

**Vladimir Takšić<sup>1</sup>,  
Sanja Bradić i  
Valnea Žauhar**

Odsjek za psihologiju,  
Filozofski fakultet,  
Univerzitet u Rijeci

## PRIKAZ METODA ZA PROCJENU KROSKULTURALNE EKVIVALENTNOSTI NA PRIMJERU UPITNIKA EMOCIONALNE KOMPETENTNOSTI

U radu su prikazane neke od najčešće korištenih statističkih tehnika provjere kroskulturalnih razlika i sličnosti, odnosno ekvivalentnosti mjernih instrumenata.

Uzorak je činilo 4327 studenta (3045 ženskog i 1282 muškog spola) iz 11 zemalja s četiri kontinenta: Hrvatske, Finske, Švedske, Slovenije, Španjolske, Srbije, Japana, Kine, Indije, Argentine i Sjedinjenih Američkih Država. Kao mjera emocionalne inteligencije kroz samoprocjenu korišten je Upitnik emocionalne kompetentnosti (UEK-45), konstruiran po modelu Mayera i Saloveya, a sadrži tri supskale koje procjenjuju sposobnosti uočavanja i razumijevanja emocija, izražavanja i imenovanja emocija te upravljanje emocijama.

Tako je eksploratornom faktorskom analizom potvrđena trodimenzionalnost Upitnika, pri čemu je postojnost dvaju faktora (Uočavanje i razumijevanje, kao i Izražavanje i imenovanje emocija) neupitna kroz različite provjere, dok je dimenzija Upravljanje i regulacija emocija pokazala značajne varijacije u nekima od kultura. Najsnažniji efekt kulturalnog konteksta (eta-koeficijent) se pojavio kao posljedica specifičnosti odgovora u uzorku japanskih studenata, jer se oni značajno razlikuju u prosječnim vrijednostima od „ostatka Svijeta” kao i po faktorskoj strukturi koja je provjerena koeficijentima kongruencije i različitim indeksima slaganja (*AGFI*, *CFI*, *NNFI*) i pogreške (*RMSSR*) u konfirmatornoj faktorskoj analizi. U rezultatima studenata deset ostalih zemalja pokazala se puno veća sličnost, negoli razlika u različitim statističkim pokazateljima.

**Ključne riječi:** kroskulturalna psihologija, Upitnik emocionalne kompetentnosti (UEK), eta-koeficijent, konfirmatorna faktorska analiza

<sup>1</sup> Adresa autora:  
vtaksic@ffri.hr

Primljeno: 15. 01. 2013.

Primljena korekcija:

15. 02. 2013.

Prihvaćeno za štampu:

18. 02. 2013.

## Uvod

Područje kroskulturalne psihologije obuhvaća znanstvena istraživanja raznolikosti ljudskog ponašanja uzimajući u obzir načine na koje je ponašanje određeno kulturalnim kontekstom (Berry, Poortinga, Segall, & Dasen, 2002). Ovakvo ishodište određuje dva središnja pitanja kroskulturalne psihologije: prvo, kako opisati različitost ljudskog ponašanja u svijetu i drugo, kako povezati individualna ponašanja sa kulturalnim okruženjem u kojem se ono odvija.

U svojim počecima kroskulturalna psihologija se najčešće bavila utvrđivanjem razlika mjerenja, a kasnije se fokus istraživača sve više širio na potrebu nalaženja objašnjenja dobivenih razlika (ili sličnosti). Vrlo se brzo došlo do zaključka da bi za utvrđivanje razlika među kulturama trebalo imati instrumente koji mjere isti predmet mjerenja u svim kulturama. Međutim, kako navodi najveći autoritet u području kroskulturalne metodologije Fons van de Vijver (Fons van de Vijver, 2011), o tom se problemu daleko više govorilo i naglašavalo ga zadnjih 70 godina, nego što su se istraživači usudili uhvatiti se u koštac s njime. Jedan od razloga tome je složenost i vrlo veliki broj izvora problema koji se javljaju pri utvrđivanju ekvivalentnosti instrumenata u različitim kulturama. Osim toga, Van de Vijver smatra da je insistiranje na odvajanju valjanih razlika od pogreške (*bias*) bilo pogrešno, jer to što se smatralo pogreškom je zapravo vrlo vrijedan podatak o kulturalno specifičnom aspektu mjerenja.

U teorijskim okvirima kroskulturalne psihologije dominiraju tri perspektive: apsolutizam, relativizam i univerzalizam. Apsolutizam pretpostavlja da su psihološki fenomeni temeljno kvalitativno isti u svim kulturama neovisno o tome u kojoj kulturi ih promatramo, što je u potpunosti različito od relativizma koji pretpostavlja da je ljudsko ponašanje kulturološki uvjetovano. Univerzalizam pak promatra ljudsko ponašanje pretpostavljajući da su temeljni psihološki procesi zajednički svim ljudima, te da kultura utječe na razvoj i manifestaciju psiholoških karakteristika (Berry et al., 2002).

Većina istraživanja kroskulturalne, socijalne i psihologije ličnosti se uglavnom temelji na usporedbi aritmetičkih sredina skupina mjera samoprocjene stavova, osobina i vrijednosti (Heine, Lehman, Peng, & Greenholtz, 2002), što otvara pitanje valjanosti ovakvih procjena. Usporedbe rezultata iz različitih kultura otvaraju brojne metodološke dileme poput onih jesu li razlike u samoprocjenama uzrokovane različitim obrascima odgovaranja ili načinima procjenjivanja tvrdnji ispitanika. Moguće je da članovi nekih kultura budu unaprijed bolje upoznati s načinom odgovaranja na tvrdnje od ostalih članova iste kulture. Također, tehnike prijevoda mogu dovesti do različitih aritmetičkih sredina, vrijednosti grupa kroz različite države (Brislin, 1970).

Autori poput Peng, Nisbett i Wong (Peng, Nisbett, & Wong, 1997) ističu važnost jasnog definiranja kriterija valjanosti u kroskulturalnim istraživanjima, pretpostavljajući pritom pitanje definicije istraživanog konstrukta, njegove operacionali-

zacije te samog ishoda mjerenja – njegovo značenje za promatrane pojedince kao predstavnike različitih kultura. Iz navedenoga proizlazi središnji metodološki aspekt kroskulturalnih istraživanja, tj. interpretabilnost međugrupnih razlika: mogu li rezultati ispitanika različitih kulturalnih skupina imati jednako značenje. Van de Vijver i Poortinga (Van de Vijver & Poortinga, 1997) ističu kako se prilikom valjane kroskulturalne usporedbe javljaju tri metodološka problema ili pogreške: 1) odstupanje kod određenja konstrukta, 2) odstupanje metode kojom se mjeri određeno ponašanje i 3) odstupanje mjernih čestica. Poteškoće u određivanju valjanosti koje se u kroskulturalnim istraživanjima protežu kroz gotovo sve razine analize – konceptualne, metodološke i sadržajne pokušavaju se riješiti brojnim statističkim postupcima. U potrazi za rješenjima navedenih teškoća i odgovorima na pitanje prirode razlika među kulturama, među prvim pokušajima ispitivanja takvih razlika primjenjivala se analiza varijance, a kasnije i klaster analiza. Međutim za dodatni uvid u strukturalne razlike kultura u novije se vrijeme računaju koeficijenti kongruencije, konfirmatorna faktorska analiza i strukturalno modeliranje, te analiza različitog funkcioniranja čestica (Differential Item Functioning – DIF).

Prvi korak u statističkoj provjeri upitnika primijenjenih u kroskulturalnim istraživanjima najčešće podrazumijeva procjenu faktorske strukture na odabranim česticama kao mjerama određenog konstrukta. Pri tome se pokušava zadovoljiti preduvjet invarijantnosti, tj. pretpostavke mjeri li određeni mjerni instrument pojedini konstrukt jednako u različitim kulturama (Ueltschy, Laroche, Tamilia, & Yannopoulos, 2004). Invarijantnost se odnosi na istovjetnost rezultata prikupljenih primjenom upitnika na različitim skupinama ili procjenama različitih procjenjivača za isti konstrukt (Little, 1997). Kao najčešća metoda procjene invarijantnosti uzima se konfirmatorna faktorska analiza (Confirmatory Factor Analysis – CFA) pomoću koje se odgovara na pitanje koliko faktora i koje manifestne varijable odražavaju pojedine latentne varijable (Nunnally & Bernstein, 1994). Osnovno istraživačko pitanje konfirmatorne faktorske analize ističe jesu li kovarijance i korelacije između varijabli konzistentne sa pretpostavljenom faktorskom strukturom. Ova analiza je korisna za istraživanje faktorske valjanosti višedimenzionalnih upitnika (Beckstead, Yang, & Lengacher, 2008), pretpostavljajući da čestice slijede isti teorijski model u različitim kulturama.

Za razliku od eksploratorne faktorske analize čiji je cilj otkriti i opisati podatke grupirajući povezane varijable, što je česta procedura u ranim fazama istraživanja, konfirmatorna faktorska analiza se koristi u odmaklim fazama istraživanja kada autori testiraju teorije i modele o odnosima i procesima latentnih varijabli (Tabachnik & Fidell, 2007). Primjenom konfirmatorne faktorske analize autori mogu odgovoriti na pitanje jesu li korelacije između varijabli konzistentne s pretpostavljenom faktorskom strukturom, tj. provjerava se postavljenost teorijskog modela. S obzirom na pretpostavljenu strukturu, tijekom konfirmatorne faktorske analize potrebno je testirati nekoliko statističkih pokazatelja odstupanja modela od dobivenih podataka. Među prvim statističkim koracima u provjeri slaganja modela u različitim uzorcima (kulturama), testira se značajnosti  $\chi^2$  pri čemu značajan  $\chi^2$

ukazuje da je struktura kovarijance teorijski pretpostavljenog modela različita od matrice kovarijance dobivenih podataka. Zatim slijedi procjena pokazatelja slaganja među kojima je najpoznatiji *GFI* (goodness-of-fit; Jöreskog & Sörbom, 1993) koji uspoređuje korelacijske i kovarijacijske matrice predviđenog i empirijski opaženog modela, te predstavlja proporciju objašnjene varijance modela, dok je *AGFI* (adjusted-goodness-of-fit; Jöreskog & Sörbom, 1993) korigira zbog različitih stupnjeva slobode. Pokazatelj *NFI* (normed fit indeks; Bentler & Bonnett, 1980) procjenjuje ispitivani model uspoređujući  $\chi^2$  testiranog modela s  $\chi^2$  teorijskog modela pretpostavljajući da su promatrane varijable potpuno nezavisne. Ukoliko su vrijednosti *NFI* statističkog pokazatelja visoke (veće od .95) smatra se da je opaženi model u skladu s pretpostavljenim. Visoke vrijednosti *CFI* (comparative-fit-indeks; Bentler, 1988) pokazatelja (veće od .95) ukazuju na visoko slaganje opaženog i teorijskog modela (Tabachnik & Fidell, 2007). Korjen iz standardiziranih reziduala *RMSR* (root-mean-square residuals) je pokazatelj koliko se varijanca i kovarijanca uzorka razlikuju od odgovarajuće procijenjene varijance predviđenog modela (Steiger & Lind, 1980). Ukoliko je vrijednost ovog pokazatelja manja (.08 i manja) slaganje modela je bolje (Hu & Bentler, 1999).

Primjena konfirmatorne faktorske analize u kroskulturalnom istraživanju poput ovog je opravdana jer omogućava testiranje univerzalnosti strukture konstrukta emocionalne inteligencije u različitim kulturama što je i jedan od aspekata ovog rada.

S obzirom na to da je analiza varijance jedan od najpoznatijih statističkih postupaka korištenih za usporedbu dviju ili više aritmetičkih sredina i testiranje učinka nezavisnih varijabli (Milas, 2005) u istraživanjima kroskulturalne psihologije, korištenjem analize varijance autori mogu odgovoriti na pitanje o statističkoj značajnosti razlika između različitih kultura u stupnju izraženosti promatranih psiholoških konstrukata. Međutim, prilikom interpretacije značajnosti razlika između kultura, nužno je i promatrati veličinu efekta koji se u širem smislu definira kao statistički pokazatelj stupnja u kojem se rezultati dobiveni na uzorku razlikuju od onoga što je određeno nul-hipotezom (Sun, Pan, & Wang, 2010). Brojni pokazatelji veličine efekta mogu se podijeliti u dvije skupine, prvu čine pokazatelji veličine razlika između aritmetičkih sredina grupa poput Cohenovog *d*, Glassovog  $\delta$  i Hedgesovog *g*, dok drugu čine pokazatelji proporcije varijance obuhvaćene korelacijom između varijabli, a prikazuju se kao  $R^2$  i  $\eta^2$  (Sun et al., 2010). Kod istraživanja sa nekoliko velikih uzoraka kod kojih, uvjetovane veličinom uzorka, minimalne razlike mogu postati značajnima, uputno je povrh utvrđivanja značajnosti istraživanih efekata utvrditi i veličine efekata dobivenih analizom varijance. S ciljem utvrđivanja veličine kroskulturalnih razlika među grupama uključenima u istraživanje moguće je izračunati kvadrat eta-koeficijenta ( $\eta^2$ ) koji mjeri proporciju ukupne varijance zavisne varijable koja je povezana s članstvom različitih grupa definiranih nezavisnom varijablom, a određena je omjerom sume kvadrata istraživanog efekta nezavisne varijable i ukupne sume kvadrata ( $\eta^2 = \frac{SS_{\text{između grupa}}}{SS_{\text{ukupno}}}$ ) (Richardson, 2011). Visina eta-koeficijenta kreće se od 0 do 1, a prema granicama koje je odredio Cohen (1988) do .01 se interpretira niskim, a koefici-

jent veličine od .06 do .14 srednjim, dok se onaj iznad .14 smatra velikim efektom. U kontekstu kroskulturalnih istraživanja koeficijent iznad .14 značio bi kako su dobivene značajne razlike među istraživanim kulturama velike.

Nakon utvrđivanja dimenzionalnosti pojedinog konstrukta, statistička metoda koja se može primijeniti na razini analize strukture istraživanog konstrukta u kroskulturalnom kontekstu je usporedba faktora. Usporedba faktora različitih kultura može se provesti metodom povezivanja faktorskih bodova, čime se dobivaju kongruencije među faktorima. Kada su nam poznate matrice faktorske strukture ili matrice obrasca u svim kulturama, koeficijente kongruencije između kultura možemo izračunati na temelju faktorskih koeficijenata iz matrica faktorskih struktura ili matrica obrasca svih uspoređivanih faktora jednostavnom formulom (Fulgosi, 1979).

Cilj rada je demonstrirati neke od analiza kroskulturalnih razlika i ekvivalentnosti na primjeru konstrukta emocionalne inteligencije (kompetencije) kroz različite kulture. Kao mjera korišten je Upitnik emocionalne kompetentnosti (UEK-45: Takšić, 2002) konstruiran po modelu Mayera i Saloveya (Mayer & Salovey, 1997), koji je primijenjen na uzorku studenata iz 11 zemalja s tri kontinenta. Tako Parker, Shaughnessy, Wood, Majeski i Eastabrook (Parker, Shaughnessy, Wood, Majeski, & Eastabrook, 2005) ističu važnost kroskulturalne usporedbe konstrukta emocionalne inteligencije navodeći kao razlog njezinu snažnu povezanost s temeljnim mentalnim sposobnostima procesiranja i upravljanja emocijama.

## Metod

### Uzorak

U istraživanju je sudjelovalo 4327 studenta (2785 ženskog i 1542 muškog spola) iz Hrvatske, Finske, Švedske, Slovenije, Španjolske, Srbije, Japana, Kine, Indije, Argentine i Sjedinjenih Američkih Država. Broj ispitanika u različitim državama koje su sudjelovale u istraživanju prikazan je u Tablici 1.

Tablica 1

*Broj ispitanika u različitim zemljama koje su sudjelovale u istraživanju*

Država	Ž	M	Ukupno
Hrvatska	520	235	755
Finska	172	54	226
Švedska	132	79	211
Slovenija	378	171	549
Španjolska	105	13	118
Srbija	162	64	226

Japan	483	132	615
Kina	610	222	832
Indija	223	181	404
Argentina	208	95	303
SAD	52	36	88
Ukupno	3045	1282	4327

## Instrument

*Upitnik emocionalne kompetentnosti* (UEK-45: Takšić, 2002) mjera je emocionalne inteligencije kao osobine ličnosti. Konstruiran je na uzorku hrvatskih srednjoškola produkcijom čestica u okviru Mayer-Salovey modela (Mayer & Salovey, 1997) s četiri grane i četiri razvojna stupnja seta emocionalnih sposobnosti. Tako je u prvoj verziji dobiveno 16 različitih skala s ukupno 136 čestica (Takšić, 1998). Kasnije je Upitnik skraćen na tri skale s ukupno 45 čestica (Takšić, 2002). Skala Sposobnosti uočavanja i razumijevanja emocija (UR) sastoji se od 15 čestica (primjer čestice: „Kada sretnem poznanika, odmah shvatim kako je raspoložen.“), skala Sposobnosti izražavanja i imenovanja emocija (II) sastoji se od 14 čestica (primjer čestice: „Gotovo uvijek mogu riječima opisati svoje osjećaje i emocije.“), a skala Sposobnosti regulacije i upravljanja emocijama (RU) sastoji se od 16 čestica (primjer čestice: „Dobro raspoloženje mogu zadržati i ako mi se nešto loše dogodi.“).

UEK-45 preveden je prema načelima dvostrukog prijevoda (back-translation; Van de Vijver & Hambleton, 1996) i primijenjen u različitim državama. Zadatak ispitanika prilikom ispunjavanja upitnika tipa papir-olovka je procijeniti koliko se pojedina tvrdnja sadržana u upitniku odnosi na njega odgovarajući na skali od 1 (uopće NE) do 5 (u potpunosti DA).

Skale UEK-45 pokazale su zadovoljavajuću pouzdanost u različitim uzorcima ispitanika (detaljnije podatke vidi u: Takšić, Mohorić i Duran, 2009). Korelacije među skalama UEK se kreću u rasponu od .35 do .51 i omogućuju formiranje ukupnog rezultata, kao mjere opće emocionalne kompetentnosti.

## Rezultati i diskusija

Dosadašnje provjere Upitnika emocionalne kompetentnosti (UEK-45) u različitim kulturama konzistentno su pokazivale trofaktorsku strukturu, iako ona nije uvijek bila u potpunosti ekvivalentna, osobito kada se govori o trećem faktoru, odnosno supskali Sposobnosti regulacije i upravljanja emocijama (Bradčić, Žauhar i Takšić, 2010; Faria et al., 2006; Faria & Lima Santos, 2009; Takšić, Mohorić, Bradčić i Žauhar, 2011). Iz navedenog razloga, prvi korak za daljnje istraživanje

kroskulturalne ekvivalentnosti Upitnika bila je provjera faktorske strukture na cjelokupnom uzorku.

Temeljem rezultata dosadašnjih analiza ovoga upitnika u različitim državama (Faria & Lima Santos, 2009; Faria et al., 2006) u utvrđivanje faktorske strukture Upitnika emocionalne kompetentnosti (UEK-45) na cjelokupnom uzorku krenulo se s pretpostavkom da su korelacije među faktorima veće od .30 zbog čega je korištena faktorska analiza na zajedničke faktore (PAF) s kosokutnom (oblimin) rotacijom. Korelacije među faktorima, u skladu s očekivanjima, pokazale su se većima od .30, pri čemu korelacija između subskala UR i II iznosi .52, korelacija između subskala UR i RU iznosi .54, dok korelacija između subskala II i RU iznosi .52 (sve su korelacije značajne na razini  $p < .01$ ).

Temeljem rezultata faktorske analize, a prema kriteriju zadržavanja čestica čija su faktorska zasićenja veća od .30, Upitnik emocionalne kompetentnosti (UEK-45) skraćen je na verziju za koju se očekuje najveća kroskulturalna ekvivalentnost. U skraćenoj verziji Upitnika emocionalne kompetentnosti zadržano je 27 čestica, od čega 11 čestica koje pripadaju supskali Sposobnosti uočavanja i razumijevanja emocija, 7 čestica supskali Sposobnosti izražavanja i imenovanja emocija, a 9 čestica supskali Sposobnosti regulacije i upravljanja emocijama. Faktorska zasićenja pojedinih čestica prikazana su u Tablici 2.

Tablica 2

*Matrica obrasca faktorske analiza na zajedničke faktore (PAF) s kosokutnom (oblimin) rotacijom Upitnika emocionalne kompetentnosti (UEK-45)*

Redni broj čestica UEK-45	Faktor			$h^2$
	RU <sup>1</sup>	II <sup>2</sup>	UR <sup>3</sup>	
33. Pokušavam održati dobro raspoloženje.	.58			.37
29. Nastojim ublažiti neugodne emocije, a pojačati pozitivne.	.56			.31
40. Što se mene tiče, potpuno je u redu ovako se osjećati.	.49			.35
5. Kada me netko pohvali (nagradi), radim s više elana.	.46			.21
30. Nema ništa loše u tome kako se obično osjećam.	.45			.29
4. Iz neugodnih iskustava učim kako se ubuduće ne treba ponašati.	.37			.18
9. Kada sam dobrog raspoloženja, svaki mi se problem čini lako rješiv.	.36			.21
8. Kada sam dobro raspoložen, teško me je oneraspoložiti.	.34			.18
11. Kada se osjećam sretno i raspoloženo, tada najbolje učim i pamtim.	.32			.13

22. Mogu opisati kako se osjećam.	.67	.52	
43. Većinu svojih osjećaja lako mogu imenovati.	.66	.45	
17. Lako mogu nabrojiti emocije koje trenutno doživim.	.66	.44	
2. Gotovo uvijek mogu riječima opisati svoje osjećaje i emocije.	.64	.41	
21. Mogu dobro izraziti svoje emocije.	.63	.49	
23. Mogu opisati svoje sadašnje stanje.	.62	.59	
44. Većinu svojih osjećaja mogu prepoznati.	.55	.34	
36. Primijetim kada netko nastoji prikriti loše raspoloženje.	.68	.47	
37. Primijetim kada netko osjeća krivnju.	.66	.40	
38. Primijetim kada netko prikriva svoje prave osjećaje.	.66	.43	
25. Mogu točno odrediti emocije neke osobe ako je promatram u društvu.	.61	.41	
34. Prema izrazu lica mogu prepoznati nečija osjećanja.	.60	.40	
26. Mogu zapaziti kada se netko osjeća bespomoćno.	.57	.42	
35. Prepoznajem prikrivenu ljubomoru kod svojih prijatelja.	.57	.36	
14. Kada vidim kako se netko osjeća, obično znam što mu se dogodilo.	.52	.26	
42. Uočim kada se netko ponaša različito od onoga kako je raspoložen.	.45	.33	
15. Kod prijatelja mogu razlikovati kada je tužan, a kada razočaran.	.43	.43	
39. Primijetim kada se netko osjeća potišteno.	.42	.45	
proporcija objašnjene varijance	6.12	5.58	6.54

\* čestice s faktorskim zasićenjima manjima od .30 nisu prikazane

<sup>1</sup> Regulacija i upravljanje emocijama (RU)

<sup>2</sup> Izražavanje i imenovanje emocija (II)

<sup>3</sup> Uočavanje i razumijevanje emocija (UR)

Daljnje analize rađene su na verziji Upitnika emocionalne kompetentnosti sa 27 čestica (UEK-27). Deskriptivni parametri i pouzdanosti supskala Sposobnosti uočavanja i razumijevanja emocija, Sposobnosti izražavanja i imenovanja emocija, Sposobnosti regulacije i upravljanja emocijama te ukupnog upitnika UEK-27 u različitim državama prikazani su u Tablici 3.



Tablica 3

*Deskriptivni parametri i pouzdanosti supskala i ukupnog rezultata UEK-27 u različitim državama*

Država	Uočavanje i razumijevanje emocija			Izražavanje i imenovanje emocija			Regulacija i upravljanje emocijama			UEK-27		
	AS	SD	$\alpha$	AS	SD	$\alpha$	AS	SD	$\alpha$	AS	SD	$\alpha$
Hrvatska	38.57	5.33	.80	24.34	4.76	.86	34.31	3.98	.64	97.22	10.74	.85
Finska	37.17	5.16	.87	27.06	4.04	.88	34.82	3.14	.55	99.04	9.10	.86
Švedska	36.20	4.68	.83	26.59	4.55	.90	34.80	3.25	.54	97.59	8.93	.83
Slovenia	39.41	6.05	.88	25.35	5.36	.92	35.24	3.96	.68	100.00	11.73	.89
Španjolska	38.56	5.48	.86	25.89	4.63	.90	35.41	3.92	.69	99.86	10.07	.86
Japan	32.57	7.06	.88	22.30	4.46	.73	27.88	4.31	.53	82.75	12.65	.86
Kina	38.04	5.94	.86	25.00	4.07	.81	34.39	4.08	.70	97.43	11.25	.88
India	39.78	6.84	.80	25.09	4.50	.69	34.22	4.64	.59	99.09	12.82	.84
Argentina	36.79	5.78	.86	26.30	4.57	.91	35.73	3.51	.60	98.82	10.29	.87
Srbija	40.15	5.75	.83	26.39	5.11	.89	36.21	4.49	.70	102.74	11.00	.85
SAD	40.14	6.53	.90	25.35	5.69	.92	36.22	4.18	.72	101.71	12.75	.90

U mnoštvu prosječnih vrijednosti uočljiva je znatno niža vrijednost u uzorku japanskih studenata i to na svim skalama, pa onda logično i na ukupnom rezultatu. Kako primarni cilj ovog rada nije objašnjenje dobivenih razlika, nego demonstracija tehnika, dovoljno je samo spomenuti da je ovaj nalaz očekivan poznajući rezultate brojnih studija (navode ih u svojoj knjizi Matsumoto i Van de Vijver (Matsumoto & Van de Vijver, 2011)) u kojima se japanska kultura u mnogim aspektima pokazala različitom od „ostatka Svijeta”. To se najčešće tumači višestoljetnom izoliranosti Japana, a u ovoj konkretnoj situaciji samoprocjena radi se o mnogo puta dokazanom efektu da su Japanci vrlo skromni (gotovo ponizni) u izražavanju vlastitih (pozitivnih) osobina i sposobnosti.

Pouzdanosti cijelog UEK, kao i skala UR i II je u svim kulturama zadovoljavajuća, dok RU skala pokazuje nižu konzistentnost, naročito u Švedskom, Finskom i Japanskom uzorku.

S ciljem utvrđivanja efekata kroskulturalnih razlika na prosječne rezultate uzoraka uključenih u istraživanje, provedene su jednosmjerne analize varijance za supskale i ukupni rezultat UEK-27, kao i provjera veličine efekata. Rezultati jednosmjerne analize varijance te veličine efekata prikazani su u Tablici 4.

Tablica 4

*Rezultati jednosmjernih analiza varijance i veličine efekata kroskulturalnih razlika za subskele i ukupni rezultat UEK-27*

Supskale i ukupni rezultat UEK-27	Cjelokupni uzorak			Uzorak bez Japana		
	<i>F</i>	<i>df</i>	$\eta^2$	<i>F</i>	<i>df</i>	$\eta^2$
Uočavanje i razumijevanje emocija	63.86**	10	.13	15.09**	9	.03
Izražavanje i imenovanje emocija	34.64**	10	.07	12.59**	9	.03
Regulacija i upravljanje emocijama	165.32**	10	.27	10.54**	9	.02
UEK-27	111.63**	10	.20	8.21**	9	.02

\*\*  $p < .01$

Kada su u analizu uključeni ispitanici svih zemalja, dobivaju se vrlo izraženi i značajni glavni efekti kroskulturalnih razlika na supskalama, kao i na ukupnom rezultatu UEK-27. Uočava se kako je veličina efekta za supskalu Sposobnosti izražavanja i imenovanja emocija umjerena, za supskalu Sposobnosti uočavanja i razumijevanja emocija na gornjoj granici umjerena, a za supskalu Sposobnosti regulacije i upravljanja emocija i ukupni rezultat UEK-27 visoka. Međutim, kada se iz uzorka izuzmu japanski studenti, veličina kulturalnog efekta drastično padne i to na gotovo zanemarive vrijednosti (iako i dalje ostaje statistički značajna razlika, prvenstveno zbog velikog broja ispitanika).

Moguće su i dodatne analize post-hoc efekata, ali zbog velikog broja zemalja i usporedbi, praćenje trendova može biti otežano.

Sljedeći korak u utvrđivanju kroskulturalne ekvivalentnosti Upitnika emocionalne kompetencije (UEK-27) bilo je utvrđivanje faktorskih struktura unutar pojedinih država. Rezultati su prikazani u Tablici 5.

Tablica 5  
*Faktorska struktura (matrice obrasca) Upitnika emocionalne kompetentnosti (UEK-27) u pojedinim kulturama*

Redni broj čestice	Sve države	Hrvatska		Finska		Švedska		Slovenia		Španjolska		Japan		Kina		India		Argentina		Srbija		SAD				
		UR <sup>1</sup>	II <sup>2</sup>	UR <sup>3</sup>	UR	II	UR	II	UR	II	UR	II	UR	II	UR	II	UR	II	UR	II	UR	II	UR	II	UR	II
36.	67	65	69	65	69	68	58	60	80	60	54	60	76	59	60	76	59	60	76	59	60	76	59	60	76	59
37.	66	60	64	64	64	63	59	54	69	54	62	61	77	63	54	76	63	54	76	63	54	76	63	54	76	63
38.	67	39	74	68	74	68	61	79	79	68	69	61	77	69	48	77	69	48	77	69	48	77	69	48	77	69
25.	59	62	67	58	67	64	69	54	58	64	69	69	58	54	58	62	63	54	58	63	54	58	63	54	58	63
34.	57	56	58	52	58	61	72	61	61	61	72	70	62	39	62	60	39	62	60	60	39	62	60	39	62	60
26.	54	57	52	56	52	48	70	64	48	64	70	70	65	56	48	55	48	56	59	55	44	55	44	55	44	55
35.	55	51	48	63	48	50	65	44	50	51	65	65	51	54	48	51	54	51	51	44	54	44	51	44	51	44
14.	52	35	35	38	38	60	61	60	60	60	61	65	65	44	48	44	47	44	54	56	56	56	56	56	52	38
15.	46	44	53	51	53	67	39	44	59	39	39	64	64	42	42	26	32	35	35	40	40	40	40	60	27	
39.	38	36	36	38	38	45	45	45	45	60	64	64	64	42	42	26	32	35	35	40	40	40	40	60	27	
22.	66	87	58	54	58	63	43	67	67	69	69	67	67	56	62	29	64	65	65	45	45	45	45	70	82	
43.	70	57	79	79	77	78	73	32	73	73	73	32	32	70	48	48	85	85	85	81	81	81	81	81	80	
17.	66	64	26	69	69	66	66	71	66	66	66	71	71	54	36	36	81	81	81	65	65	65	65	65	71	
2.	65	74	59	84	84	72	72	49	72	72	72	49	49	43	46	46	72	72	72	75	75	75	75	75	71	
21.	63	57	79	72	79	68	74	80	68	74	74	80	80	49	57	57	75	75	75	74	74	74	74	74	79	
23.	58	29	69	72	64	82	89	68	82	89	89	68	68	64	61	61	84	84	84	60	60	60	60	60	80	
44.	53	49	75	83	75	56	79	68	56	79	79	68	68	72	55	55	76	76	76	66	66	66	66	66	82	
33.	62	50	61	61	61	73	65	48	73	65	65	48	48	50	50	50	66	66	66	68	68	68	68	68	49	
29.	61	55	32	58	58	55	57	39	55	57	57	39	39	39	39	58	60	60	60	71	71	71	71	28		
40.	53	29	40	26	26	59	42	26	59	42	42	26	26	26	26	28	42	42	42	31	31	31	31	44		
5.	46	40	40	32	32	41	41	43	41	41	41	43	43	55	28	28	49	49	49	33	33	33	33	33	50	
30.	46	34	34	38	38	54	55	47	54	55	55	47	47	36	36	36	49	49	49	28	28	28	28	42	27	
4.	36	35	35	33	33	27	27	61	27	27	27	61	61	49	49	49	30	30	30	42	42	42	42	27	50	
9.	30	49	49	25	25	38	38	30	38	38	38	30	30	29	29	30	38	38	38	52	52	52	52	47	47	
8.	30	28	28	28	28	39	39	41	39	39	39	41	41	29	29	29	38	38	38	43	43	43	43	74	74	
11.	38	35	35	29	29	29	29	29	39	29	29	29	29	49	49	49	41	41	41	32	32	32	32	28	28	

\* faktorska zasićenja manja od .25 su izostavljena

<sup>1</sup> Uočavanje i razumijevanje emocija (UR)

<sup>2</sup> Izražavanje i imenovanje emocija (II)

<sup>3</sup> Regulacija i upravljanje emocijama (RU)

UEK-27 pokazuje zadovoljavajuću faktorsku strukturu i zadovoljavajuća zasićenja čestica za supskale Sposobnosti uočavanja i razumijevanja emocija te Sposobnosti izražavanja i imenovanja emocija u svim kulturama. Kod supskale sposobnosti regulacije i upravljanja emocijama uočava se kako se očekivani broj čestica koje pripadaju ovoj supskali ne održava kroz sve kulture, pri čemu je struktura ovog faktora zadovoljavajuća u Hrvatskoj, Sloveniji, Španjolskoj, Kini, Argentini i Srbiji, dok je u Finskoj, Švedskoj, Japanu, Indiji i SAD broj čestica koje ulaze u ovaj faktor manji.

Nakon utvrđivanja faktorske strukture Upitnika emocionalne kompetentnosti (UEK-27) provedena je i procjena sličnosti faktorskih struktura ovog upitnika u različitim kulturama, stoga su izračunati koeficijenti kongruencije između faktora. Koeficijenti kongruencije izračunati su za sve parove faktora iz 11 država. Srednje vrijednosti i rasponi koeficijenata kongruencije svake pojedine države, te srednja vrijednost i raspon koeficijenata kongruencije za svaki faktor UEK-27 prikazani su u Tablici 6.

Tablica 6

*Koeficijenti kongruencije faktora Upitnika UEK-27 između 11 država*

Država	FAKTOR (UR) <sup>1</sup>		FAKTOR (II) <sup>2</sup>		FAKTOR (RU) <sup>3</sup>	
	medijan	raspon	medijan	raspon	medijan	raspon
Hrvatska	.92	.88 - .95	.92	.85 - .95	.87	.68 - .95
Finska	.95	.89 - .96	.94	.82 - .96	.83	.62 - .91
Švedska	.96	.92 - .97	.95	.81 - .97	.84	.56 - .93
Slovenija	.96	.92 - .99	.94	.89 - .97	.88	.61 - .93
Španjolska	.96	.92 - .98	.94	.83 - .97	.85	.66 - .93
Japan	.91	.88 - .94	.82	.78 - .89	.62	.43 - .74
Kina	.96	.92 - .98	.95	.79 - .96	.81	.63 - .90
Indija	.93	.89 - .97	.91	.78 - .95	.77	.48 - .86
Argentina	.96	.92 - .98	.94	.83 - .97	.79	.43 - .92
Srbija	.96	.91 - .99	.94	.84 - .96	.85	.61 - .95
SAD	.95	.89 - .97	.93	.81 - .96	.69	.48 - .80
Sve države	.95	.88 - .99	.94	.78 - .97	.80	.43 - .95

<sup>1</sup> Uočavanje i razumijevanje emocija (UR)

<sup>2</sup> Izražavanje i imenovanje emocija (II)

<sup>3</sup> Regulacija i upravljanje emocijama (RU)

Na temelju izračuna koeficijenata kongruencije, a uvažavajući granicu za prihvatanje da je pojedini faktor identičan u različitim državama od .90, zaključuje se kako se prvi faktor, Uočavanje i razumijevanje emocija (UR) smatra identičnim u svih 11 država. Drugi faktor, Izražavanje i imenovanje emocija (II) također se pokazuje identičnim u svim državama osim u Japanu. Regulacija i upravljanje emocijama (RU) ne ostvaruje istu faktorsku strukturu u svim državama. Ipak, u dvije trećine država struktura trećeg faktora (RU) je ista ili vrlo slična (Hrvatska, Finska, Švedska, Slovenija, Španjolska, Srbija, Kina, Indija i Argentina), dok je jedino u državama poput Japana i SAD-a slaganje faktorskih struktura niže.

Na kraju, s ciljem provjere slaganja empirijskih rezultata s teorijski postavljenom strukturom UEK-27 u različitim kulturama, provedene su konfirmatorne faktor-ske analize. Indeksi slaganja i razlike za 11 zemalja prikazani su u Tablici 7.

Tablica 7

*Indikatori slaganja modela strukture UEK-27 u različitim kulturama*

Država	Indeksi						N
	$\chi^2$	$\chi^2/df$ (df=321)	RMSSR	AGFI	NNFI	CFI	
Hrvatska	150.41**	4.67	.06	.82	.76	.78	755
Finska	645.26**	2.01	.07	.80	.82	.83	226
Švedska	583.35**	1.67	.08	.80	.83	.84	211
Slovenija	876.88**	2.73	.06	.87	.90	.91	549
Španjolska	527.02**	1.64	.08	.72	.80	.82	118
Japan	1071.44**	3.34	.06	.86	.82	.84	615
Kina	114.29**	3.55	.05	.89	.86	.88	832
Indija	505.46**	1.57	.05	.90	.88	.89	404
Argentina	761.77**	2.37	.07	.81	.84	.85	303
Srbija	593.24**	1.85	.08	.81	.84	.85	226
SAD	563.73**	1.76	.10	.66	.78	.80	88
Sve države	3949.62**	12.3	.04	.92	.88	.89	4327

\*\*  $p < .01$

Rezultati  $\chi^2$ -testa pokazuju da se struktura UEK-27 u različitim državama značajno razlikuje od teorijski postavljene strukture, a najvjerojatnije kao posljedica veličine uzorka. Naime, testiranje modela na uzorcima većim od  $N = 200$  nerijetko rezultira neadekvatnim slaganjem s teorijski postavljenim modelom (Schumacker & Lomax, 2004). Kako bi se smanjio utjecaj veličine uzorka, rezultat  $\chi^2$  dijeli se sa stupnjevima slobode. Za odnos  $\chi^2/df$  postoje različiti kriteriji, ali ako uzmemo u obzir onaj najliberalniji, onda govorimo o adekvatnom slaganju modela i rezultati ove analize pokazuju kako je slaganje modela adekvatno u svim državama. Stroži kriterij (manji od 3) nije zadovoljen jedino u Hrvatskoj, Japanu i Kini, odnosno u državama s najvećim brojem ispitanih, što potvrđuje ranije navedenu ovisnost ovih indeksa o veličini uzorka (obratite pažnju na ukupni uzorak!). Uzimajući u obzir granični kriterij za određivanje slaganja s teorijskim modelom za indekse komparativnog slaganja *CFI* i *AGFI* (koji prema Kline, 2005 iznosi  $> .90$ ), uočava se kako su dobiveni indeksi nešto niži od očekivanog što bi značilo da se struktura upitnika dobivena primjenom u različitim kulturama ne slaže s postavljenim modelom. Uvažavajući granični kriterij nenormiranog indeksa slaganja *NNFI* od  $.80$  (Kline, 2005), uočava se kako dobiveni rezultati ponovno zadovoljavaju postavljene granice u svim državama osim u Hrvatskoj i SAD. Na kraju, prema indikatoru korjena iz standardiziranih reziduala (*RMSSR*) koji ne bi smio prelaziti granicu od  $.08$  ako govorimo o adekvatnom slaganju modela (Kline, 2005), dobiveni rezultati ukazuju na adekvatno slaganje u svim državama osim u SAD.

Ovdje valja spomenuti da granične vrijednosti za indekse kojima se testiraju slaganja i razlike između pretpostavljenog (teorijskog) i opaženog modela počivaju na dogovorima, a ne na egzaktnim i empirijski utvrđenim vrijednostima. Tako je osim veličine uzorka, poznato da i broj čestica ima veliki i poznati efekt: s povećanjem broja čestica instrumenta koji se provjerava, paralelno se povećava i vjerojatnost pojave slabijih mjera slaganja. Zbog toga je Cole (Cole, 1987) zastupao stav da kriterije treba ublažiti kada se radi o instrumentima koji se koriste u praksi, a koji zbog toga moraju nužno imati veliki broj čestica. Da bi se donekle izbalansirali kumulativni efekti pogrešaka i s tim povezanog slabijeg slaganja, Cole predlaže da granične vrijednosti različitih mjera pogreške budu .10, a indeksa slaganja .80.

Konfirmatornom faktorskom analizom moguće je utvrditi i procjene slaganja s modelom na razini pojedinačnih čestica što je prikazano u Tablici 8.

Tablica 8

*Procjena parametara konfirmatorne faktorske analize UEK-27 u različitim zemljama*

Redni broj čestice	Hrv.	Fin.	Šved.	Slo.	Špa.	Jap.	Kina	Ind.	Arg.	Srb.	SAD	Sve zemlje
UEK-45												
RU <sup>1</sup> -14	.26	.46	.34	.49	.36	.62	.45	.40	.39	.57	.40	.39
RU-15	.40	.41	.32	.41	.52	.63	.44	.47	.321	.42	.48	.58
RU-25	.48	.53	.47	.52	.46	.61	.49	.60	.46	.50	.54	.57
RU-26	.48	.38	.44	.53	.43	.64	.47	.54	.48	.52	.53	.59
RU-34	.44	.39	.31	.50	.42	.63	.51	.50	.49	.52	.56	.50
RU-35	.48	.39	.47	.57	.41	.66	.48	.62	.45	.45	.52	.60
RU-36	.52	.47	.41	.56	.53	.59	.61	.61	.56	.45	.74	.62
RU-37	.48	.48	.43	.54	.54	.54	.56	.49	.60	.48	.69	.46
RU-38	.40	.53	.46	.60	.49	.64	.59	.71	.67	.52	.66	.57
RU-39	.37	.37	.29	.37	.46	.51	.50	.64	.50	.35	.48	.58
RU-42	.45	.41	.33	.60	.45	.56	.44	.54	.43	.46	.57	.51
II <sup>2</sup> -2	.68	.50	.67	.77	.57	.52	.50	.48	.59	.76	.66	.62
II-17	.64	.54	.63	.81	.59	.69	.50	.39	.63	.67	.75	.63
II-21	.56	.60	.69	.71	.66	.81	.50	.70	.61	.76	.71	.68
II-22	.79	.55	.42	.85	.54	.71	.49	.34	.58	.81	.79	.69
II-23	.64	.48	.60	.74	.70	.71	.54	.68	.67	.58	.88	.74
II-43	.60	.57	.64	.75	.60	.35	.59	.55	.66	.74	.88	.53
II-44	.51	.56	.66	.52	.75	<b>.06*</b>	.53	.62	.63	.51	.77	.51
UR <sup>3</sup> -4	.34	.24	<b>.10*</b>	.25	.24	.40	.31	.30	.24	.31	.27	.40
UR-5	.34	.12	.20	.17	.37	.36	.31	.37	<b>.05*</b>	.27	<b>.14*</b>	.41
UR-8	.27	.22	.32	.39	.26	.27	.31	.35	.28	.52	.41	.36
UR-9	.37	.14	.46	.32	.48	.29	.42	.42	.32	.48	.45	.34
UR-11	.33	<b>.09*</b>	<b>.08*</b>	.19	.19	.32	.38	.43	<b>.07*</b>	.31	.29	.34
UR-29	.42	.22	.43	.42	.50	.40	.40	.46	.45	.59	.45	.54
UR-30	.40	.43	.31	.52	.50	.58	.39	.42	.39	.41	.60	.54
UR-33	.34	.32	.33	.46	.33	.47	.43	.35	.44	.50	.48	.50
UR-40	.40	.46	.25	.58	.44	<b>-.02*</b>	.42	.49	.49	.37	.50	.60

\* statistički neznačajni parametri

<sup>1</sup> Uočavanje i razumijevanje emocija (UR)

<sup>2</sup> Izražavanje i imenovanje emocija (II)

<sup>3</sup> Regulacija i upravljanje emocijama (RU)

Za čestice koje odgovaraju modelu očekuje se da će značajno pripadati predloženoj latentnoj dimenziji. Dobiveni rezultati pokazuju kako sve čestice iz skale UR emocija, kao i sve čestice u skali II osim jedne (44. „Većinu svojih osjećaja mogu prepoznati.“) u uzorku japanskih studenata dobro reprezentiraju predviđeni faktor. Čak i u već prije uočenoj problematičnoj skali RU velika većina čestica odgovara predviđenom modelu u različitim kulturama, pri čemu tek najviše dvije čestice u pojedinoj zemlji u nekoj od kultura ne odgovara postavljenom modelu (odnosno na ukupnom broju čestica 7 od 99 ili svega 7%).

## Zaključak

U radu smo pokušali prikazati neke od najčešće korištenih tehnika provjere kroskulturalnih razlika i sličnosti, odnosno ekvivalentnosti na primjeru rezultata Upitnika emocionalne kompetentnosti dobivenim na uzorcima studenata iz 11 zemalja. Primijenjeni su različiti statistički postupci s ciljem utvrđivanja kroskulturalnih razlika i sličnost (ekvivalentnost) na različitim razinama: konstruktnoj (dimenzionalnost), u prosječnim vrijednostima (veličina/snaga kulturalnog efekta), kao i valjanosti pojedinačnih čestica. Tako je potvrđena trodimenzionalnost Upitnika, pri čemu je postojanje dvaju faktora (Uočavanje i razumijevanje, kao i Izražavanje i imenovanje emocija) neupitno kroz različite provjere, dok je dimenzija Upravljanje i regulacija emocija pokazala značajne varijacije u nekima od kultura. Najsnažniji efekt kulturalnog konteksta se pojavio kao posljedica specifičnosti odgovora u uzorku japanskih studenata, jer se značajno razlikuju po strukturi, kao i prosječnim vrijednostima od „ostatka Svijeta“. U rezultatima studenata deset ostalih zemalja pokazala se puno veća sličnost, negoli razlika u različitim statističkim pokazateljima.

Nedostaci koje treba istaknuti se prvenstveno mogu pronaći u različitom broju ispitanika u različitim zemljama, pa su tako zemlje s većom zastupljenošću (Hrvatska, Kina, Japan) imale i veći utjecaj na rezultate statističkih provjera. Također bi problem mogao biti u nejednakoj spolnoj zastupljenosti u različitim zemljama, pogotovo ako se zna da većina istraživanja zaključuje da su žene značajno emocionalno kompetentnije. Potrebno bi bilo provjeriti invarijantnost rezultata prema spolu ispitanika.

Osim toga, UEK je prvenstveno konstruiran za uzorak srednjoškolaca, pa je i to jedan od uzroka pogreške (*bias*) u našim uzorcima studenata. Također, iako je provedena procedura prijevoda slijedila preporuke o dvostrukom prijevodu (pri čemu je bila usmjerena posebna pozornost raspravama o česticama za koje je ustanovljena nepodudarnost u prijevodima), još uvijek postoji mogućnost različitog razumijevanja pojedinih suptilnih značenja. Ovo posljednje je očito prisutno u najsloženijoj sposobnosti EI (Upravljanje i regulacija emocija), što je imalo za posljedicu i najmanje slaganje i ekvivalentnost u različitim kulturama.

Sve analize su napravljene na „rafiniranoj“ verziji UEK s česticama koje su imale najbolju faktorsku valjanost na cijelom uzorku, pa se može smatrati da dobive-

ni indeksi slaganja predstavljaju gornju granicu, ili najbolje moguće slaganje. Tek kada bi se analize napravile na novim uzorcima (po mogućnosti izjednačenim po broju ispitanika i njihovim osobinama), tada bi kroz tu kros validaciju dobili točnije informacije o ekvivalentnosti, odnosno kulturalnoj specifičnosti.

Tehnike navedene u radu spadaju u područje klasične teorije testova. Iz novijeg područja teorije odgovora na zadatak (Item Response Theory) primjenjuje se DIF (Differential Item Functioning) analiza (Kristjansson, Aylesworth, McDowell, & Zumbo, 2005) koja se temelji na ordinalnoj logističkoj regresijskoj jednadžbi i usmjerena je na analizu razlika u funkcioniranju pojedinačnih čestica, a ne na testiranje razlika između skupina čestica (Hölmstrom, 2008). Drugim riječima, to znači da varijanca aritmetičkih sredina predstavlja divergenciju između skupina na razini izmjenjenog konstrukta (Bann, Iannacchione, & Sekscenski, 2005). U ovom radu nisu prikazane i primjenjene tehnike iz domene teorije odgovora na zadatak (IRT), jer je to obrađeno u već objavljenim člancima o DIF analizama UEK na različitim uzorcima (vidi: Molander, Holmström, & Takšić, 2009, 2011).

## Zahvala

Rad na članku ne bi bio moguć bez pomoći kolega koji su velikodušno ustupili svoje podatke za analizu. Zato veliku zahvalu dugujemo (abecednim redom):

Andreja Avsec, Odsjek za psihologiju, Filozofski fakultet u Ljubljani, Slovenija

Tim Bono, Department of Psychology, Washington University in St. Louis, SAD

Petar Čolović, Odsek za psihologiju, Filozofski fakultet u Novom Sadu, Srbija

Natalio Extremera i Pablo Fernández-Berrocal, University of Málaga, Španjolska

Maria Mikulić, University of Buenos Aires, Argentina

Bo Molander, Umeå University, Švedska

Tabassum Rashid i Mohammad Ali Mohammadyfar, Aligarh Muslim University, Indija

Hannu Rätty, Department of Psychology, University of Joensuu, Finska

Hiroshi Toyota, Nara University of Education, Takabatake-cho, Nara, Japan

Qinmei Xu, Yuan Yao i Qun Jiang, Department of Psychology and Behavioral Sciences, Zhejiang University, Hangzhou, Kina

## Reference

Bann, C. M., Iannacchione, V. G., & Sekscenski, E. S. (2005). Evaluating the effect of translation on Spanish speakers' ratings of Medicare. *Health Care Financing Review, 26*, 51–65.

Beckstead, J. W., Yang, C., & Lengacher, C. (2008). Assessing cross-cultural validity of scales: A methodological review and illustrative example. *International Journal of Nursing Studies, 45*, 110–119.



- Bentler, P. M. (1988). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, *107*, 238–246.
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance test and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, *88*, 588–606.
- Berry, J. W., Poortinga, Y. H., Segall, M. H., & Dasen, P. R. (2002). *Cross-Cultural Psychology: Research and Applications* (2nd ed.). Cambridge: University Press.
- Bradić, S., Žauhar, V. i Takšić, V. (2010). *Faktorska struktura Upitnika emocionalne kompetentnosti (UEK-45) u različitim kulturama*. Rad prezentovan na XVII danima psihologije, Zadar, Hrvatska.
- Brislin, R. W. (1970). Back-translation for cross-cultural research. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, *1*, 185–216.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioural sciences* (2nd ed.). New York: Academic Press.
- Cole, D. A. (1987). Utility of confirmatory factor analysis in test validation research. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, *55*, 584–594.
- Faria, L., & Lima Santos, N. (2009). Validation of the Emotional Skills and Competence Questionnaire (ESCQ) in the Portuguese academic context. *Psihološka obzorja*, *18*, 55–71.
- Faria, L., Lima Santos, N., Takšić, V., Rätty, H., Molander, B., Holmström, S., . . . Toyota, H. (2006). Cross-cultural validation of the Emotional Skills and Competence Questionnaire (ESCQ). *Psicologia*, *20*, 95–127.
- Fulgosi, A. (1979). *Faktorska analiza*. Zagreb: Školska knjiga.
- Heine, S. J., Lehman, D. R., Peng, K., & Greenholtz, J. (2002). What's Wrong With Cross-Cultural Comparisons of Subjective Likert Scales?: The Reference-Group Effect. *Journal of Personality and Social Psychology*, *82*, 903–918.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, *6*, 1–55.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural Equation Modeling with the SIMPLIS Command Language*. Chicago, IL: Scientific Software Inc.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: The Guilford Press.
- Kristjansson, E., Aylesworth, R., McDowell, I., & Zumbo, B. D. (2005). A comparison of four methods for detecting differential item functioning in ordered response items. *Educational and Psychological Measurement*, *65*, 935–953.
- Little, T. D. (1997). Mean and covariance structures (MACS) analyses of cross-cultural data: Practical and theoretical issues. *Multivariate Behavioral Research*, *32*, 53–76.
- Matsumoto, D. M., & Van de Vijver, F. J. R. (2011). *Cross-cultural research methods in psychology*. New York: Cambridge University Press.

- Mayer, J. D. i Salovey, P. (1997). Što je emocionalna inteligencija? U P. Salovey i D. J. Sluyter (Ur.). *Emocionalni razvoj i emocionalna inteligencija, pedagoške implikacije* (str. 19–54). Zagreb: Educa.
- Milas, G. (2005). *Istraživačke metode u psihologiji i drugim društvenim znanostima*. Jastrebarsko: Naklada Slap.
- Molander, B., Holmström, S., & Takšić, V. (2009). Cross-cultural and seks differences in the Emotional Skills and Competence Questionnaire scales: Challenges of differential item functioning analyses. *Psihološka obzorja*, 18, 35–53.
- Molander, B., Holmström, S., & Takšić, V. (2011). South and North: DIF Analyses of University-Student Responses to the Emotional Skills and Competence Questionnaire. *Psychological Topics*, 20, 425–447.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). New York: McGraw-Hill.
- Parker, J. D., Shaughnessy, P. A., Wood, L. M., Majeski, S. A., & Eastabrook, J. M. (2005). Cross-cultural alexithymia Validity of the 20-item Toronto Alexithymia Scale in North American aboriginal populations. *Journal of Psychosomatic Research*, 58, 83–88.
- Peng, K., Nisbett, R. E., & Wong, N. Y. (1997). Validity problems comparing values across cultures and possible solutions. *Psychological Methods*, 2, 329–344.
- Richardson, J. T. E. (2011). Eta squared and partial eta squared as measures of effect size in educational research. *Educational research review*, 6, 135–147.
- Schumacker, R. E. & Lomax, R. G. (2004). *A Beginner's Guide to Structural Equation Modeling* (2. izdanje). Lawrence Erlbaum Associates, Inc.: Mahwah, NJ.
- Steiger, J. H., & Lind, J. (1980). *Statistically-based tests for the number of common factors*. Paper presented at the Annual Spring Meeting of the Psychometric Society, Iowa City, IA.
- Sun, S., Pan, W., & Wang, L. (2010). A Comprehensive Review of Effect Size Reporting and Interpreting Practices in Academic Journals in Education and Psychology. *Journal of Educational Psychology*, 4, 989–1004.
- Tabachnik, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using Multivariate Statistics* (5th ed.). Boston: Pearson Education/Allyn & Bacon.
- Takšić, V. (1998). *Validacija konstrukta emocionalne inteligencije*. (Neobjavljena doktorska disertacija). Filozofski fakultet, Zagreb.
- Takšić, V. (2002). Upitnici emocionalne inteligencije (kompetentnosti). U K. Lacković-Grgin, A. Bautović, V. Ćubela i Z. Penezić (Ur.), *Zbirka psihologijskih skala i upitnika* (str. 27–45). Zadar: Filozofski fakultet.
- Takšić, V., Mohorić, T., & Duran, M. (2009). Emotional Skills and Competence Questionnaire (ESCQ) as a self-report measure of emotional intelligence. *Horizons of Psychology*, 18, 7–21.

- Takšić, V., Mohorić, T., Bradić, S. i Žauhar, V. (2011). *Cross-cultural equivalence in Emotional skills and competences questionnaire (ESCQ)*. Rad prezentovan na 20. danima Ramira i Zorana Bujasa, Zagreb, HR.
- Ueltschy, L. C., Laroche, M., Tamilia, R. D., & Yannopoulos, P. (2004). Cross-cultural invariance of measures of satisfaction and service quality. *Journal of Business Research*, 57, 901–912.
- Van de Vijver, F. J. R. (2011). Bias and real differences in cross-cultural differences: neither friends nor foes. In F. J. R. Van de Vijver, A. Chatiotis, & S. M. Breugelmans. *Fundamental Questions on Cross-Cultural Psychology* (pp. 235–257). Cambridge: Cambridge University Press.
- Van de Vijver, F. J. R., & Poortinga, Y. H. (1997). Towards an Integrated Analysis of Bias in Cross-Cultural Assessment. *European Journal of Psychological Assessment*, 13, 29–37.
- Van de Vijver, F., & Hambleton, R. (1996). Translating tests: Some practical guidelines. *European Psychologist*, 1, 89–99.

**Vladimir Takšić,  
Sanja Bradić, and  
Valnea Žauhar**

Department of  
Psychology, Faculty  
of Philosophy,  
University of Rijeka

## OVERVIEW OF SOME CROSS–CULTURAL EQUIVALENCE PROCEDURES PERFORMED ON THE EMOTIONAL SKILLS AND COMPETENCE QUESTIONNAIRE

In this study several most commonly used statistical techniques for examining cross-cultural differences and similarities, together with an analysis of measurement equivalence, were described and demonstrated. The sample was composed of 4327 students (3045 females and 1282 males) from 11 countries and four continents: Croatia, Finland, Sweden, Slovenia, Spain, Serbia, Japan, China, India, Argentina, and United States of America. The Emotional Skills and Competences Questionnaire (ESCQ-45) was used as a measure of trait emotional intelligence. It was developed in Croatia using Mayer and Salovey's model and consists of three subscales which assess perceiving and understanding emotions, expressing and labeling emotions, and managing and regulating emotions.

The three-dimensional structure of the ESCQ was confirmed in all cultural contexts. The existence of two factors (Perceiving and understanding emotions and Expressing and labeling emotions), using different testing techniques, was replicated consistently across cultures. However, the third dimension, Managing and regulating emotions, showed significant variations in certain cultures. The strongest cross-cultural effect (eta-coefficient) was evident in the Japanese sample. Due to the specific way of responding, this sample differed in the mean values on the respective subscales, factor structure (congruency coefficients) and goodness-of-fit measures (*AGFI*, *CFI*, *NNFI*, *RMSSR*) in comparison to "the rest of the World". Results of students from other ten countries, across different statistical indicators, were much more similar.

**Keywords:** cross-cultural psychology, The Emotional Skills and Competences Questionnaire (ESCQ), eta-coefficient, confirmatory factor analysis