacije validnosti moraju biti više od korelacija grešaka.
  - Korelacije mera istih konstrukata dobijene na različite načine moraju biti više od korelacija mera različitih konstrukata dobijenih na isti način. Drugim rečima – monoosobinske-heterometodske korelacije moraju biti više i od heteroosobinskih-monometodskih korelacija, odnosno korelacije validnosti moraju biti više od korelacija metoda.
  - Takozvana varijansa metoda mora biti nulta ili minimalna – ovaj kriterijum nalaže da korelacije između različitih mera dobijenih istim metodom moraju biti iste ili ne mnogo više od korelacija različitih mera dobijenih različitim metodama. To znači da heteroosobinske-monometodske korelacije ne treba da budu više od heteroosobinskih-heterometodskih korelacija, odnosno da korelacije metoda ne treba da budu više od korelacija greške.
  - Pored toga, strukture korelacija unutar monometodskih blokova moraju biti što sličnije i/ili strukture korelacija u monometodskim i hetero-

metodskim blokovima moraju biti slične. Što su ove strukture korelacija sličnije, to je varijansa metoda manja (Campbell & Fiske, 1959). Prvi deo ovog uslova govori o efektu metoda na visine korelacija, a drugi na strukture korelacija.

Pošto se u svakoj od tri grupe korelacija koje treba porediti – validnosti, metodu i grešci mogu nalaziti i po tri različite korelacije, pitanje koje se postavlja je koju korelaciju porediti sa kojom. Kada je u pitanju konvergentna validnost, uslov da se određena mera na uzorku može smatrati konvergentno validnom je da ima statistički značajne i što više korelacije sa drugim merama istog konstrukta. U najstrožoj situaciji, to znači da čak i najniža korelacija validnosti treba da bude supstantivna i statistički značajni. Međutim, pod izvesnim uslovima konvergentna validnost se može konstatovati i ako je medijana korelacija validnosti statistički značajna i supstantivna.

Kada je diskriminativna validnost u pitanju, prva dva uslova su ispunjena u najvećoj meri ako je minimum validnosti veći od maksimuma greške, odnosno metoda. Ako ovaj uslov nije ispunjen, onda treba porediti minimum validnosti sa medijanom greške, odnosno metoda. U krajnjoj, odnosno najblažoj varijanti, treba porediti medijanu validnosti sa medijanom greške.

Što se trećeg uslova za diskriminativnu validnost tiče prvi deo tog uslova je ispunjen ako se medijane metoda i greške ne razlikuju. Drugi deo uslova je ispunjen ako je mera slaganja između struktura korelacija u poređenim blokovima visoka – npr. viša od .9 ili .8.

## Holandova teorija profesionalnih interesovanja

Verovatno najpoznatiju tipološki teoriju profesionalnih interesovanja dao je Holland (Holland, 1959, 1976, 1994). Prema njegovom shvatanju, postoji šest tipova profesionalnih interesovanja:

- R (realistični) – baratanje materijalnim stvarima kao što su popravlanje ili kontruisanje raznih mašina, rad sa njima, sve vrste poslova koji uključuju baratanje objektima, rešavanje mehaničkih problema;
- I (istraživački) - rešavanje problema korišćenjem matematičkih i naučnih postupaka;
- A (umetnički) – poslovi koji zahtevaju kreativnost i ličnu ekspresiju;
- S (socijalni) – rad sa ljudima sa ciljem pružanja pomoći u vezi ličnih ili profesionalnih problema, podučavanje drugih i sve druge aktivnosti kod kojih je fokus na uzajamno razumevanje i pozitivne odnose sa drugim ljudima;

- E (preduzetnički) – poslovi u kojima se upravlja drugima ili se drugi ubeđuju u nešto zbog postizanja određenih ličnih ili organizacionih ciljeva;
- C (konvencionalni) – poslovi koji zahtevaju organizaciju i planiranje, vođenje knjiga, dokumenata i ostali "papirološki" poslovi.

Ovi tipovi interesovanja se u literaturi često navode skraćeno kao RIASEC tipovi interesovanja. Prema Holandu, odnos između RIASEC tipova može se opisati modelom kružnog redosleda ili cirkularnim modelom – tipovi su pozicionirani duž ivica kružnice u jednakim razmacima i grade poznati Holandov heksagon. Prostorna udaljenost na kružnici implicira njihovu sličnost, pa su bliži interesi međusobno sličniji. Postoje tri nivoa sličnosti interesovanja. Najbliži su susjedni tipovi interesovanja - npr. R i I, ili A i S, ili I i A... Manje su slični preskočni tipovi, odn. tipovi koje na kružnici razdvaja neki drugi tip koji se nalazi između njih, npr. R i A, I i S, C i I... Najmanje su slična suprotna interesovanja, npr. R i S, I i E, C i A... Korelacije među susjednim tipovima će biti veće nego među preskočnim, a ove će biti veće nego među suprotnim. U kasnijim varijantama, ovi odnosi su specificirani tako da je pretpostavljeno da je odnos između tipova cirkumpleksan. Cirkumpleks je specijalni slučaj radexa, što je koncept koji je predložio Gutman (Guttman, 1954). Cirkumpleks je svaki set varijabli koji, kada se predstavi kao skup vektora u  $n$ -dimenzionalnom prostoru, formira kružni oblik. Kada skup varijabli gradi cirkumpleks, onda matrica njihovih korelacija ima tzv. kružnu strukturu, odnosno korelacije susjednih varijabli u modelu su velike, a opadaju sa udaljavanjem.

Holandov heksagon je dvodimenzionalan, u smislu da se radi o šestouglu koji je dvodimenzionalna geometrijska figura. Značenje te dve dimenzije koje stoje u osnovi ovog heksagona prvi je specificirao Predidžer (Prediger, 1982, 1998; Prediger & Swaney, 2004), nazvavši ih rad sa ljudima - rad sa stvarima i rad sa idejama - rad sa podacima. Prva od ove dve dimenzije postavljena je tako da prolazi kroz R i S tipove, dok druga dimenzija prolazi između I i A i C i E, i stoji pod pravim uglom u odnosu na prvu dimenziju. Pored Predidžerovog, poznata su još dva rešenja imenovanja ovih dimenzija koja predstavljaju rotacije Predidžerovog. Hogan (Hogan, 1983, prema Rounds & Tracey, 1993) je predložio rešenje u kome su Predidžerove ose zarotirane za 30 stepeni tako da jedna od njih prolazi kroz tipove A i C, i te dve ose je nazvao konformizam i socijabilnost. Konformizam prolazi kroz A i C. Autor ovog rešenja je pretpostavljao da ove dve dimenzije odgovaraju dimenzijama modela Velikih pet. Rounds i Trejsi (Rounds & Tracey, 1993) su rotirali Predidžerove dimenzije za 60 stepeni i dobili dve neimenovane dimenzije od kojih jedna prolazi kroz I i E, a druga je na nju upravna.

Holandov model je do sada bio predmet velikog broja istraživanja (Darcy, 2005; Einarsdóttir, Rounds, Ægisdóttir, & Gerstein, 2002; Hedrih, 2008; Hedrih i Šverko, 2007; Tak, 2004; Tracey & Rounds, 1993, 1996; Šverko & Babarović, 2006;



Šverko i Hedrih, 2010) i značajan broj istraživanja je potvrdio da Holandov model ispunjava uslove da se može smatrati cirkumpleksnim (Fouad, Cudeck, & Hansen, 1984; Glidden-Tracey & Parraga, 1996; Hedrih, 2008; Hogan, 1983, prema Tracey & Rounds, 1993; Šverko i Hedrih, 2010).

Karakteristično za instrumente namenjene merenju Holandovih tipova profesionalnih interesovanja je to da uglavnom koriste multimetodski pristup psihološkom merenju. Holandov izvorni instrument za merenje izraženosti ovih tipova interesovanja – Self Directed Search (Holland, 1994) koristi ovaj pristup, tako što se svaki tip interesovanja meri preko pet različitih vrste stavki koje su takve da se iz svakog tipa stavki može dobiti nezavisna mera svakog od tipova. Te vrste stavki su stavke o preferencijama za aktivnosti, preferencijama za zanimanja i samoprocenama kompetencija za aktivnosti, kao i dve vrste stavki kojima se traže od ispitanika globalne samoprocene o veštinama odnosno sposobnostima u odgovarajućim oblastima. Konačna mera svakog od tipova dobija se kao linearna kombinacija mera dobijenih preko svakog od tipova stavki. Istu doktrinu sledi i Personal Globe Inventory (PGI: Tracey, 2002) koji je korišćen u ovom istraživanju. Ovaj instrument meri tipove i dimenzije sferičnog modela profesionalnih interesovanja (Tracey, 2002), ali kako sferični model zapravo predstavlja uopšteniju verziju modela interesovanja koja uključuje i Holandov model, iz ovog instrumenta se mogu dobiti i mere Holandovih tipova sa kojima ovde radimo.

Psihometrijska svojstva inventara PGI inicijalno su ispitana na uzorku od 375 učenika srednjih škola i 1006 studenata iz SAD (Tracey, 2002). Srednjoškolski uzorak je bio relativno polno izbalansiran, dok su u uzorku studenata oko 60% ispitanika činile osobe ženskog pola. Većina ispitanika (66%) su bili amerikanci evropskog porekla, oko 15% su činili afroamerikanci, te po 9% latinoamerikanci i amerikanci azijskog porekla. Ostale grupe bile su prisutne u zanemarljivim procentima. Za potrebe računanja mera psihometrijskih karakteristika, iz ovog uzorka su izvlačeni slučajni uzorci od po 300 studenata i po 200 učenika srednjih škola, balansirani po polu i takvi da reprodukuju etničku strukturu celog uzorka. Istraživanje je pokazalo da skale inventara PGI imaju dobru pouzdanost, te da struktura odnosa između mera ne odstupa značajno od predviđanja sferičnog modela. Interesantno je da su, radi validacije RIASEC mera koje daje PGI, ispitanicima ovom prilikom zadavana i dva "holandovska" inventara profesionalnih interesovanja – Strong Interest Inventory (SII: Harmon, Hansen, Borgen, & Hammer, 1994) i Skills Confidence Inventory (SCI: Betz, Borgen, & Harmon, 1996). U regionu jugoistočne Evrope proveru adekvatnosti pretpostavki sferičnog, pa samim tim i Holandovog modela profesionalnih interesovanja, kao i psihometrijskih svojstava PGI inventara sprovedli su Šverko (Šverko, 2008; Šverko i Hedrih, 2010) u Hrvatskoj, Hedrih (Hedrih, 2008; Šverko i Hedrih, 2010) u Srbiji, i Hedrih i saradnici (neobjavljeni rezultati) u Makedoniji i Bugarskoj. Rezultati su potvrdili adekvatnost pretpostavki oba modela na ovim uzorcima,



kao i dobre psihometrijske karakteristike mera Holandovih tipova na svim ovim uzorcima.

Cilj ovog istraživanja je bio da se primenom analize multiosobinske-multimetodske matrice ispita konvergentna i diskriminativna validnost mera Holandovih tipova profesionalnih interesovanja dobijenih makedonskom verzijom PGI-a na uzorku studenata iz republike Makedonije.

## Metod

### *Uzorak*

Uzorak je činilo 737 studenata različitih fakulteta i univerziteta iz Republike Makedonije, od čega je 167 ispitanika muškog, a 570 ženskog pola. U istraživanju su učestvovali studenti anglistike, umetnosti (art i dizajn), astronomije, biologije, defektologije, modnog dizajna, grafičkog dizajna, menadžmenta, fizike, medicinske fizike, fiziološke biohemije, hemije, geografije, grafičkog dizajna, informatike, softverskog inženjerstva, italijanskog jezika, matematike, marketing menadžmenta, mirovnih i odbrambenih studija, molekularne biologije, muzike, pedagogije, odeljenske nastave (Pedagoški fakultet), predškolske nastave (Pedagoški fakultet), psihologije, socijalnog rada, političkih nauka, sociologije, solo pevanja, ekonomije i stomatologije. Ispitanici su popunjavali papir i olovka formu makedonske verzije PGI inventara. Ispitanici su ispitivani tokom redovne nastave, gde su od nastavnika odnosno saradnika koji im izvode nastavu zamoljeni da učestvuju u istraživanju.

### *Instrumenti*

Za procenu profesionalnih interesovanja korišćena je makedonska verzija Personal Globe Inventory (PGI: Tracey, 2002). Ova verzija dobijena je postupkom povratnog prevođa iz srpske verzije, i kao i u srpskoj i hrvatskoj verziji ovog inventara i ovde su dve ajtema zamenjena u odnosu na izvornu američku verziju (Hedrih, 2008; Šverko, 2008). Inventar se sastoji od ukupno 113 + 108 ajtema. Prvih 113 ajtema predstavlja različite aktivnosti. Ispitanik je u vezi svakog ajtema upitan o preferencijama za aktivnost navedenu u ajtemu, kao i da izvrši samoprocenu kompetentnosti za njeno obavljanje. Drugih 108 ajtema predstavlja različita zanimanja, a od ispitanika se zahteva da navedu preferencije za svako od njih. Sa izuzetkom zadnjih pet od 113 ajtema iz oblasti aktivnosti, koji predstavljaju zahteve za samoevaluaciju preferencija, odnosno kompetencija za

obavljanje globalnih tipova aktivnosti, svaka od ostalih 108 aktivnosti predstavljena je odgovarajućim zanimanjem u setu ajtema sa zanimanjima. Kao rezultat, može dati mere na osmotipskom ili osamnaestotipskom Trejsijevom modelu, šestotipskom Holandovom, kao i na tri bipolarne dimenzije – Predidžerove dve + prestiž. Osmotipski Trejsijev model obuhvata osam tipova sa nivoa Holandove ravni, dok osamnaestotipski obuhvata tipove interesovanja raspoređene po celoj sferi. Pošto se radi o klasifikacijama – tipologijama koje su izvedene jedna iz druge i kompatibilne su, ove mere se dobijaju iz istih podataka različitim načinom računanja. U ovom radu biće korišćene mere Holandove tipologije koje daje ovaj inventar.

## **Varijable**

Mere Holandovih RIASEC tipova profesionalnih interesovanja – 6 varijabli:

- Realni tip (R),
- Istraživački (I),
- Umetnički (A),
- Socijalni – društveni (S),
- Preduzetnički (E), i
- Konvencionalni (C) tip.

Mere svakog od ovih tipova biće dobijene na tri načina:

- Iz stavki koje se odnose na preferenciju aktivnosti,
- Iz stavki koje se odnose na samoprocenu kompetencije za aktivnosti,
- Iz stavki koje se odnose na preferencije zanimanja.

Na ovaj način u obradi će biti korišćeno ukupno 18 varijabli, odnosno po tri mere svakog od navedenih šest tipova profesionalnih interesovanja.

## **Rezultati**

Korelacije između mera RIASEC tipova izračunatih posebno iz svakog tipa stavki, odnosno MOMM matrica, date su u sledećoj tabeli, a za njom sledi tabela sa prikazom rezimea MOMM matrice, prema napred opisanoj metodologiji.

**Tabela 1.**  
*MOMM matrica Holandovih RIASEC tipova*

	Preferencije aktivnosti						Kompetencije za aktivnosti						Preferencije zanimanja						
	R	I	A	S	E	C	R	I	A	S	E	C	R	I	A	S	E	C	
	<b>Preferencije aktivnosti</b>	R	I	A	S	E	C	R	I	A	S	E	C	R	I	A	S	E	C
R	-																		
I	<u>.45</u>	-																	
A	<u>.26</u>	<u>.60</u>	-																
S	<u>.14</u>	<u>.40</u>	<u>.48</u>	-															
E	<u>.37</u>	<u>.25</u>	<u>.26</u>	<u>.62</u>	-														
C	<u>.64</u>	<u>.30</u>	<u>.14</u>	<u>.20</u>	<u>.54</u>	-													
<b>Kompetencije za aktivnosti</b>	R	I	A	S	E	C	R	I	A	S	E	C	R	I	A	S	E	C	
R	<b>.72</b>	.32	.15	.03	.19	.44	-												
I	.30	<b>.76</b>	.44	.25	.11	.14	<u>.48</u>	-											
A	.16	.41	<b>.69</b>	.32	.14	.05	<u>.32</u>	<u>.56</u>	-										
S	.09	.34	.39	<b>.71</b>	.43	.11	<u>.21</u>	<u>.44</u>	<u>.47</u>	-									
E	.24	.26	.24	.39	<b>.63</b>	.33	<u>.39</u>	<u>.37</u>	<u>.30</u>	<u>.66</u>	-								
C	.38	.18	.09	.04	.23	<b>.48</b>	<u>.50</u>	<u>.29</u>	<u>.13</u>	<u>.22</u>	<u>.39</u>	-							
<b>Preferencije zanimanja</b>	R	I	A	S	E	C	R	I	A	S	E	C	R	I	A	S	E	C	
R	<b>.54</b>	.37	.19	.06	.13	.35	<b>.43</b>	.31	.17	.05	.11	.24	-						
I	.37	<b>.60</b>	.43	.28	.18	.18	.24	<b>.49</b>	.32	.24	.17	.11	<u>.60</u>	-					
A	.16	.44	<b>.71</b>	.35	.14	.01	.13	.37	<b>.61</b>	.33	.20	.01	<u>.31</u>	<u>.55</u>	-				
S	.09	.26	.34	<b>.65</b>	.48	.15	.08	.20	.25	<b>.54</b>	.35	.07	<u>.17</u>	<u>.40</u>	<u>.39</u>	-			
E	.23	.05	.07	.33	<b>.62</b>	.42	.13	-.03	.03	.23	<b>.42</b>	.20	<u>.22</u>	<u>.19</u>	<u>.13</u>	<u>.56</u>	-		
C	.55	.16	.05	.05	.34	<b>.58</b>	.45	.10	.06	.04	.27	<b>.36</b>	<u>.65</u>	<u>.33</u>	<u>.12</u>	<u>.21</u>	<u>.58</u>	-	

Legenda: Boldovane korelacije – monoosobinske-heterometodske, podvučene – heterosobinske-monometodske, ostale korelacije – heterosobinske-heterometodske

**Tabela 2.**  
*Rezime analize MOMM matrice za RIASEC tipove*

Vrsta stavki	Skala	Validnost		Metod			Greška		
		Niža	Viša	Medijana	Min	Max	Medijana	Min	Max
Preferencije aktivnosti	R	.54	.72	.37	.14	.64	.24	.09	.55
	I	.60	.76	.40	.25	.60	.29	.05	.44
	A	.69	.71	.26	.14	.60	.22	.05	.44
	S	.71	.65	.40	.14	.62	.27	.03	.39
	E	.62	.63	.37	.25	.62	.19	.11	.48
	C	.48	.58	.30	.14	.64	.17	.01	.44

Kompetencije za aktivnosti	R	.43	.72	.39	.21	.50	.17	.03	.45
	I	.49	.76	.44	.29	.56	.23	-.03	.44
	A	.61	.69	.32	.13	.56	.17	.03	.41
	S	.54	.71	.44	.21	.66	.24	.04	.43
	E	.42	.63	.39	.30	.66	.25	.11	.39
	C	.36	.48	.29	.13	.50	.15	.01	.38
Preferencije zanimanja	R	.43	.54	.31	.17	.65	.18	.05	.37
	I	.49	.60	.40	.19	.60	.24	.11	.43
	A	.61	.71	.31	.12	.55	.18	.01	.44
	S	.54	.65	.39	.17	.56	.23	.07	.48
	E	.42	.62	.22	.13	.58	.17	-.03	.42
	C	.36	.58	.33	.12	.65	.13	.04	.55

Napomena: Sve korelacije veće od .07 su statistički značajne na nivou  $p < .05$ .

Kendalovi W koeficijenti slaganja struktura korelacija su sledeći:

- Monometodski blokovi međusobno – .92
- Monometodski blok preferencija za aktivnosti sa heterometodskim blokovima u koje su uključene preferencije za aktivnosti – .88
- Monometodski blok kompetencija za aktivnosti sa heterometodskim blokovima u koje su uključene kompetencije za aktivnosti – .91
- Monometodski blok preferencija zanimanja sa heterometodskim blokovima u koje su uključene preferencije za zanimanja – .89

## Diskusija

Iz rezultata možemo zaključiti da je uslov za konvergentnu validnost ispunjen – sve monoosobinske-heterometodske korelacije su statistički značajne, a po intenzitetu su srednje ili visoke. Najniža monoosobinska-heterometodska korelacija je .36. To je korelacija konvencionalnog – C tip interesovanja merenog preko preferencija za zanimanja i preko kompetencija za aktivnosti.

Kada je u pitanju prvi uslov za diskriminativnu validnost, u blažoj formi, on je ispunjen kod svih ispitivanih mera – niže korelacije validnosti su svuda više od srednjih korelacija greške. Kada se posmatra stroža forma ovog uslova, odnosno zahtev da minimumi validnosti budu veći od maksimuma greške, možemo kon-

statovati da nju ne zadovoljavaju mere R tipa interesovanja, dobijene preko preferencija aktivnosti i kompetencija za aktivnosti, kao i mere C tipa interesovanja, dobijene preko kompetencija za aktivnosti i preferencija za zanimanja. Ovaj podatak ne ide u prilog diskriminativne validnosti testa, ali tu treba imati u vidu da su te korelacije svuda između date crte i njoj susednog tipa, koji je i teorijski njoj najbliži (Tracey, 2002). Imajući u vidu pretpostavljenu cirkumpleksnu strukturu odnosa između ispitivanih mera, javljanje ovakvih odstupanja se u izvesnoj meri i moglo očekivati.

Kada je u pitanju drugi uslov za diskriminativnu validnost, u blažoj varijanti, koja zahteva da je minimum validnosti viši od medijane metoda, i njega ispunjavaju sve ispitivane mere. Kada se posmatra stroža varijanta ovog uslova, može se konstatovati da njega ne zadovoljava 14 od 18 ispitivanih mera, ali ovo neslaganje je uglavnom opet posledica korelacija između susednih tipova interesovanja.

Konačno, kada je u pitanju treći uslov za diskriminativnu validnost, iz podataka se vidi da je on ispunjen kada je u pitanju struktura korelacija – Kendalovi W koeficijenti slaganja ukazuju na relativno visok nivo sličnosti struktura korelacija između mera u monometodskim i heterometodskim blokovima, kao i u monometodskim blokovima međusobno. S druge strane, kada je u pitanju intenzitet korelacija, vidimo da su sve medijane monometodskih korelacija više od njima odgovarajućih korelacija dobijenih iz heteroosobinskih-heterometodskih blokova, odnosno da su sve srednje korelacije metoda više od njima odgovarajućih korelacija greške. Ovo pokazuje da kod ispitivanih mera postoji izražen efekat metoda, koji dovodi do povećanja korelacija između mera različitih tipova interesovanja koje su dobijene istom metodom. Ako se ponovo pogleda drugi uslov za diskriminativnu validnost, u svetlu ovih podataka o efektu metoda, može se pretpostaviti da je postojanje ovakvog efekta metoda zapravo razlog za niži stepen ispunjenosti i ovog uslova.

Predstavljeni podaci pokazuju da se ispitivane mere na prikazanom uzorku mogu smatrati konvergentno validnim. Podaci u bitnoj meri govore i u prilog diskriminativnoj validnosti ispitivanih mera. Nju jedino narušava postojanje efekta metoda, koji se manifestuje kroz povišenje korelacija između mera dobijenih istom metodom, ali ne utiče bitnije na strukturu korelacija između mera.

## Literatura

Betz, N. E., Borgen, F. H., & Harmon, L. W. (1996). *Skills Confidence Inventory*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.

- Campbell, D. T., & Fiske, D. W. (1959). Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 56, 81-105.
- Darcy, M. (2005). Examination of the structure of Irish students' vocational interests and competence perceptions. *Journal of Vocational Behavior*, 67, 321-333.
- Einarsdóttir, S., Rounds, J., Ægisdóttir, S., & Gerstein, L. H. (2002). The Structure of Vocational Interests in Iceland: Examining Holland's and Gati's RIASEC Models. *European Journal of Psychological Assessment*, 18, 85-95.
- Fouad, N. A., Cudeck, R., & Hansen, J. C. (1984). Convergent validity of the Spanish and English forms of the Strong-Campbell Interest Inventory for bilingual Hispanic high school students. *Journal of Counseling Psychology*, 31, 339-348.
- Glidden-Tracey, C., & Parraga, M. (1996). Assessing the Structure of Vocational Interests among Bolivian University Students. *Journal of Vocational Behavior*, 48, 96-106.
- Guttman, L. R. (1954). A new approach to factor analysis: The radex. In P. Lazarsfeld (Ed.), *Mathematical thinking in the social sciences* (pp. 258-348). New York: Columbia Univ. Press.
- Harmon, L. W., Hansen, J. C., Borgen, F. H., & Hammer, A. L. (1994). *Strong Interest Inventory*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Hedrih, V. (2008). Structure of vocational interests in Serbia: Evaluation of the spherical model. *Journal of Vocational Behavior*, 73(1), 13-23.
- Hedrih, V. i Šverko, I. (2007). Holandov model RIASEC profesionalnih interesa u Hrvatskoj i Srbiji, *Psihologija*, 40(2), 227-244.
- Holland, J. L. (1959). A theory of vocational choice. *Journal of Counseling Psychology*, 6(1), 34-45. Reprinted In: H. J. Peters, & J. C. Hansen (Eds.) (1966). *Vocational guidance and Career Development*. New York: The Macmillan Company.
- Holland, J. L. (1976). Vocational preferences. In D. M. Dunette (Ed.), *Handbook of Industrial and Organizational Psychology* (pp.521-570). Chicago: Rand McNally College Publishing Company.
- Holland, J. L. (1994). *Self-directed Search: Assessment Booklet, A Guide to Educational and Career Planning*. Odessa: Psychological Assessment Resources, Inc.
- Prediger, D. J. (1982). Dimensions underlying Holland's hexagon: Missing link between interests and occupations? *Journal of Vocational Behavior*, 21, 259-287.
- Prediger, D. J. (1998). Is interest profile level relevant to career counseling? *Journal of Counseling Psychology* 45, 204-211.

- Prediger, D., & Swaney, K. (2004). Work Task Dimensions Underlying the World of Work: Research Results for Diverse Occupational Databases. *Journal of Career Assessment*, 12, 440-459.
- Rounds, J., & Tracey, T. (1993). Prediger's Dimensional Representation of Holland's RIASEC Circumplex. *Journal of Applied Psychology*, 78, 875-890.
- Savickas, M., Taber, B., & Spokane, A. (2002). Convergent and discriminant validity of five interest inventories. *Journal of Vocational Behavior*, 61, 139-184.
- Šverko, I. (2008). Spherical model of interests in Croatia. *Journal of Vocational Behavior*, 72, 14-24.
- Šverko, I., & Babarović, T. (2006). The validity of Holland's theory in Croatia. *Journal of Career Assessment*, 14, 490-507.
- Šverko, I. i Hedrih, V. (2010). Evaluacija sfernog i heksagonalnog modela u hrvatskim i srpskim uzorcima. *Suvremena psihologija*, 13(1), 47-62.
- Tak, J. (2004). Structure of Vocational Interests for Korean College Students. *Journal of Career Assessment*, 12, 298-311.
- Tracey, T. (2002). Personal Globe Inventory: Measurement of the Spherical Model of Interests and Competence Beliefs. *Journal of Vocational Behavior*, 60, 113-172.
- Tracey, T., & Rounds, J. (1993). Prediger's Dimensional Representation of Holland's RIASEC Circumplex. *Journal of Applied Psychology*, 78, 875-890.
- Tracey, T., & Rounds, J. (1996). The Spherical Representation of Vocational Interests. *Journal of Vocational Behavior*, 48, 3-41.



**Vladimir Hedrih**

Department of  
Pscychology,  
Faculty of Philosophy,  
University of Niš

**ESTIMATION OF CONVERGENT AND  
DISCRIMINANT VALIDATION  
BY THE MULTITRAIT-MULTIMETHOD  
MATRIX: EXAMPLE OF PERSONAL  
GLOBE INVENTORY ON  
MACEDONIAN SAMPLE****Abstract**

The goal of the paper is to demonstrate the procedure of evaluating convergent and discriminant validity of a set of measures by analyzing the multitrait-multimethod matrix on the example of the six Holland types of vocational interests (RIASEC) measured by using the Personal Globe Inventory (PGI). For this purpose 737 students of various universities from the Republic of Macedonia (FYROM) were asked to complete the macedonian version of the PGI. PGI follows the multimethod approach to measuring psychological constructs. It measures each of the six Holland's vocational interests types in three separate ways – by using activity preference items, competence assessment items and vocational preference items. In this way it provides a total of 18 measures (6 x 3) for the six Holland's vocational interest types. After MTMM analysis was conducted, the results showed that the obtained measures may be considered to possess convergent validity on the examined sample. Relative to discriminant validity, all measures fulfilled the less restrictive requirements for this type of validity, but not the more restrictive ones. Results showed the existence of a pronounced method effect, that resulted in increased intensity of correlations between measures obtained by using the same method of measurement, but without any significant effect on the structure of correlations between vocational interest type measures. The procedure for conducting the analysis of the multitrait-multimethod matrix was described in the text.

**Keywords:** MTMM analysis, multritrait-multimethod matrix, PGI, Holland, Macedonia