

Faktorijalna invarijantnost u longitudinalnim studijama: merenje istog konstrukta tokom vremena

Factor invariance in longitudinal studies: measuring the same construct across time

Marija Volarov, Filozofski fakultet, Novi Sad

SAŽETAK

Ključne reči:
faktorijalna
invarijantnost,
invarijantnost
merenja,
ponovljena
merenja,
konfirmativna
faktorska analiza

Neretko se u istraživanjima prilikom ponavljanog zadavanja istog instrumenta podrazumeva da će taj instrument jednako da meri pretpostavljeni latentni konstrukt koliko god puta da ga zadamo, odnosno da se njegova svojstva neće promeniti tokom vremena. Međutim, invarijantnost merenja nije nešto što instrument poseduje kao default, već je invarijantnost potrebno testirati. Cilj ovog rada se upravo ogleda u prikazu načina na koji se primenom konfirmativne faktorske analize na setu longitudinalnih podataka može ispitati faktorijalna invarijantnost. Prvi deo rada je teorijski i predstavlja pregled različitih tipova invarijantnosti, dok je drugi deo rada zamišljen kao praktikum jer prikazuje na koji način se konfirmativna faktorska analiza za ponovljena merenja realizovana u softverskom okruženju R koristi za ispitivanje invarijantnosti.

ABSTRACT

Keywords:
Factor Invariance,
Measurement
Invariance,
Repeated
Measures,
Confirmatory
Factor Analysis

When researchers are conducting studies that require repeated measures, it is not uncommon for them to assume that the particular instrument is equally going to assess the latent construct of interest no matter how many times the instrument (test) is administered. In other words, it is not in question whether the properties of the test are likely to change or not. However, measurement invariance is not something that the instrument possesses by default. Measurement invariance has to be tested. The aim of this paper was to provide an insight into testing factorial invariance performing the confirmatory factor analysis on a set of longitudinal data. The first part of this paper is theoretical and describes different forms of invariance. The second part offers a concrete example and a step-by-step guide on how to perform confirmatory factor analysis for repeated measurements to test the invariance using statistical software R.

Koncept invarijantnosti u istraživanjima sa longitudinalnim dizajnom

U zavisnosti od trajanja proučavanja nekog fenomena od interesa, istraživački nacrti se mogu podeliti na transverzalne/krossekcione i longitudinalne, pri čemu obe vrste nacrta imaju svoje prednosti i nedostatke. Dok prvi podrazumevaju merenje u jednoj vremenskoj tački, drugi podrazumevaju kontinuirano praćenje nekog svojstva kod istih ispitanika u više odvojenih vremenskih tačaka. Ukoliko je, na primer, predmet istraživačkog interesovanja razvojni aspekt nekog fenomena, ili pak praćenje promene u nekoj karakteristici, bilo spontane bilo usled dejstva nekog tretmana, longitudinalni nacrt istraživanja biće nacrt izbora (Raykov & Amemiya, 2008). Najčešće ova vrsta praćenja podrazumeva primenu istog instrumenta u više navrata, a znatno ređe primenu alternativnih formi nekog testa.

Pristupajući poređenju skorova dobijenih primenom jednog te istog instrumenta u više vremenskih tačaka implicitno se polazi od pretpostavke da je primenjeni instrument funkcionisao na (približno) isti način u svakom vremenu t kada je administriran, odnosno da predstavlja meru istog latentnog konstrukta u svakoj vremenskoj tački (Raykov & Marcoulides, 2006). Međutim, kao što je to obično slučaj sa pretpostavkama, ni ova se ne mora nužno pokazati kao tačna. Naime, prema nekim istraživačima, kada govorimo o nacrtima sa ponovljenim merenjima možemo govoriti o tri moguće vrste promene koje zahvatamo instrumentima: takozvanoj *alfa*, *beta* i *gama* promeni (Brown, 2015). *Alfa* promena bi podrazumevala promenu u pravom skor, tj. promenu koja zaista zavisi od promene u nivou crte i koja je zapravo promena na koju se istraživačko pitanje i odnosi. Pod *beta* promenom se podrazumeva da je konstrukt nepromenjen tokom vremena, ali da je došlo do promene mernih svojstava njegovih indikatora (npr. došlo je do promene u mernoj skali). Konačno, *gama* promena se odnosi na promenu značenja samog konstrukta tokom vremena. Alfa promena isključuje prisustvo beta i gama promene (Brown, 2015). Dakle, u svojim istraživanjima najčešće podrazumevamo postojanje alfa promene.

Pored invarijantnosti koja se vezuje za ponovljenu administraciju instrumenata, o kojoj će u ovom radu biti reči, o invarijantnosti se govori (i to znatno češće) i u kontekstu različitih grupa koje su obuhvaćene nekim istraživanjem (u ovom slučaju, merna invarijantnost podrazumeva da instrument funkcioniše približno

jednako u različitim grupama, na primer u grupama muških i ženskih ispitanika).

Svojstvo instrumenta da jednako funkcioniše u svim fazama istraživačkog postupka (ili u različitim grupama), te da omogućava zaključivanje o alfa promeni, naziva se *merna invarijantnost* ili *invarijantnost merenja* (eng. *measurement invariance*), a u kontekstu modelovanja strukturalnim jednačinama *faktorijalna invarijantnost* (eng. *factorial invariance*) (Widaman et al., 2010). U literaturi se još može sresti i termin *merna ekvivalencija* (eng. *measurement equivalence*). Kao što je već napomenuto, iako se češće podrazumeva nego što se testira, invarijantnost merenja nepredstavlja neko svojstvo za koje se podrazumeva da ga instrument poseduje po automatizmu, te ga je stoga potrebno procenjivati u kontekstu empirijskih podataka na osnovu kojih se izvode zaključci o stabilnosti/promeni nekog svojstva, odnosno o prisustvu/odsustvu međugrupnih razlika. Za neki instrument kažemo da poseduje invarijantnost merenja koja je vezana za vremenske intervale ukoliko su psihometrijska svojstva opserviranih indikatora generalizabilna kroz vreme; da se posredstvom indikatora meri isti konstrukt u različitim vremenskim tačkama; da su odnosi latentnih varijabli i njihovih manifestnih indikatora nepromenjeni tokom vremena (Widaman et al., 2010); da sirovi skorovi zavise samo od nivoa crte na latentnom konstrukt, a ne od vremena merenja (Brown, 2015; Meredith, 1993); i konačno, da opažena promena tokom vremena odražava prave razlike u varijabilnosti pojave (Newsom, 2015). Testiranje invarijantnosti je od značaja jer njeno odsustvo vodi potencijalno pogrešnim zaključcima o ispitivanim fenomenima. Na primer, ukoliko se u kontekstu nekog seta podataka dobiju statistički značajne razlike u skor na latentnoj varijabli između dva merenja postavlja se pitanje da li se ta promena može zaista pripisati promeni u pravom skor ili je ona nastala usled, recimo, promene u samoj latentnoj strukturi ili mernim svojstvima indikatora (Brown, 2015).

Načelno, faktorijalna invarijantnost može se podeliti na dva glavna podtipa: **mernu** (eng. *measurement invariance*) i **strukturnu** invarijantnost (eng. *structural invariance*). Testiranjem merne invarijantnosti zapravo se testira na koji način ajtemi mere latentni konstrukt kroz vreme (ili različite grupe), dok se strukturna invarijantnost odnosi na način na koji su latentni faktori raspoređeni i povezani u različitim vremenskim tačkama (ili grupama). Važno je napomenuti da odsustvo strukturne invarijantnosti ne mora da sugerise problem sa primenjenim instrumentom,

te da strukturne razlike koje se javljaju usled protoka vremena (ili u različitim grupama) mogu biti od posebnog istraživačkog interesa.

Konfirmativna faktorska analiza (CFA)

Aktuelni pristupi testiranju invarijantnosti merenja na setu podataka prikupljenih longitudinalno jesu teorija ajtemskog odgovora (eng. *item response theory; IRT*) i modelovanje strukturalnim jednačinama – SEM i to modelovanje latentnog rasta (eng. *latent growth modeling; LGM*) i konfirmativna faktorska analiza – CFA (Widaman et al., 2010). U okviru ovog rada invarijantnost će biti razmatrana iz faktorsko-analitičkog okvira. Kada se kombinuje sa nacrtom sa ponovljenim merenjima, CFA omogućava testiranje invarijantnosti u različitim vremenskim tačkama. Posebno korisna implikacija ovog pristupa jeste mogućnost razvijanja parsimoničnog modela razvoja nekog fenomena tokom vremena (Raykov & Amemiya, 2008).

Važno je napomenuti da longitudinalna invarijantnost merenja može biti testirana na dva načina: korišćenjem jednog uzorka (eng. *one-sample approach*) ili pak primenom pristupa koji se koristi u slučaju poređenja više grupa (faze merenja su definisane kao grupe; eng. *multiple-groups approach*). Vandenberg i Lans (Vandenberg & Lance, 2000) diskutuju o prednostima i nedostacima prvog, odnosno drugog pristupa. Prema ovim autorima (Vandenberg & Lance, 2000) osnovna prednost pristupa sa jednim uzorkom je mogućnost koreliranja reziduala indikatora i njihovo kontrolisanje prilikom procene preostalih parametara u modelu usled čega se ovaj pristup favorizuje u kontekstu longitudinalnog skupa podataka (o ovome će uskoro biti više reči u kontekstu konfiguralne invarijantnosti). Kao osnovni nedostatak ovog pristupa navodi se veličina ulazne matrice i nešto slabiji fit modela usled kompleksnijih modela. U ovom radu biće demonstriran *one-sample* pristup, kao pristup koji se više preporučuje.

Nivoi invarijantnosti u longitudinalnim istraživanjima

Vajdman i Rajz (Widaman & Reise, 1997) su identifikovali četiri nivoa invarijantnosti na osnovu predloga ranijih autora i opisali na koji način se testira invarijantnost po grupama. Njihov pristup prilagođen je testiranju invarijantnosti na longitudinalnim setovima podataka (Widaman et al., 2010). Testiranje različitih nivoa

invarijantnosti zapravo predstavlja poređenje indeksa fita za seriju hijerarhijski organizovanih modela u kojoj svaki naredni model sadrži neko dodatno ograničenje. Poređenje se vrši za parove modela od kojih je jedan uvek manje restriktivan od drugog, u koji je ugnježđen (Bentler & Bonett, 1980). Ova ograničenja ne predstavljaju ništa drugo do specifikovanje da određena klasa parametara mora imati jednaku procenjenu vrednost u svim vremenskim tačkama. U nastavku su opisani nivoi invarijantnosti u longitudinalnim istraživanjima.

Konfiguralna invarijantnost (eng. *configural measurement invariance*)

Podrazumeva vremenski stabilnu latentnu strukturu i preduslov je za proveru preostalih nivoa invarijantnosti. U kontekstu longitudinalnog istraživanja ne predstavlja ništa drugo do fitovanje konfirmatornih krossekcionijskih modela (za svako merenje po jedan) kako bi se ustanovilo da li instrument ima identičnu jednodimenzionalnu ili višedimenzionalnu faktorsku strukturu u svakoj vremenskoj tački (da li indikatori opterećuju iste faktore i da li je visina tih opterećenja prihvatljiva; Brown, 2015). Na primer, u slučaju upitnika jednodimenzionalne strukture za koji postoje test-retest podaci ovakav model će imati dva korelirana latentna faktora – po jedan latentni faktor za svaku vremensku tačku u kojoj je vršeno merenje. Ono što je dodatno specifično za konfirmativne modele za ponovljena merenja je koreliranje reziduala koje predstavlja longitudinalnu povezanost između jedinstvenih izvora varijanse svakog indikatora pojedinačno nakon što se odstrani varijansa objašnjena zajedničkim faktorom. Kovarijansa između reziduala predstavlja sistematsku varijansu, a ne nesistematsku grešku merenja, koja je po definiciji nasumična i ne može korelirati sa drugim fenomenima, i često se pripisuje samom metodu, odnosno ponavljanoj administraciji istog instrumenta. S tim u vezi, Braun (Brown, 2015) navodi da u nekim slučajevima ovakva specifikacija u modelu nije nužna, recimo u situacijama kada postoji veliki vremenski interval između dva merenja.

Ukoliko konfiguralna invarijantnost nije ustanovljena potrebno je ponovo razmotriti način na koji je model specifikovan, kao i teorijski okvir koji može podrazumevati/objasniti promenu u konfiguraciji modela tokom vremena (Brown, 2015).

Slaba faktorijalna invarijantnost (eng. weak/metric invariance)

Podrazumeva invarijantnost faktorskih opterećenja. Ukoliko faktorska opterećenja variraju tokom vremena, to znači da u različitim vremenskim tačkama isti indikatori nemaju istu važnost prilikom konstituisanja latentnih faktora što može voditi neadekvatnim zaključcima vezanim za promenu neke psihološke karakteristike (Brown, 2015)

Jaka/snažna faktorijalna invarijantnost (eng. strong/scalar invariance)

Ovaj model dodaje još jedno ograničenje u odnosu na prethodno koje se odnosi na jednakost faktorskih opterećenja, a to je pretpostavka o vremenski stabilnim vrednostima intercepta (odsečka). Ukoliko ne postoji jaka invarijantnost, odnosno ako vrednosti intercepta indikatora nisu vremenski stabilne, neće biti stabilni ni opaženi skorovi čak ni u situacijama kada ne dolazi do promene u pravom skor, odnosno u nivou latentne crte (Brown, 2015).

Striktne faktorijalne invarijantnosti (eng. strict invariance)

Striktne faktorijalne invarijantnosti podrazumeva dodavanje ograničenja koje se odnosi na jednakost rezidualne varijanse indikatora tokom vremena (povrh ograničenih faktorskih opterećenja i intercepta). Neki autori sugerišu da nije nužno zadovoljiti ovaj nivo invarijantnosti da bismo mogli porediti skorove na latentnim varijablama kroz više vremenskih tačaka (Braun [Brown, 2015] čak i navodi da longitudinalni podaci najčešće ne ispunjavaju ovaj uslov), dok sa druge strane određeni autori ističu da je ova vrsta invarijantnosti naročito važna ukoliko se u analizama koriste kompozitni skorovi (Raykov, 2001, prema Brown, 2015). Prema Vajdmanu i saradnicima (Widaman et al., 2010) da bismo mogli da tvrdimo da smo kroz ponovljeno zadavanje istog instrumenta izmerili isti konstrukt potrebno je zadovoljiti nivo striktnosti invarijantnosti.

Strukturalna invarijantnost

Strukturalna invarijantnost podrazumeva sledeća tri uslova (za grafičku ilustraciju konsultovati udžbenik *Longitudinal Structural Equation Modeling*, [Newsom, 2015: 32]):

- a. **Invarijantnost faktorskih varijansi** (eng. *factor variance invariance*), koja sadrži pretpostavku da skorovi na latentnom faktoru jednako variraju prilikom svake administracije instrumenta;
- b. **Invarijantnost faktorskih kovarijansi** (eng. *factor covariance invariance*) koja sadrži pretpostavku o vremenski stabilnom odnosu između latentnih faktora;
- c. **Invarijantnost faktorskih aritmetičkih sredina** (eng. *factor mean invariance*) koja sadrži pretpostavku da će aritmetičke sredine na latentnim faktorima ostati nepromenjene tokom vremena.

Potpuna i parcijalna invarijantnost

Neki autori (npr. Chungham et al., 2013; Milfont & Fischer, 2010) navode da su prethodno opisani zahtevi previše rigorozni i da u praksi podaci kojima raspolažemo retko kada mogu da zadovolje sve navedene uslove. U skladu sa navedenim postoji podela na potpunu i parcijalnu invarijantnost. Parcijalna invarijantnost se odnosi na situacije kada se neki parametri pokažu kao invarijantni, a neki ne. Dok ne postoji konsenzus na koji način se ophoditi prema podacima u ovakvim slučajevima, obično se preporučuje da se identifikuju i uklone oni indikatori koji mogu biti uzrok neinvarijantnosti (Brown, 2015).

Demonstracija procene faktorijalne invarijantnosti na longitudinalnom setu podataka u statističkom softveru R

Testiranje faktorijalne invarijantnosti biće demonstrirano na podacima prikupljenim u okviru veće longitudinalne studije koja je za predmet istraživanja imala određene kognitivne faktore vulnerabilnosti za razvoj psihopatologije na uzorku studenata sa Univerziteta u Novom Sadu. Konkretno, biće korišćeni podaci sa supskale *Depresivnost* upitnika *Depresivnosti, anksioznosti i stresa -21* (Depression Anxiety Stress Scales – DASS-21; Lovibond & Lovibond, 1995; adaptirali na srpski Jovanović et al., 2014) koja sadrži

sedam ajtema¹ sa četvorostepenim formatom odgovora Likertovog tipa (od 0 – nikad, do 3 – skoro uvek)². DASS-21 predstavlja skalu namenjenu proceni aktuelnog stanja depresivnosti, anksioznosti i stresa (procena se vrši za period od poslednjih nedelju dana u odnosu na trenutak testiranja). U cilju što jednostavnijeg prikaza korišćeni su samo podaci iz I i III faze istraživanja između kojih je postojao vremenski interval u trajanju od godinu dana. Broj ispitanika za koje postoje podaci u ove dve faze istraživanja iznosi 195. Pouzdanost po modelu interne konzistencije za dimenziju Depresivnost u prvoj fazi iznosi $\alpha_1 = .82$, a u drugoj $\alpha_2 = .84$, dok test-retest korelacija iznosi $r = .31, p < .001$.

Analize su sprovedene u statističkom programu R (v3.3.3., R Core Team, 2017), u Rstudio okruženju (RStudio Team, 2015), a u okviru paketa „lavaan“ (Rosseel, 2017) koji omogućava modelovanje strukturalnim jednačinama, odnosno sprovođenje konfirmatorne faktorske analize (CFA). Najopštije rečeno, konfirmatorni modeli predstavljaju grupu statističkih procedura u okviru modelovanja strukturalnim jednačinama. CFA predstavlja često korišćenu tehniku u psihološkim istraživanjima kada je cilj istraživanja provera saglasnosti nekog teorijskog modela (strukture konstrukta prema njegovom razumevanju iz okvira neke teorije) sa empirijskim podacima prikupljenim pomoću instrumenta kojim je taj konstrukt operacionalizovan.

Indeksi fita

Provera saglasnosti modela sa podacima vrši se na osnovu indeksa fita (eng. *model fit indices*). Za potrebe ovog rada indeksi fita su procenjeni metodom maksimalne verodostojnosti (eng. *maximum likelihood; ML*). Prilikom evaluacije poklapanja modela sa podacima uzeti su u obzir sledeći indeksi (u zagradama su date optimalne vrednosti, odnosno kriterijumi u odnosu na koje je donošena odluka o stepenu saglasnosti):

- a. **Odnos χ^2 testa i broja stepeni slobode, df** (optimalna vrednost: $\chi^2/df < 3.00$; Carmines & McIver, 1981)
- b. **RMSEA** (eng. *The Root Mean Square Error of Approximation*) – koren iz prosečne kvadrirane greške aproksimacije (optimalna vrednost $< .05$; prihvatljiva $< .08$; Kline, 2010)
- c. **SRMR** (eng. *Root Mean Square Residual*) – koren iz prosečnih kvadrata reziduala (optimalna vrednost < 0.06 , prihvatljiva < 0.08 ; Hu & Bentler, 1999).
- d. **CFI** (eng. *Comparative Fit Index*) – komparativni indeks fita (optimalne vrednosti $> .95$, prihvatljive $> .90$; Kline, 2010).
- e. **TLI** (eng. *Tucker-Lewis index*) – Tucker-Lewisov indeks fita (optimalne vrednosti $> .95$, prihvatljive $> .90$; Kline, 2010).
- f. **ΔCFI** – razlika u visini komparativnih indeksa fita za dva uporedna modela (ukoliko je $\Delta CFI > .01$ u korist manje restriktivnog modela, opravdano je zaključiti da restriktivniji model treba odbaciti; (Chen, 2007; Cheung & Renswold, 2002; Hirschfeld & von Brachel, 2014).

Primer sintakse za izračunavanje invarijantnosti i rezultati

U prvom koraku analiza testiranja je fit jednodimenzionalnog modela depresivnosti posebno u I fazi istraživanja (t_1), a posebno u III fazi istraživanja (t_2). Za oba modela dobijene su prihvatljive vrednosti indikatora fita ($M_{t_1} - \chi^2 = 42.37, df = 14, CFI = .94, TLI = 0.91, SRMR = .050$ i $RMSEA = .102$; $M_{t_2} - \chi^2 = 30.19, df = 14, CFI = .97, TLI = 0.95, SRMR = .077$ i $RMSEA = .041$) te je pristupljeno testiranju invarijantnosti.

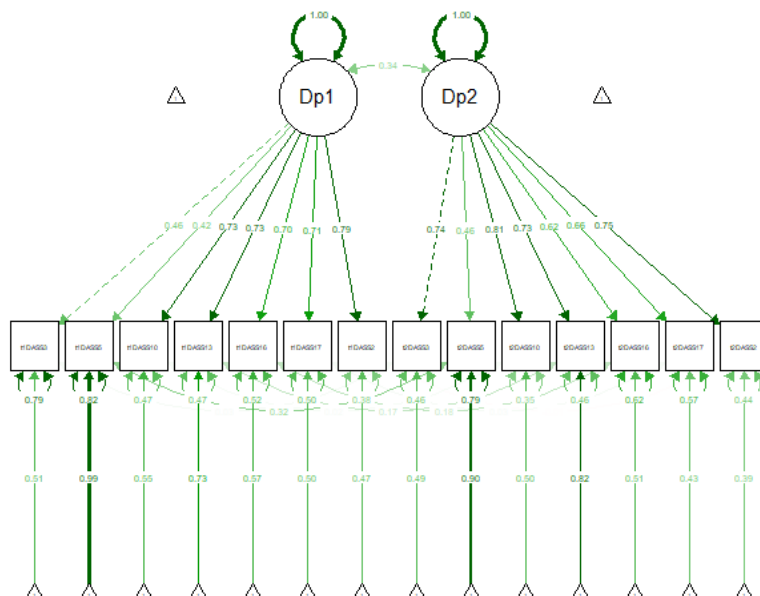
6.2.1. Testiranje faktorijalne invarijantnosti

6.2.1.a. Konfiguralna invarijantnost.

Kako bi se testirala konfiguralna invarijantnost definisan je merni model na sledeći način:

```
#instaliranje paketa
install.packages("lavaan")
install.packages("semPlot")
#pozivanje paketa
library("lavaan")
konfig <- 'Dep1 =~ t1DASS3 + t1DASS5 + t1DASS10 + t1DASS13 + t1DASS16 + t1DASS17+ t1DASS21
          Dep2 =~ t2DASS3 + t2DASS5 + t2DASS10 + t2DASS13 + t2DASS16 + t2DASS17 + t2DASS21
#korelirani su latentni faktori
Dep1 =~ Dep2
#korelirani su rezidualni parovi indikatora
t1DASS3 =~ t2DASS3
t1DASS5 =~ t2DASS5
t1DASS10 =~ t2DASS10
t1DASS13 =~ t2DASS13
t1DASS16 =~ t2DASS16
t1DASS17 =~ t2DASS17
t1DASS21 =~ t2DASS21'
#fitovanje modela i ispis rezultata
konfig.fit <- cfa(konfig, data = matrica, orthogonal = F, estimator = "ml", meanstructure=TRUE)
summary(konfig.fit, standardized = TRUE, fit.measures = TRUE)
#za grafički prikaz modela (Slika 2)
library("semPlot")
semPaths(konfig.fit,"std")
```

Slika 1. Grafički prikaz modela konfiguralne invarijantnosti dobijen funkcijom semPats()



(Izvor: Autor)

6.2.1.b. Slaba invarijantnost.

Kako bi se testirala slaba invarijantnost u prethodno navedenu sintaksu je potrebno modifikovati

ograničavanjem određenih parametara u skladu sa pretpostavkom o vremenskoj stabilnosti faktorskih opterećenja indikatora (*eng. equal factor loadings constraints*):

```
slaba <- 'Dep1 =~ v1*t1DASS3 + v2*t1DASS5 + v3*t1DASS10 + v4*t1DASS13 + v5*t1DASS16 + v6*t1DASS17 + v7*t1DASS21
        Dep2 =~ v1*t2DASS3 + v2*t2DASS5 + v3*t2DASS10 + v4*t2DASS13 + v5*t2DASS16 + v6*t2DASS17 + v7*t2DASS21'
```

```
#korelirani su latentni faktori
```

```
Dep1 =~ Dep2
```

```
#korelirani su reziduali parova indikatora
```

```
t1DASS3 =~ t2DASS3
```

```
t1DASS5 =~ t2DASS5
```

```
t1DASS10 =~ t2DASS10
```

```
t1DASS13 =~ t2DASS13
```

```
t1DASS16 =~ t2DASS16
```

```
t1DASS17 =~ t2DASS17
```

```
t1DASS21 =~ t2DASS21'
```

```
#fitovanje modela i ispis rezultata
```

```
slaba.fit <- cfa(slaba, data = matrica, orthogonal = F, estimator = "ml", meanstructure=TRUE)
```

```
summary (slaba.fit, standardized = TRUE, fit.measures = TRUE)
```

6.2.1.c. Jaka invarijantnost.

Kako bi se ispitala jaka invarijantnost potrebno je specificovati model koji će sadržati još jedno, dodatno ograničenje u odnosu na model za proveru slabe

invarijantnosti. Ovo dodatno ograničavanje parametara se odnosi na pretpostavku da će u slučaju postojanja jake invarijantnosti modela vrednosti intercepta (odsečka) indikatora biti vremenski stabilne za parove indikatora.

jaka <- 'Dep1 =~ v1*t1DASS3 + v2*t1DASS5 + v3*t1DASS10 +

```
v4*t1DASS13 + v5*t1DASS16 + v6*t1DASS17 + v7*t1DASS21
```

```
        Dep2 =~ v1*t2DASS3 + v2*t2DASS5 + v3*t2DASS10 + v4*t2DASS13 + v5*t2DASS16 + v6*t2DASS17 + v7*t2DASS21'
```

```
#korelirani su latentni faktori
```

```
Dep1 =~ Dep2
```

```
#korelirani su reziduali parova indikatora
```

```
t1DASS3 =~ t2DASS3
```

```
t1DASS5 =~ t2DASS5
```

```
t1DASS10 =~ t2DASS10
```

```
t1DASS13 =~ t2DASS13
```

```
t1DASS16 =~ t2DASS16
```

```
t1DASS17 =~ t2DASS17
```

```
t1DASS21 =~ t2DASS21
```

```
#intercepti (ajtemi koji imaju istu slovnu oznaku će imati istu procenjenu vrednost)
```

```
Dep1 ~ 1
```

```
Dep2 ~ 1
```

```
t1DASS3 ~ 0*1
```

```
t1DASS5 ~ a*1
```

```
t1DASS10 ~ b*1
```

```
t1DASS13 ~ c*1
```

```
t1DASS16 ~ d*1
```

```
t1DASS17 ~ e*1
```

```
t1DASS21 ~ f*1
```

```
t2DASS3 ~ 0*1
```

t2DASS5 ~ a*1

t2DASS10 ~ b*1

t2DASS13 ~ c*1

t2DASS16 ~ d*1

t2DASS17 ~ e*1

t2DASS21 ~ f*1'

#fitovanje modela i ispis rezultata

jaka.fit <- cfa(jaka, data = matrica, orthogonal = F, estimator = "ml", meanstructure=TRUE)

summary (jaka.fit, standardized = TRUE, fit.measures = TRUE)

6.2.1.d. Striktna invarijantnost.

Striktna invarijantnost podrazumeva jednakost faktorskih opterećenja, intercepta i rezidualne varijanse indikatora u svim vremenskim tačkama. Dakle, ovaj model je

restriktivniji za još jedno ograničenje koje se odnosi na jednakost rezidualnih vrednosti, a koje je u kodu koji sledi istaknuto **boldovanim** tekstom:

striktna <- 'Dep1 =~ v1*t1DASS3 + v2*t1DASS5 + v3*t1DASS10 + v4*t1DASS13 + v5*t1DASS16 + v6*t1DASS17 + v7*t1DASS21

Dep2 =~ v1*t2DASS3 + v2*t2DASS5 + v3*t2DASS10 + v4*t2DASS13 + v5*t2DASS16 + v6*t2DASS17 + v7*t2DASS21

#korelirani su latentni faktori

Dep1 ~~ Dep2

#korelirani su reziduali parova indikatora

t1DASS3 ~~ t2DASS3

t1DASS5 ~~ t2DASS5

t1DASS10 ~~ t2DASS10

t1DASS13 ~~ t2DASS13

t1DASS16 ~~ t2DASS16

t1DASS17 ~~ t2DASS17

t1DASS21 ~~ t2DASS21

#intercepti

Dep1 ~ 1

Dep2 ~ 1

t1DASS3 ~ 0*1

t1DASS5 ~ a*1

t1DASS10 ~ b*1

t1DASS13 ~ c*1

t1DASS16 ~ d*1

t1DASS17 ~ e*1

t1DASS21 ~ f*1

t2DASS3 ~ 0*1

t2DASS5 ~ a*1

t2DASS10 ~ b*1

t2DASS13 ~ c*1

t2DASS16 ~ d*1

t2DASS17 ~ e*1

t2DASS21 ~ f*1

#rezidualne vrednosti indikatora su ograničene tako da budu jednake u obe vremenske tačke

t1DASS3 ~~ g1*t1DASS3

t2DASS3 ~~ g1*t2DASS3

t1DASS5 ~~ g2*t1DASS5


```
t2DASS5 ~~ g2*t2DASS5
t1DASS10 ~~ g3*t1DASS10
t2DASS10 ~~ g3*t2DASS10
t1DASS13 ~~ g4*t1DASS13
t2DASS13 ~~ g4*t2DASS13
t1DASS16 ~~ g5*t1DASS16
t2DASS16 ~~ g5*t2DASS16
t1DASS17 ~~ g6*t1DASS17
t2DASS17 ~~ g6*t2DASS17
t1DASS21 ~~ g7*t1DASS21
t2DASS21 ~~ g7*t2DASS21'
```

#fitovanje modela i ispis rezultata

```
striktna.fit <- cfa(striktna, data = matrica, orthogonal = F, estimator = "ml", meanstructure=TRUE)
summary (striktna.fit, standardized = TRUE, fit.measures = TRUE)
```

6.2.1.e. Invarijantnost faktorske varijanse.

Radi provere strukturne invarijantnosti, odnosno jednog od njenih aspekata koji podrazumeva jednakost varijansi faktora, odnosno stabilan raspon

faktorskih skorova tokom vremena, prethodno prikazanu sintaksu je potrebno modifikovati za sledeće linije koda:

#postavljanje ograničenja u odnosu na pretpostavku o jednakim varijansama skorova na latentnom faktoru u različitim vremenskim tačkama

```
Dep1 ~~ h*Dep1
```

```
Dep2 ~~ h*Dep2
```

#fitovanje modela i ispis rezultata

```
inv.varijansa.fit <- cfa(inv.varijansa, data = matrica, orthogonal = F, estimator = "ml", meanstructure=TRUE)
summary (inv.varijansa.fit, standardized = TRUE, fit.measures = TRUE)
```

6.2.1.f. Invarijantnost faktorske kovarijanse.

S obzirom na to da je testiranje invarijantnosti ovde demonstrirano na jednodimenzionalnom modelu, nije moguće testirati invarijantnost faktorske kovarijanse jer bi takav model zahtevao bar dva latentna faktora u svakoj vremenskoj tački.

6.2.1.f. Invarijantnost faktorske aritmetičke sredine.

Konačno, kako bi se ispitala invarijantnost faktorskih aritmetičkih sredina, odnosno njihova stabilnost tokom vremena, potrebno je izvršiti sledeću modifikaciju u sintaksi:

#intercepti koje dodatno treba ograničiti u odnosu na prethodni model kako bi aritmetičke sredine latentnih faktora bile procenjivanje kao jednake

umesto

```
Dep1 ~ 1
```

```
Dep2 ~ 1
```

treba da stoji:

```
Dep1 ~ i*1
```

```
Dep2 ~ i*1
```

#fitovanje modela i ispis rezultata

```
inv.mean.fit <- cfa(inv.mean, data = matrica, orthogonal = F, estimator = "ml", meanstructure=TRUE)
summary (inv.mean.fit, standardized = TRUE, fit.measures = TRUE)
```

Prema navodima koje Njusom (Newsom, 2015) ističe u svojoj knjizi ovako specifikovani modeli predstavljaju ugnježdene modele zato što se uvek porede po dva modela gde se na onaj koji je manje restriktivan posmatra kao ugnježđen model unutar restriktivnijeg. U skladu sa ovim navodom, statistička značajnost razlika u visini procenjenih parametara fita testirana je funkcijom

anova():

anova(konfig.fit, slaba.fit, jaka.fit, striktna.fit, inv.varijansa.fit, inv.mean.fit)

Rezultati dobijeni testiranjem svih opisanih modela, kao i rezultati njihovog međusobnog poređenja anova() funkcijom dati su u tabeli 1.

Tabela 1. Indeksi fita za testirane modele po nivoima invarijantnosti i njihovo poređenje

model	χ^2 , df	χ^2/df	RMSEA	RMSEA 90% CI	SRMR	$\Delta \chi^2$	p za $\Delta \chi^2$	CFI	Δ CFI	TLI	VS
1	118.392/69	1.72	0.061	0.041-0.079	0.047	-	-	.952	-	.937	-
2	128.510/75	1.71	0.060	0.042-0.078	0.060	10.118	.119	.948	.004	.937	1 vs 2
3	134.418/81	1.66	0.058	0.040-0.075	0.061	5.909	.434	.949	-.001	.942	2 vs 3
4	181.298/88	2.06	0.074	0.058-0.089	0.068	46.879	.000	.910	.039	.907	3 vs 4
5	182.543/89	2.05	0.073	0.058-0.089	0.072	1.246	.264	.910	0	.908	4 vs 5
6	184.433/90	2.05	0.073	0.058-0.088	0.074	1.890	.169	.909	.001	.908	5 vs 6

(Izvor: Autor)

Napomena: 1 – konfiguralna invarijantnost. 2 – slaba invarijantnost. 3 – jaka invarijantnost. 4 – striktna invarijantnost. 5 – invarijantnost varijansi latentnih faktora. 6 – invarijantnost aritmetičkih sredina faktora. VS – ukazuje na to koja dva modela se međusobno porede.

Na osnovu priloženih rezultata i opisanih kriterijuma za evaluaciju fita modela može se zaključiti da dimenzija *Depresivnost* poseduje jaku ali ne i striktnu invarijantnost, imajući u vidu statistički značajnu razliku u visini χ^2 , kao i to da je Δ CFI > .01 kada se porede modeli striktno i jake invarijantnosti. Ukoliko prihvatimo sugestiju koju nudi Braun (Brown, 2015), a koja se odnosi na to da nije nužno ispunjavanje uslova koji postavlja model striktno invarijantnosti jer ga longitudinalni podaci inače teško zadovoljavaju, možemo konstatovati da skorovi sa dimenzije *Depresivnost* mogu biti korišćeni u svrhu praćenja promene u intenzitetu simptoma depresivnosti tokom vremena. Isto sugerišu i rezultati testiranja strukturne invarijantnosti. Posebno treba prokomentarisati visine indeksa RMSEA koji je gotovo u svim slučajevima nešto iznad granice prihvatljivosti. Keni i saradnici (Kenny et al., 2014) predlažu da se u situacijama kada se modeli testiraju na malim uzorcima, sa malim brojem stepeni slobode, RMSEA ne uzima kao jedan od kriterijuma za donošenje odluke o prihvatanju ili odbacivanju modela, što bi moglo da se primeni u kontekstu modela predstavljenih u okviru ovog rada.

Zaključak

Cilj ovog rada je bio da se prikaže način na koji se primenom konfirmativne faktorske analize na setu longitudinalnih podataka može ispitati faktorijalna invarijantnost. Pored prikaza na koji način se ova analiza može tehnički sprovesti u softverskom okruženju R, posebnu pažnju treba obratiti na one navode koji se tiču važnosti samog testiranja invarijantnosti u situacijama kada vršimo ponovljena merenja. Vrlo često komparacija skorova dobijenih u različitim vremenskim tačkama ima snažne praktične implikacije, na primer u kontekstu evaluacije efekata nekog tretmana. Imajući u vidu praktične konsekvence koje proističu iz rezultata ovakvih istraživanja, čini se veoma važnim prethodno ustanoviti u kojoj meri zaista možemo da tvrdimo da smo zabeležili upravo onu željenu promenu (ili uhvatili upravo onu željenu stabilnost) od koje smo pošli koncipirajući istraživanje. Ono što eventualno istraživače može da „obeshrabri“ jeste kreiranje vrlo kompleksnih modela, odnosno pisanje obimnih sintaksi za njihovo računanje koje ova analiza zahteva. I konačno, imajući u vidu sve navedeno, čini se da je potrebno još rada na polju konsenzusa povodom toga koji nivo invarijantnosti je minimum koji treba da bude zadovoljen, odnosno da li istraživači treba da tragaju za potpunom ili parcijalnom invarijantnošću.

IZJAVA

Autorka je svojom izjavom potvrdila nepostojanje bilo kakvog sukoba interesa.

NAPOMENE

- 1 Originalan trofaktorski model koji je podrazumevan strukturuom upitnika DASS-21 nije bilo moguće izračunati usled nedovoljnog broja ispitanika.
- 2 Važno je napomenuti da je preporuka da se odgovori sa četvorostepene skale tretiraju kao varijable ordinalnog nivoa merenja i da se indeksi fita u takvom CFA modelu procenjuju WLSMV estimatorom. Samim tim je i celokupan skript nešto drugačiji kada je u pitanju računanje invarijantnosti na ordinalnim varijablama. Međutim, budući da je ovde bio cilj prikazati skript za računanje invarijantnosti na setu podataka koji pripadaju intervalnom nivou merenja (jer najčešće takve skale i koristimo), podaci su tako i tretirani isključivo zarad demonstracije.

REFERENCES

- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588–606. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guilford
- Carmines, E. G., & McIver, J. D. (1981). Analyzing models with unobserved variables: Analysis of covariance structures. U G. W. Bohinstedt & E. F. Borgatta (Eds.), *Social measurement: Current issues* (pp. 65 - 115). Sage.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464–504. https://doi.org/10.1207/s15328007sem0902_5
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233–255.
- Chungkham, H. S., Ingre, M., Karasek, R., Westerlund, H., & Theorell, T. (2013). Factor Structure and Longitudinal Measurement Invariance of the Demand Control Support Model: An Evidence from the Swedish Longitudinal Occupational Survey of Health (SLOSH). *PLoS ONE* 8(8): e70541. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0070541>
- Hirschfeld, G. & von Brachel, R. (2014). Improving Multiple-Group confirmatory factor analysis in R – A tutorial in measurement invariance with continuous and ordinal indicators. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 19(7), 1-12. Available online: <http://pareonline.net/getvn.asp?v=19&n=7>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jovanović, V., Gavrilov-Jerković, V., Žuljević, D. & Brdarić, D. (2014). Psihometrijska evaluacija Skale depresivnosti, anksioznosti i stresa – 21 (DAS–21) na uzorku studenata u Srbiji. *Psihologija*, 47, 93–112. <https://doi.org/10.2298/PSI1401093J>
- Kenny, D. A., Kaniskan, B., & McCoach, D. B. (2014). The Performance of RMSEA in Models With Small Degrees of Freedom. *Sociological Methods & Research*, 44(3), 486–507. <https://doi.org/10.1177/0049124114543236>
- Kline, R. B. (2010). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford.
- Lovibond, S. H., & Lovibond, P. F. (1995). *Manual for the Depression Anxiety Stress Scales* (2nd ed.). Psychology Foundation of Australia.
- Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, 58(4), 525–543. <https://doi.org/10.1007/bf02294825>
- Milfont, T. L., & Fischer, R. (2010). Testing measurement invariance across groups: Applications in cross-cultural research. *International Journal of Psychological Research*, 3(1), 111-130. <https://doi.org/10.21500/20112084.857>
- Newsom, J. T. (2015). *Longitudinal Structural Equation Modeling: A Comprehensive Introduction*. Routledge.
- Raykov, T., & Amemiya, Y. (2008). Testing Time-Invariance of Variable Specificity in Repeated Measure Designs Using Structural Equation Modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 15(3), 449–461. <https://doi.org/10.1080/10705510802154315>
- Raykov, T. & Marcoulides, G. A. (2006). *A First Course in Structural Equation Modeling (2nd edition)*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum. <https://doi.org/10.4324/9780203930687>
- Rosseel, Y. (2017). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. URL: <http://www.jstatsoft.org/v48/i02/>.
- RStudio Team (2017). RStudio: Integrated Development for R. RStudio, Inc., Boston, MA. URL: <http://www.rstudio.com/>.
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A Review and Synthesis of the Measurement Invariance Literature: Suggestions, Practices, and Recommendations for Organizational Research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4–70. <https://doi.org/10.1177/109442810031002>
- Widaman, K. F., Ferrer, E., & Conger, R. D. (2010). Factorial Invariance Within Longitudinal Structural Equation Models: Measuring the Same Construct Across Time. *Child Development Perspectives*, 4(1), 10–18. <https://doi.org/10.1111/j.1750-8606.2009.00110.x>
- Widaman, K. F., & Reise, S. P. (1997). Exploring the measurement invariance of psychological instruments: Applications in the substance use domain. *The Science of Prevention: Methodological Advances from Alcohol and Substance Abuse Research*, 281–324. <https://doi.org/10.1037/10222-009>

Datum prijave: 27.10.2021.
Datum prihvatanja: 08.12. 2021.

Kontakt

Marija Volarov, Filozofski fakultet
Dr Zorana Đinđića 1, Novi Sad
E-mail: marija.volarov@uns.ac.rs