

Petar ČolovićOdsek za psihologiju,
Filozofski fakultet,
Univerzitet u Novom Sadu**DVE KATEGORIJE ILI JEDNA
DIMENZIJA: TAKSOMETRIJSKE
ANALIZE MODALITETA RIZIČNOG
PONAŠANJA****Rezime**

U radu su predstavljene osnovne postavke taksometrijskog pristupa procene kategorijalnosti konstrukata, i prikazani primeri taksometrijskih analiza. Osnovni cilj taksometrijskog pristupa je da utvrdi da li su konstrukti dimenzionalni, ili je reč o dve razdvojene kategorije, koje se nazivaju „takson“ i „komplement“. U tu svrhu, koristi se nekoliko analitičkih postupaka zasnovanih na različitim principima, a za konačnu ocenu kategorijalnosti / dimenzionalnosti neophodno je da procene na osnovu svih primenjenih analiza budu saglasne. Opisane su procedure „MAMBAC“, „MAXCOV“, „MAXEIG“, „MAXSLOPE“ i „L-Mode“. Primena taksometrijskih procedura prikazana je na primeru tri konstrukta iz domena rizičnog ponašanja – Delinkventnog ponašanja, Zloupotrebe psihoaktivnih supstanci i Sklonosti ka kockanju. Konstrukti su procenjivani Uпитnikom za procenu rizičnih ponašanja, a podaci su prikupljeni na uzorku od 421 ispitanika (257 žena), prosečne starosti 30,62 godine. Kao indikatori, korišćeni su odgovori na stavke skala Delinkventno ponašanje, Zloupotreba psihoaktivnih supstanci i Sklonost ka kockanju. Primenjeni su postupci „MAMBAC“, „MAXEIG“ i „L-Mode“. Rezultati sugerišu da se konstrukt Delinkventno ponašanje može s izvesnim oprezom okarakterisati kao taksoničan, budući da postoji saglasnost rezultata dva od tri primenjena taksometrijska postupka. Konstrukt Zloupotreba psihoaktivnih supstanci može se okvalifikovati kao ambivalentan (ni taksoničan, niti dimenzionalan), dok rezultati sugerišu da je Sklonost ka kockanju dimenzionalan konstrukt. Primer ukazuje na neke od osnovnih problema u primeni taksometrijskih postupaka (testovi konzistencije, validnost indikatora, saglasnost rezultata različitih analiza, konačna procena taksoničnosti konstrukata, i sl.).

Cljučne reči: taksometrija, kategorijalnost konstrukata

Primljeno: 31.12.2011.

Prihvaćeno za štampu: 08.02.2012.

Uvod

Šezdesetih godina prošlog veka, u domenu kliničke psihologije počinje da se razvija novi pravac u okviru tipološke „paradigme“ - taksometrija. Razvoj ovog sistema postupaka za procenu kategorijalnosti konstrukata predstavlja reakciju Pola Mila na prenamaglašeno, neadekvatno, i, po njegovom mišljenju, dogmatsko (Meehl, 1999) favorizovanje dimenzionalnih modela u psihologiji. Ujedno, razvoj taksometrije predstavlja Milov pokušaj da reši neke od ključnih konceptualnih i metodoloških problema psihološke kategorizacije i klasifikacije. Konceptualni problemi koji su uticali na nastanak taksometrijske paradigme svode se na nejasan status nekih psihopatoloških fenomena – konkretno, pojma shizotipije, odnosno vulnerabilnosti za shizofreniju (Korfine & Lenzenweger, 1995; Meehl, 1992), o čijoj su kategorijalnosti, odnosno dimenzionalnosti, dugo vođene polemike. Metodološki razlozi koji su Mila podstakli na razvoj niza taksometrijskih analitičkih procedura odnose se na probleme tradicionalnih postupaka klaster analize (Meehl, 1992). Mil vidi dva ključna problema klasičnih postupaka klaster analize. Najpre, on kritikuje njihovu tendenciju da *uvek* rezultuju klasterima (Grove, 1991a prema Meehl, 1992), što podrazumeva da se tradicionalnim postupcima klaster analize mogu lako ekstrahovati artefakti, odnosno kategorije koje realno ne postoje. Druga Milova kritika odnosi se na nepostojanje dovoljno efikasnih testova za proveru stabilnosti klusterskih rešenja (Grove, 1991a prema Meehl, 1992). Iako se Vordov (Ward) metod klaster analize može smatrati pouzdanijim od drugih (Meehl, 1992; Milligan & Hirtle, 2003), Mil smatra da je za detekciju latentnih taksona neophodno primeniti „egzaktnije“ metode, manje pristrasne od klasične klaster analize (Meehl, 1999).

Uz klaster analizu, mešovito modelovanje, analizu latentnih klasa i analizu latentnih profila, taksometrija je jedan od metoda za procenu kategorijalnosti varijabli (Ruscio, Walters, Marcus, & Katzetow, 2010). Ključno pitanje koje se postavlja u taksometrijskoj paradigmi jeste – da li je određeni konstrukt dimenzionalan ili „taksoničan“, odnosno kategorijalan. Taksoničnost podrazumeva postojanje *dve* (i samo *dve*) grupe, čije distribucije su jasno razdvojene (Meehl, 2004). Jedna od tih grupa naziva se „takson“, a druga „komplement“. Termin „takson“ u taksometriji ima specifično, ali nedovoljno razjašnjeno značenje. Neformalno, takson se može definisati kao kategorija čiji pripadnici, za razliku od komplementa (odnosno ostatka populacije), ispoljavaju određenu karakteristiku ili sindrom karakteristika. Sam Mil (Meehl, 1999) samoironično definiše takson kao „takson_{PM}“, u značenju „takson kako ga definiše metod Pola Mila“ (Meehl, 1999, str. 167). Budući da dovoljno jasna operacionalna definicija taksona ne postoji (Meehl, 1978), Mil predlaže da se ovaj koncept tretira kao tzv. „otvoreni pojam“ (Meehl, 1999; Meehl, 1986). Stoga se može reći da takson predstavlja latentnu kategoriju identifikovanu

taksometrijskim metodima (što je donekle cirkularna definicija), ili, prema Hezle-
mu i Kim, „klasu koja je razdvojena od komplementa nearbitrarnom granicom”
(Haslam & Kim, 2002, str. 272). Iako se termin “taksometrija” danas koristi kao
sinonim za Milovu metodologiju za proveru kategorijalnosti konstrukata (Ruscio,
Haslam, & Ruscio, 2006; Schmidt, Kotov, & Joiner, 2004), ranije je bio primenji-
van i na druge metode u okviru tipološkog pristupa. Sam Mil (Meehl, 1992) je
u svojim tekstovima aludirao na klaster analizu kao “taksometrijski” postupak.¹
Neophodno je razjasniti ključne razlike između taksometrijskog i “klasičnog” ti-
pološkog pristupa u kojem se mahom koristi klaster analiza. Taksometrija se bavi
kategorijalnošću *pojedinačnih* konstrukata, dok je tradicionalni pristup orijenti-
san na identifikaciju distinktnih grupa u *multivarijatom* prostoru (Costa et al.,
2002). Samim tim, taksometrijska istraživanja najčešće polaze od *indikatora*, od-
nosno manifestnih ponašanja, a cilj analize je procena kategorijalnosti latentnog
konstrukta. Tako bi se, na primer, taksometrijska procena kategorijalnosti kon-
strukta Senzitivnosti za anksioznost (npr. slično kao u Asmundson, Weeks, Car-
leton, Thibodeau, & Fetzner, 2011) zasnivala na skupu markera ovog konstrukta,
odnosno odgovora na stavke skale koja ima jedinstveni predmet merenja – Senzi-
tivnost za anksioznost. S druge strane, cilj „klasičnih” tipoloških studija u kojima
se primenjuje klaster analiza jeste identifikacija tipova ličnosti, odnosno grupa
ispitanika sa različitim profilima osobina ličnosti. Klusterske studije polaze od
skorova ispitanika na merama različitih osobina ličnosti, najčešće iz istog modela
(npr. Asendorpf, Borkenau, Ostendorf, & van Aken, 2001), i cilj im je da utvrde
broj i sadržaj grupa sa različitim „profilima” osobina. Kao što je već pomenuto, u
taksometriji se, u skladu sa osnovnim pitanjem (*da li je konstrukt kategorijalan*)
mogu identifikovati dve grupe – takson i komplement. Klaster analiza, odnosno
klasični pristup, omogućava identifikaciju većeg broja grupa.

Zaključak o latentnoj kategorijalnosti donosi se na osnovu saglasnosti rezultata
više taksometrijskih procedura (Meehl, 2004), kako bi se umanjio rizik od arte-
fakta, odnosno “pseudotaksona”. U taksometrijske procedure ubrajaju se MAM-
BAC (engl. “Mean above minus below a cut” – razlika aritmetičkih sredina iznad
i ispod tačke preseka), MAXCOV (engl. “Maximum covariance” – maksimalna
kovarijansa), MAXSLOPE (engl. “Maximum slope” – maksimalni nagib), MAXE-
IG (engl. “Maximum eigenvalue” – maksimalna svojstvena vrednost) i L-Mode
(engl. “Latent mode” - latentna modalna vrednost). MAXEIG se može smatrati
multivarijatom verzijom MAXCOV – umesto na kovarijansama, analiza se za-
sniva na svojstvenim vrednostima glavnih komponenti (Dragović, 2006; Haslam
& Kim, 2002; Meehl, 1999; Meehl, 1992; Ruscio et al., 2006; Schmidt et al., 2004;
Waller & Meehl, 1998).

¹ Važno je razlikovati pojam “taksometrija” od pojma “taksonomija”. Pod taksonomijom se najčešće podrazu-
meva ili logički proces razvrstavanja u grupe, ili njegov ishod (Bailey, 1994; Ereshefsky, 2001; Mandara, 2003),
dok “taksometrija” predstavlja specifičan pristup ispitivanju kategorijalnosti konstrukata (Meehl, 1999; Meehl,
1992).

Većina autora implicitno podrazumeva da praktično svaka taksometrijska studija ima tri faze (Ruscio et al., 2006; Schmidt et al., 2004; Waller & Meehl, 1998). Prva se odnosi na izbor indikatora, druga na izbor metoda i sprovođenje analiza, a treća na donošenje odluke o taksoničnosti i validaciju rezultata posredstvom tzv. “testova konzistencije”.

Početni skup varijabli: indikatori u taksometrijskim analizama

Sprovođenje taksometrijskih analiza trebalo bi, pre svega, da bude konceptualno opravdano. Dakle, taksometrijske analize trebalo bi sprovesti samo u onim slučajevima kada postoji opravdan razlog za verovanje da bi konstrukt mogao da bude kategorijalan, odnosno kada postoji potreba da se utvrdi da li je konstrukt kategorijalan (taksoničan) ili dimenzionalan. Ovi problemi su posebno zanimljivi istraživačima u domenu kliničke psihologije i psihopatologije, ali taksometrijske studije nisu ograničene samo na ove discipline. Detaljan pregled nalaza dosadašnjih taksometrijskih studija u kliničkoj psihologiji i psihologiji ličnosti dat je u radu Hezlema, Holanda i Kupensa (Haslam, Holland, & Kuppens, 2011). Iscrpan spisak referenci objavljenih taksometrijskih istraživanja, koji se redovno ažurira, dostupan je na internet stranici Džona Rušija (Ruscio, 2012; <http://www.tcnj.edu/~ruscio/Taxometrics%20References.pdf>). Među konstruktima koji su istraživačima posebno interesantni su anksiozni poremećaji i anksioznost (npr. Ruscio, 2010), afektivni poremećaji (Holland, Schutte, Brennan, & Moos, 2010), psihopatije i antisocijalnog poremećaja ličnosti (npr. Walters, 2009). Poslednjih godina, pažnju istraživača privlače konstrukti koji predstavljaju faktore vulnerabilnosti za anksiozne i afektivne poremećaje – Senzitivnost za anksioznost (npr. Asmundson et al., 2011), Neto-lerancija prema neizvesnosti (Carleton et al., 2011), kognitivna vulnerabilnost za paniku (Schmidt, Kotov, Lerew, Joiner, & Ialongo, 2005) i kognitivna vulnerabilnost za depresiju (Gibb, Alloy, Abramson, Beavers, & Miller, 2004).

Sprovođenje većine taksometrijskih analiza, zahteva bar tri varijable koje će u analizama biti korišćene kao indikatori (Ruscio & Walters, 2011). Mil (Meehl, 1992) sugeriše da optimalno sprovođenje analiza zahteva četiri kontinuirana indikatora. Međutim, skorašnji nalazi (Ruscio & Walters, 2011) ukazuju da su validni rezultati procedura MAMBAC i MAXSLOPE mogući i sa svega dve indikatorske varijable, pod uslovom da su podaci visokog kvaliteta. U svakom slučaju, veći broj indikatora povećava snagu taksometrijskih postupaka, ali se preporučuje oprez, budući da preklapanje sadržaja indikatora može dovesti do povećanja varijanse greške (Ruscio et al., 2006). U skladu s tim je i preporuka (Meehl, 1992; Ruscio & Walters, 2011) da sadržaj indikatora ne bi trebalo da bude redundantan. Kon-

ceptualna zasnovanost i teorijska relevantnost svakako su najvažniji kriterijum u izboru indikatora.

Pored sadržinske valjanosti, indikatori moraju da na adekvatan način, odnosno u zadovoljavajućoj meri, diskriminišu između taksona i komplementa (Ruscio et al., 2006). Ovaj aspekt validnosti indikatora izražava se Koenovim d koeficijentom, koji odražava veličinu razlika aritmetičkih sredina dve grupe. U skladu sa preporukama Mila (Ruscio et al., 2006), uobičajeno je da se kao donja granica prihvatljivosti indikatora uzima vrednost Koenovog d koeficijenta od 1,25. U nekim od najnovijih taksometrijskih studija, saopštava se prosečna vrednost Koenovih d koeficijenata skupa indikatora (Asmundson et al., 2011; Carleton et al., 2011).

Iako taksometrijske analize formalno ne zahtevaju da indikatori budu kontinuirani, kontinuiranost distribucija i približavanje normalnoj distribuciji doprinose interpretabilnosti rezultata (Ruscio et al., 2006). U većini analiza, neophodno je da bar jedan indikator bude kontinuiran (Ruscio et al., 2006; Waller & Meehl, 1998), mada se, kako navode Rušio i saradnici, kontinuitet može postići npr. sumiranjem skorova na indikatorima koji imaju isti predmet merenja (Ruscio et al., 2006; Ruscio, Ruscio, & Keane, 2002), što je praksa u nekim od novijih studija (Carleton et al., 2011). Izražena zakrivljenost distribucija može uticati na pogrešnu interpretaciju rezultata kao taksoničnih, ali treba voditi računa o tome da i prisustvo relativno malog taksona može dati pozitivno zakrivljenu distribuciju (Ruscio et al., 2006). Indikatori dihotomnog formata ne predstavljaju problem ukoliko je uzorak dovoljno veliki (Ruscio, 2007).

Uzorak ispitanika u taksometrijskim studijama ne bi trebalo da bude manji od 300. Naime, Monte Karlo simulacije (Cleland, Rotschild, & Haslam, 2000) pokazale su da mali uzorci bitno ugrožavaju validnost rezultata taksometrijskih analiza, budući da se, smanjenjem veličine uzorka sa 600 na 100 ispitanika, preciznost klasifikacije značajno smanjuje (padajući sa 89% na 74%). Jedna od preporuka (Schmidt et al., 2004) je da se veličina uzorka planira u skladu sa hipotetičkom osnovnom stopom taksona, pri čemu pretpostavljeni broj članova taksona ne bi trebalo da bude manji od 30. Takođe, primetno je da se analize sprovode na sve većim uzorcima (Ruscio et al., 2006). Pre 2000. godine, uzorci na kojima su sprovedene taksometrijske analize obuhvatali su prosečno 639 ispitanika, a nakon 2000. godine 923. U oba perioda, veoma mali procenat taksometrijskih istraživanja sproveden je na uzorcima manjim od 300 ispitanika, pri čemu se taj procenat znatno smanjio nakon 2000. godine (Ruscio et al., 2006).

Taksometrijski postupci

Matematički i logički temelj taksometrijskog pristupa predstavlja tzv. opšta teorema o mešovitim kovarijansama (engl. "The general covariance mixture

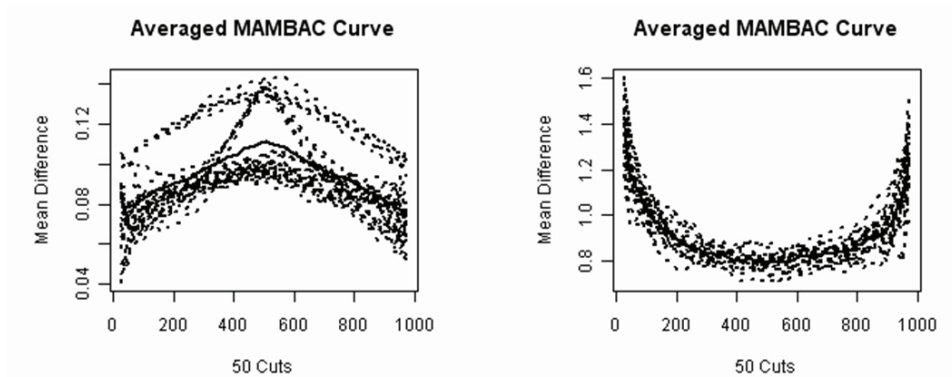
theorem”). Mil (Ruscio et al., 2006; Waller & Meehl, 1998; Meehl & Yonce, 1996 prema Waller & Meehl, 1998), naime, smatra da se kovarijansa dva indikatora taksona može izraziti sledećom jednačinom:

$$\text{cov}(xy) = P\text{cov}_t(xy) + Q\text{cov}_c(xy) + PQD_x D_y$$

gde je $\text{cov}(xy)$ kovarijansa indikatora na celokupnom uzorku, P je osnovna stopa (engl. “base rate”) članova taksona u uzorku, Q je osnovna stopa članova komplementa ($Q = 1 - P$), $\text{Pcov}_t(xy)$ je ponderisana kovarijansa indikatora u taksonu, $\text{Qcov}_c(xy)$ je ponderisana kovarijansa indikatora u komplementu, a $PQD_x D_y$ je ponderisani kros-produkt razlika aritmetičkih sredina latentnih klasa (Waller & Meehl, 1998). Pod osnovnom stopom podrazumeva se proporcionalna (odnosno procentualna) zastupljenost pripadnika taksona, odnosno komplementa u uzorku. Osnovne stope taksona i komplementa su ključne informacije za kojima se u taksometrijskim analizama traga. Podjednako je važna i granična vrednost koja razdvaja pripadnike taksona od pripadnika komplementa. Pri tome, važno je napomenuti da iz osnovnih postavki taksometrijskog pristupa proizilazi da, kod taksoničnih konstrukata, u idealnom slučaju indikator ne bi trebalo da koreliraju unutar taksona i komplementa (Ruscio et al., 2006; Schmidt et al., 2004; Waller & Meehl, 1998). Međutim, u praksi se korelacije gotovo uvek javljaju, pa se teži što nižim korelacijama, ukoliko one ne mogu da budu nulte. Treba napomenuti i da većinu taksometrijskih procedura Mil (Meehl, 1992) obuhvata zajedničkim nazivom „Coherent Cut Kinetics“ (“koherentno pomeranje tačke preseka”).

MAMBAC procedura polazi od dva indikatora (za optimalno sprovođenje analize je, međutim, trebalo bi da ih bude najmanje tri (Ruscio & Walters, 2011), od kojih jedan predstavlja ulaznu (input), a drugi izlaznu (output) varijablu. Osnovni cilj je pronalaženje tačke koja razdvaja takson i komplement. Najpre se skorovi na ulaznoj varijabli sortiraju po visini. Zatim se odabere tačka na ulaznoj varijabli koja predstavlja provizornu tačku preseka. Odvojeno se računaju prosečni skorovi na izlaznoj varijabli za sve ispitanike čiji skorovi su ispod, odnosno iznad tačke preseka. Zatim se prosečni skor ispitanika koji su ispod tačke preseka oduzima od skora ispitanika koji su iznad tačke preseka. Ta vrednost beleži se kao vrednost na ordinati. Zatim se postupak ponavlja, ovog puta sa provizornom tačkom preseka pomerenom naviše. Postupak se ponavlja određeni broj puta – dok se ne dostigne maksimum na ulaznoj varijabli. Čitava procedura ponavlja se za sve kombinacije indikatora, a zatim se rezultati uprosečavaju. Ukoliko je distribucija kategorijalna, odnosno taksonična, rezultujući grafik trebalo bi da ima ispupčen, zvonast oblik; naime, razlike u aritmetičkim sredinama trebalo bi da budu najveće u blizini te vrednosti (Dragović, 2006; Ruscio et al., 2006; Schmidt et al., 2004). U suprotnom, kriva ima oblik slova “U”. Alternativno, umesto kombinacija svih indikatora, može se primeniti procedura u kojoj svaka varijabla predstavlja ulaznu varijablu, a suma ostalih varijabli izlaznu. Na graficima 1 i 2 prikaza-

ne su tipična taksonična i dimenzionalna distribucija ekstrahovane MAMBAC postupkom. Isprekidane linije predstavljaju MAMBAC krive izračunate u svim kombinacijama indikatora, a puna linija njihov prosek. Analize su sprovedene na simuliranim podacima koji su obuhvatili 1000 ispitanika i 6 indikatora, pri čemu je zastupljenost taksona i komplementa bila ravnomerna (50%). Prikazani grafik, kao i grafički prikazi rezultata ostalih taksometrijskih analiza sprovedenih u ovom radu, potiče iz ispisa programskog paketa za taksometrijske analize, čiji je autor Rušio (Ruscio, 2012).

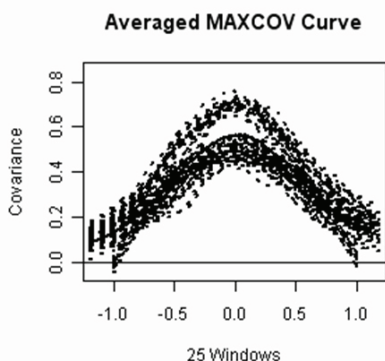


Grafik 1. Tipična kategorijalna (taksonična) distribucija ekstrahovana MAMBAC postupkom.

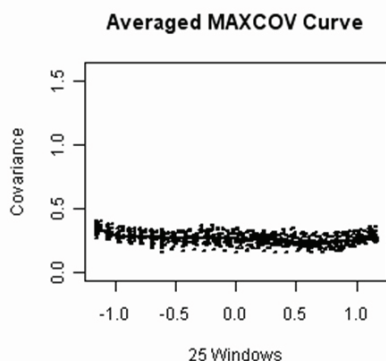
Grafik 2. Tipična dimenzionalna distribucija ekstrahovana MAMBAC postupkom.

Budući da se MAXCOV procedura zasniva na kovarijansama između indikatora, ne polazi se od kombinacije dva, već tri indikatora, od kojih jedan predstavlja ulaznu, a preostala dva izlazne varijable. Na sortiranim vrednostima ulazne varijable, definiše se određeni broj poduzoraka – intervala (Dragović, 2006; Ruscio et al., 2006; Schmidt et al., 2004; Waller & Meehl, 1998). Zatim se za svaki poduzorak izračunavaju kovarijanse izlaznih indikatora. Postupak se ponavlja za sve kombinacije indikatora, a zatim se vrednosti uprosečavaju. Rezultujući grafik bi, ukoliko takson postoji, trebalo da ima ispupčen oblik, pošto su kovarijanse, prema opštoj teoremi o mešovitim kovarijansama, najveće na tački preseka između taksona i komplementa. MAXEIG je varijanta MAXCOV procedure koja se, umesto na kovarijansama, zasniva na svojstvenim vrednostima na prvim glavnim komponentama. U ovom slučaju, svojstvene vrednosti ne računaju se za trijade indikatora, već jedan indikator predstavlja ulaznu varijablu, dok svi ostali indikatori imaju uloge izlaznih varijabli. Za MAXEIG proceduru je uobičajeno da se koristi određen broj preklapajućih intervala, tzv. „prozora“. Prozori se provizorno mogu definisati kao poduzorci koji imaju određen broj zajedničkih članova, odnosno preklapaju se u određenom stepenu. Važna pitanja MAXEIG procedure

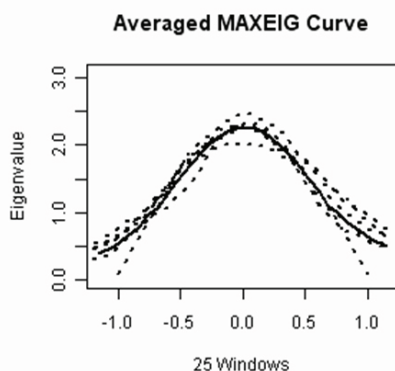
odnose se na optimalan broj i stepen preklapanja “prozora”. Danas se uglavnom preporučuje mali broj prozora sa visokim stepenom preklapanja, s obzirom da se u takvim uslovima stvarna taksoničnost može pouzdanije i preciznije identifikovati (Ruscio et al., 2006). Generalno, broj ispitanika u svakom prozoru najčešće nije manji od 20 – 25 (Meehl & Yonce, 1996 prema Waller & Meehl, 1998; Ruscio et al., 2006). Na graficima 3 i 4 prikazane su tipična dimenzionalna, odnosno tipična kategorijalna (taksonična) distribucija ekstrahovane MAXCOV postupkom, a na graficima 5 i 6 iste distribucije ekstrahovane MAXEIG postupkom. U oba slučaja, analize su sprovedene na simuliranim podacima koji su obuhvatili 1000 ispitanika i 6 indikatora, pri čemu je zastupljenost taksona i komplementa bila ravnomerna (50%).



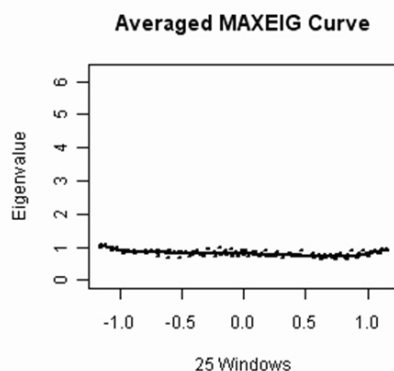
Grafik 3. Tipična kategorijalna (taksonična) distribucija ekstrahovana MAXCOV postupkom.



Grafik 4. Tipična dimenzionalna distribucija ekstrahovana MAXCOV postupkom.

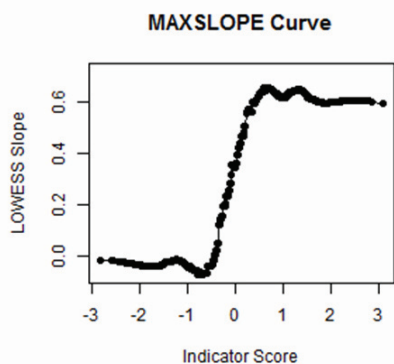


Grafik 5. Tipična kategorijalna (taksonična) distribucija ekstrahovana MAXEIG postupkom.

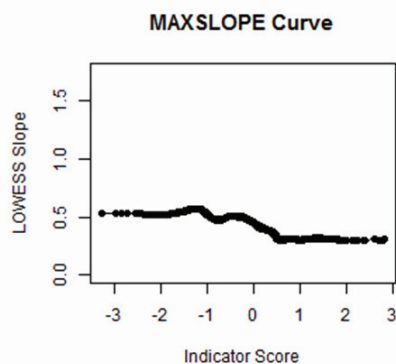


Grafik 6. Tipična dimenzionalna distribucija ekstrahovana MAXEIG postupkom.

MAXSLOPE procedura zasniva se na logici regresione analize (Ruscio et al., 2006; Schmidt et al., 2004), i najčešće se sprovodi kada postoje samo dva indikatora (Ruscio & Walters, 2011; Ruscio, 2011). Osnovna ideja je da je u tački preseka taksona i komplementa nagib regresione linije između dve varijable najveći. Ovaj postupak je, u osnovi, veoma sličan MAXCOV-u, i jedini je taksometrijski postupak koji omogućava korišćenje dva, umesto tri indikatora. Ulazna varijabla ponovo se sortira u rastućem redosledu, a zatim se izračunavaju nagibi regresionih linija. Rezultujući grafik ima oblik slova S u slučaju kategorijalne latentne strukture, pri čemu se linija izdiže u tački preseka. Ovakav oblik taksonične distribucije zapravo je indikativan za nelinearnu regresiju (Dragović, 2006). U slučaju dimenzionalne strukture, grafik ima oblik prave regresione linije. Na graficima 9 i 10 prikazane su tipična taksonična i tipična dimenzionalna distribucija ekstrahovane MAXSLOPE postupkom. Analize su sprovedene na simuliranim podacima, sa 1000 ispitanika, 2 indikatora i zastupljenošću taksona od 20%.

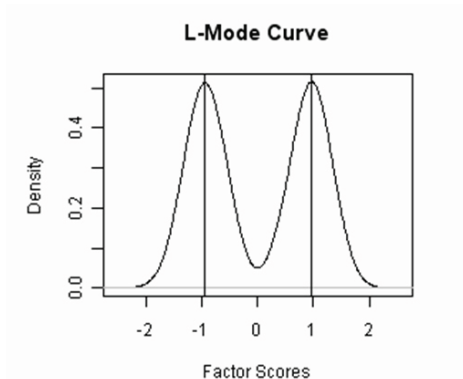


Grafik 9. Tipična kategorijalna (taksonična) distribucija ekstrahovana MAXSLOPE postupkom.

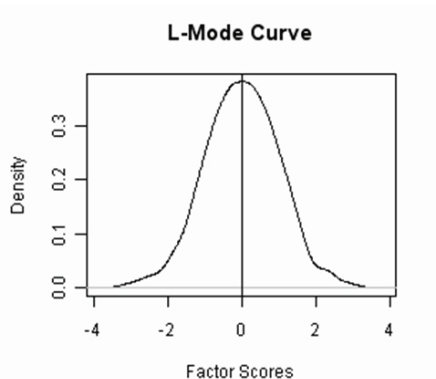


Grafik 10. Tipična dimenzionalna distribucija ekstrahovana MAXSLOPE postupkom.

Procedura L-Mode, poput MAXEIG, koristi logiku faktorske analize, ali se ne zasniva na svojstvenim vrednostima, već na faktorskim skorovima (Dragović, 2006; Schmidt et al., 2004; Ruscio et al., 2006; Waller & Meehl, 1998). Zapravo, izračunavaju se i grafički prikazuju faktorski skorovi na jedinstvenom latentnom faktoru. U slučaju latentne kategorijalnosti, grafik prikazuje bimodalnu distribuciju; u slučaju latentne dimenzionalnosti, distribucija je unimodalna. Na graficima 11 i 12 prikazane su tipična dimenzionalna, odnosno tipična kategorijalna distribucija ekstrahovane MAXSLOPE postupkom.



Grafik 11. Tipična kategorijalna (taksonična) distribucija ekstrahovana L-Mode postupkom.



Grafik 12. Tipična dimenzionalna distribucija ekstrahovana L-Mode postupkom.

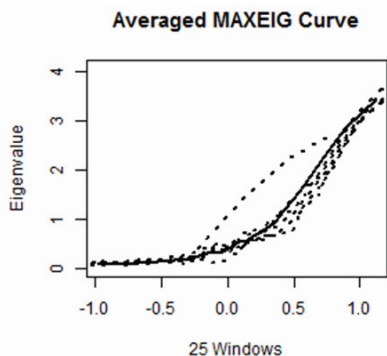
U ranijim fazama razvoja taksometrijske paradigme, MAMBAC i MAXCOV bili su najviše korišćeni postupci (Ruscio et al., 2006). Ostali taksometrijski metodi bili su znatno manje zastupljeni, pri čemu L-Mode postupak uopšte nije bio primenjivan pre 2000. godine (Ruscio et al., 2006). Nakon 2000. godine, MAXEIG i L-Mode se relativno često primenjuju, mada i dalje u manjoj meri od preostalih metoda. U ovom periodu, smanjuje se i broj taksometrijskih istraživanja koja su sprovedena sa isključivo dihotomnim indikatorima. Opšti zaključak je da je kvalitet taksometrijskih studija porastao nakon 2000. godine (Ruscio et al., 2006).

Pregled studija koje su sprovedene tokom poslednjih decenija ukazuje da se danas najčešće koriste postupci MAMBAC, MAXEIG i L-Mode (Ruscio et al., 2006), odnosno njihove kombinacije. To se može objasniti različitošću pristupa proceni taksoničnosti, koja obezbeđuje veću pouzdanost procene. Tako je MAMBAC u suštini bivarijatni postupak koji je baziran na poređenju parova indikatora (Ruscio et al., 2006; Schmidt et al., 2004; Waller & Meehl, 1998), MAXEIG je baziran na svojstvenim vrednostima prvih glavnih komponenti skupa indikatora, dok L-Mode koristi faktorske skorove izračunate metodom glavnih faktora (Ruscio et al., 2006; Schmidt et al., 2004; Waller & Meehl, 1998). Simulacione studije pokazuju da konvergencija nalaza MAMBAC i MAXEIG postupaka (misli se na CCFI indekse fita, o kojima će u narednom odeljku biti više reči) u 99% slučajeva ukazuje na stvarne karakteristike distribucije (Ruscio, 2007).

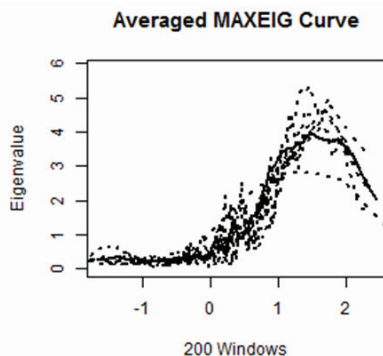
Validnost taksometrijskih rezultata: neki testovi konzistencije

Stabilnost, odnosno konzistencija rezultata taksometrijskih analiza može se proveriti različitim „testovima konzistencije“ (Ruscio et al., 2006; Schmidt et al., 2004; Waller & Meehl, 1998). Najjednostavniji među njima je verovatno vizuelni kriterijum (engl. „nose count“; Ruscio et al., 2010; Ruscio et al., 2006; Schmidt et al., 2004). Odluka u korist dimenzionalne ili kategorijalne strukture se donosi na osnovu poređenja broja taksoničnih i dimenzionalnih krivulja. Ne postoji jedinstveni kriterijum za broj taksoničnih krivulja potrebnih da bi se doneo zaključak o taksoničnosti – u literaturi se pominju kriterijumi od 50% do 75% (Schmidt et al., 2004). Ovaj kriterijum je podložan subjektivnosti istraživača, pa stoga često zahteva angažovanje nepristrasnih procenjivača koji odvojeno na osnovu vizuelnog kriterijuma procenjuju taksoničnost krivulja (Richey, 2004). Međutim, u praksi je ovakav način procene pokazao zadovoljavajuću preciznost (Schmidt et al., 2004).

Test konzistencije koji može biti zanimljiv istraživačima je tzv. „test gusenice“ (engl. „inchworm test“). Naime, ukoliko se može pretpostaviti da postoji takson koji obuhvata relativno mali broj ispitanika, preporučuje se da se MAXEIG analize sprovode sukcesivno sa sve većim brojem preklapajućih prozora (Ruscio et al., 2006; Waller & Meehl, 1998). Ukoliko mali takson zaista postoji, vrh u desnom delu distribucije trebalo bi da bude sve jasnije definisan, tako da kriva podseća na gusenicu koja se kreće sleva nadesno. Procena se ovde zasniva pre svega na vizuelnom kriterijumu (Waller & Meehl, 1998). Predlog Volera i Mila (Waller & Meehl, 1998) je da procenat preklapanja prozora bude 50%, ali Rušio i saradnici (Ruscio et al., 2006) sugerišu da bi on trebalo da bude veći – 90%. Ovakav predlog Rušio i saradnici obrazlažu boljom interpretabilnošću tako dobijene krivulje (Ruscio et al., 2006). Primeri na simuliranim podacima prikazani su na graficima 13 i 14. Analiza je sprovedena na simuliranim podacima ($N = 1000$, 5 indikatora, osnovna stopa taksona 10%), sa 25 i 200 prozora sa 90% preklapanja. Na grafiku 14 je jasno uočljivo pojavljivanje „šiljka“ u desnom delu distribucije, koje ukazuje na postojanje malog taksona.



Grafik 13. Test gusenice: prosečna MAXEIG kriva ekstrahovana na 25 prozora (preklapanje 90%)



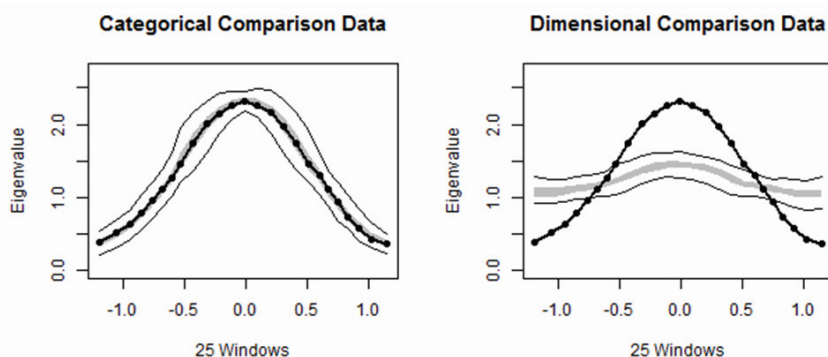
Grafik 14. Test gusenice: prosečna MAXEIG kriva ekstrahovana na 200 prozora (preklapanje 90%)

Prvi numerički indikator koji je korišćen u cilju procene taksoničnosti je GFI (Goodness of Fit Index), analogan istoimenom indeksu koji se koristi u modelovanju strukturalnim jednačinama (Kline, 2005), i koji poredi matricu kovarijansi generisanu taksoničnim strukturalnim modelom sa empirijskim podacima (Ruscio et al., 2006; Waller & Meehl, 1998). Vrednosti iznad 0,9 indikativne su za taksoničnu distribuciju (Waller & Meehl, 1998). Međutim, interpretacija GFI zahteva izvestan oprez, s obzirom da su simulacione studije pokazale da ovaj indeks ne predstavlja pouzdan indikator taksoničnosti (Dragović, 2006; Ruscio et al., 2006). Naime, visoka vrednost GFI može značiti da je distribucija dimenzionalna, ali i da je varijansa greške suviše visoka (Schmidt et al., 2004).

Indikator fita koji se danas koristi u mnogo većoj meri je CCFI („pokazatelj fita na osnovu poređenja krivulja“, engl. „Comparison curve fit index“) (Haslam et al., 2011; Ruscio et al., 2006), zasnovan na poređenju empirijskih podataka sa simuliranim, „idealnim“ taksoničnim i dimenzionalnim distribucijama. Uobičajeno je da se „idealne“ distribucije generišu na osnovu velikog broja simuliranih setova podataka, najčešće 100 (Ruscio et al., 2006). Simulirani podaci su po svojim distributivnim karakteristikama identični empirijskim, ali podražavaju situacije u kojima postoji taksonična, odnosno dimenzionalna latentna struktura. Poređenjem korena iz prosečnih kvadriranih reziduala (RMSR), koji predstavljaju pokazatelje poklapanja empirijskih podataka sa simuliranim taksoničnim i dimenzionalnim distribucijama, dobija se CCFI pokazatelj, čije se vrednosti kreću u rasponu od 0 do 1. Nulta vrednost ukazuje na savršenu dimenzionalnost, dok vrednost 1 predstavlja savršenu taksoničnost. Vrednosti iznad 0,5 načelno ukazuju na taksonične distribucije, ali autori savetuju da se vrednosti između 0,4 i 0,6 (prema manje restriktivnom kriterijumu) odnosno između 0,45 i 0,55 prema restriktivnijem (Ruscio, Walters, Marcus, & Kacetow, 2010), tumače s oprezom

(Ruscio, 2007; Ruscio et al., 2006). Za sada, ne postoji univerzalna preporuka za izbor restriktivnijeg ili manje restriktivnog kriterijuma (Ruscio et al., 2010). Rezultati simulacionih studija sugerišu da prosečni CCFI izračunat na osnovu pokazatelja MAMBAC, MAXEIG i L-Mode analiza u većini slučajeva predstavlja veoma pouzdan pokazatelj taksoničnosti, odnosno dimenzionalnosti konstrukta (Ruscio et al., 2010).

Poređenje prosečne krivulje ekstrahovane na empirijskim podacima sa krivulja- ma ekstrahovanim na simuliranim podacima može se prikazati i vizuelno. Na grafiku 15, prikazano je ovo poređenje za tipično taksoničnu distribuciju. Purnijom linijom je obeležena krivulja ekstrahovana na „empirijskim“ podacima, MAXEIG postupkom. Tanje linije obeležavaju minimalne i maksimalne vrednosti dobijene na simuliranim podacima, a sivom bojom je označen interval u koji spada 50% krivih na simuliranim podacima.



Grafik 15. Poređenje taksonične distribucije (MAXEIG postupak) sa “idealnim” taksoničnim i dimenzionalnim krivuljama

Primer na empirijskim podacima

Za ilustraciju su odabrani podaci prikupljeni na uzorku od 421 odraslog ispitanika (257 žena), starosti 17 – 64 godine, prosečne starosti 30,62 godine (SD = 11,35). Ispitanicima je administriran Upitnik rizičnih ponašanja (Smederevac i sar., 2009), koji obuhvata 69 stavki, i namenjen je proceni različitih modaliteta rizičnog ponašanja: delinkventnog ponašanja (odnosno kršenja zakona), zloupotrebe psihoaktivnih supstanci, patološkog kockanja, finansijskih rizika, rizičnog seksualnog ponašanja, rizične vožnje i zdravstvenih rizika. Za ovu priliku, odabrane su skale delinkventnog ponašanja (10 stavki, $\alpha = 0,88$), zloupotrebe psihoaktivnih supstanci (13 stavki, $\alpha = 0,85$) i sklonosti ka kockanju (7 stavki, $\alpha = 0,81$). Dakle, u analizama je procenjena taksoničnost konstrukata delin-

kventno ponašanje, zloupotreba psihoaktivnih supstanci i sklonost ka kockanju. To podrazumeva da su sve taksometrijske analize sprovedene odvojeno za svaki od konstrukata. Kao indikatori na osnovu kojih je procenjivana taksoničnost, korišćeni su odgovori na stavke skala Delinkventno ponašanje, Zloupotreba psihoaktivnih supstanci, odnosno Sklonost ka kockanju. Skala delinkventnog ponašanja obuhvata stavke poput "Da li ste svesno kršili zakon?", ili "Da li ste imali sukobe sa zakonom?", skala zloupotrebe psihoaktivnih supstanci stavke poput "Da li Vam se desilo da pijete više dana uzastopno?", ili "Da li ste koristili neku "tešku" drogu?", a skala sklonosti ka kockanju indikatore "Da li posećujete kockarnice?", "Da li Vam se dešavalo da izgubite velike pare na kocki?", i sl. Ispitanici su na četvorostepenim skalama procenjivali učestalost određenih rizičnih ponašanja, tako da je odgovor 1 označavao najmanju, a odgovor 4 najveću učestalost.

Stavke svih skala podvrgnute su MAMBAC, MAXEIG i L-Mode postupcima, a ova kombinacija taksometrijskih procedura odabrana je kao standardna u većini taksometrijskih studija sprovedenih poslednjih godina (Ruscio et al., 2006). Svi postupci sprovedeni su primenom programskog paketa koji je napisan za R okruženje, i dostupan na adresi <http://www.tcnj.edu/~ruscio/taxometrics.html>. Detaljno uputstvo za sprovođenje analiza dostupno je na adresi <http://www.tcnj.edu/~ruscio/TaxProgManual%202012-01-09.pdf>.

MAMBAC procedura u ovom istraživanju je sprovedena poređenjem svih parova indikatora, uz 50 „odsečaka“, odnosno provizornih tačaka preseka, duž distribucije svakog indikatora.

MAXEIG analiza je sprovedena na 25 poduzoraka – „prozora“, čiji je stepen preklapanja bio 90%. Analiza je sprovedena uz „gusenica“ test konzistencije. Ovaj test konzistencije sproveden je sukcesivnim sprovođenjem MAXEIG analiza sa 25 – 200 prozora sa 90% preklapanja, po ugledu na studiju Asmundsona i saradnika (Asmundson et al., 2011).

L-Mode analiza sprovedena je u skladu sa podrazumevanim vrednostima u taksometrijskom programskom paketu Rušija i saradnika (Ruscio, 2012; Ruscio et al., 2006).

Rezultati

U Tabeli 1 prikazani su neki od osnovnih pokazatelja za MAMBAC, MAXEIG i L-Mode analize.

Tabela 1.
Pokazatelji za taksometrijske analize

Konstrukt	k	Sk	r	MAMBAC		MAXEIG ¹		L-Mode	
				OS	CCFI	OS	CCFI	CCFI	CCFI _{AS}
Delinkventno ponašanje	10	2,91	0,46	0,11	0,67	0,06	0,77	0,48	0,64
Zloupotreba psihoaktivnih supstanci	13	2,12	0,30	0,17	0,60	0,17	0,44	0,47	0,50
Sklonost ka kockanju	7	4,81	0,40	0,09	0,75	0,07	0,58	0,32	0,55

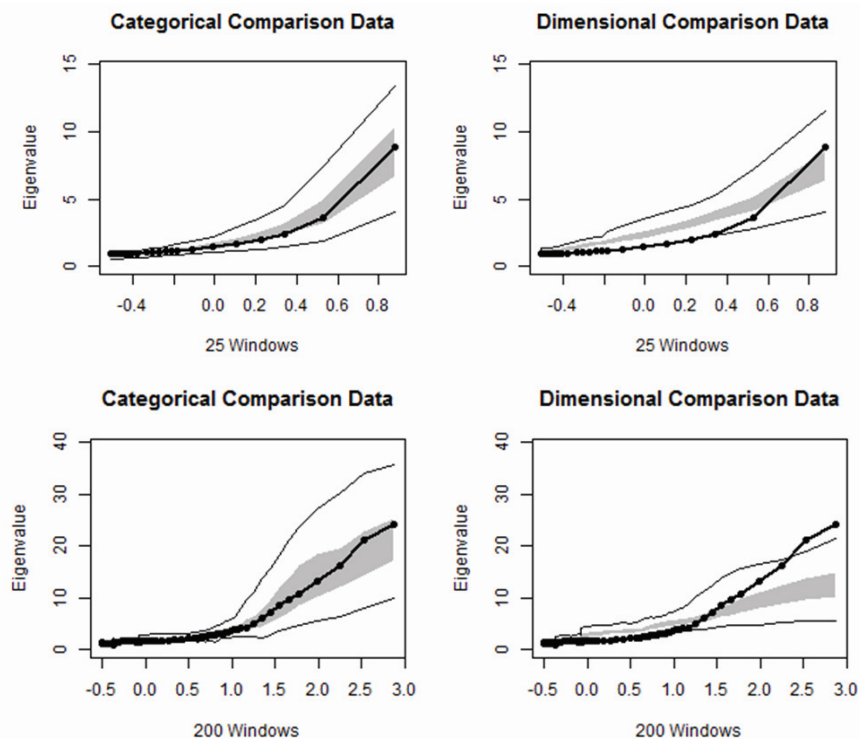
Napomena: k- broj indikatora; Sk – prosečna zakrivljenost („skewness“) skupa indikatora; r – prosečna interkorelacija indikatora na celom uzorku; OS – procena osnovne stope taksona; CCFI – pokazatelj fita na osnovu poređenja empirijske krivulje i krivulja dobijenih na osnovu „idealnih“ taksoničnih i dimenzijskih distribucija; CCFI_{AS} – prosečni CCFI pokazatelj na osnovu MAMBAC, MAXEIG i L-Mode analiza

¹ Rezultati na osnovu analize sa 25 prozora sa preklapanjem od 90%.

Delinkventno ponašanje

Prosečna zakrivljenost indikatora skale Delinkventno ponašanje iznosi 2,91, pozitivna je, i, prema konvencionalnom kriterijumu, može se oceniti kao nešto izraženija. Vrednost prosečnih interkorelacija u okviru taksona veoma malo varira u tri sprovedene analize ($r_{\text{MAMBAC}} = 0,4$, $r_{\text{MAXEIG}} = 0,43$, $r_{\text{L-Mode}} = 0,4$), a intenzitet korelacija može se oceniti kao umeren. Prosečne korelacije unutar komplementa su veoma niske, ali njihove vrednosti variraju u nešto većoj meri ($r_{\text{MAMBAC}} = 0,08$, $r_{\text{MAXEIG}} = 0,15$, $r_{\text{L-Mode}} = 0$). Validnost skupa indikatora, izražena prosečnim Koenovim d koeficijentom, u MAMBAC analizi iznosi 2,11, u MAXEIG analizi 3,02, a u L-Mode postupku 1,32. Dakle, skup indikatora na kojem je analiza sprovedena može se smatrati validnim. Rezultati MAMBAC (CCFI = 0,67) i MAXEIG analiza (CCFI = 0,77) govore u prilog taksoničnosti ovog konstrukta, dok je zaključak na osnovu L-Mode analize da je latentna distribucija ambivalentna (CCFI = 0,48). Test „gusenice“ (Grafik 16), ukazuje da se u desnom delu distribucije uočava „ši-

ljak“, koji je, ipak, relativno slabo naglašen. Pri tome je svakako očigledno da se empirijska distribucija u većoj meri poklapa sa taksoničnom (kategorijalnom), nego sa dimenzionalnom. Prosečni CCFI pokazatelj govori u prilog taksoničnosti (CCFI = 0,64). Međutim, procena osnovne stope taksona razlikuje se u MAMBAC i MAXEIG analizama – u prvoj, ona iznosi oko 11%, a u drugoj oko 6%. Na osnovu poređenja empirijske i simuliranih taksoničnih i dimenzionalnih krivulja, konstrukt Delinkventno ponašanje može se oceniti kao taksoničan. Međutim, neujednačene procene osnovnih stopa taksona i umerene pozitivne korelacije indikatora unutar taksona sugerišu da je pri donošenju ovakvog zaključka ipak neophodan izvestan oprez.

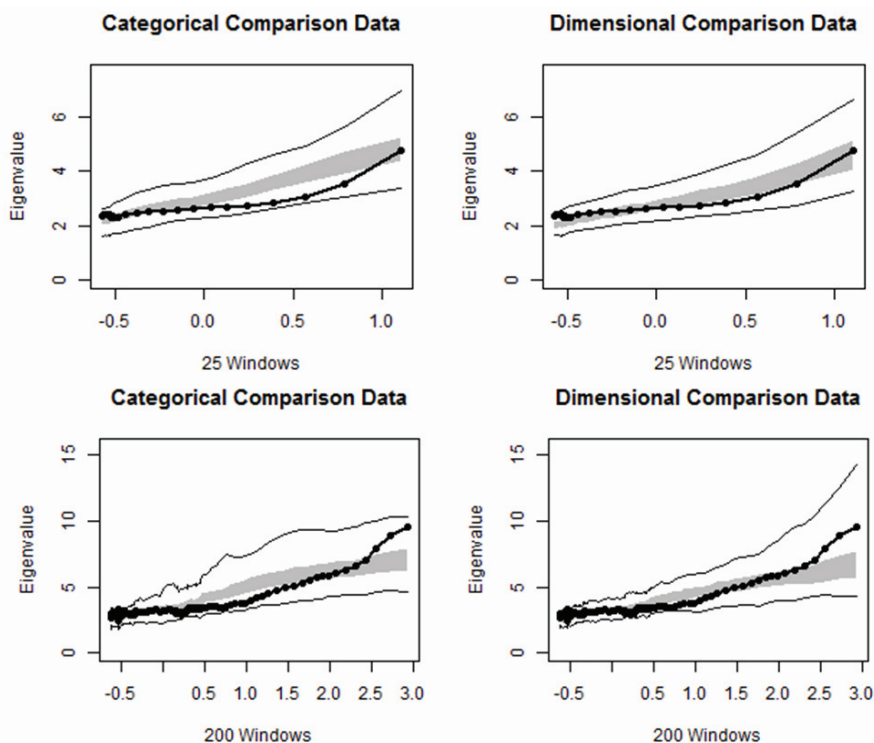


Grafik 16. “Gusenica” test za konstrukt Delinkventno ponašanje

Zloupotreba psihoaktivnih supstanci

Prosečna vrednost skjunisa ukazuje na nešto izraženiju pozitivnu zakrivljenost. Prosečna korelacija indikatora na celom uzorku je niska i pozitivna, dok su procene prosečnih korelacija u potencijalnom taksonu niske i uglavnom ujednačene

($r_{\text{MAMBAC}} = 0,09$, $r_{\text{MAXEIG}} = 0,08$, $r_{\text{L-Mode}} = 0,21$), kao i prosečne korelacije u kompletu ($r_{\text{MAMBAC}} = 0,09$, $r_{\text{MAXEIG}} = 0,1$, $r_{\text{L-Mode}} = -0,01$). Validnost skupa indikatora je zadovoljavajuća ($d_{\text{MAMBAC}} = 1,32$, $d_{\text{MAXEIG}} = 1,34$, $d_{\text{L-Mode}} = 1,84$). Procena osnovne stope taksona u MAMBAC i MAXEIG postupku je praktično identična – 17 %. Međutim, prosečni CCFI pokazatelj, kao i pokazatelji u pojedinačnim analizama, ne govore ni u prilog taksoničnosti, ni u prilog dimenzionalnosti. Sve vrednosti su u intervalu između 0,4 i 0,6, što je „ambivalentan“ rezultat. Ovakav rezultat potvrđuje i test „gusenice“, koji ukazuje da se empirijska distribucija na 25 prozora u nešto većoj meri slaže sa dimenzionalnom distribucijom, ali na 200 prozora nema jasnog poklapanja ni sa dimenzionalnom, ni sa taksoničnom distribucijom.

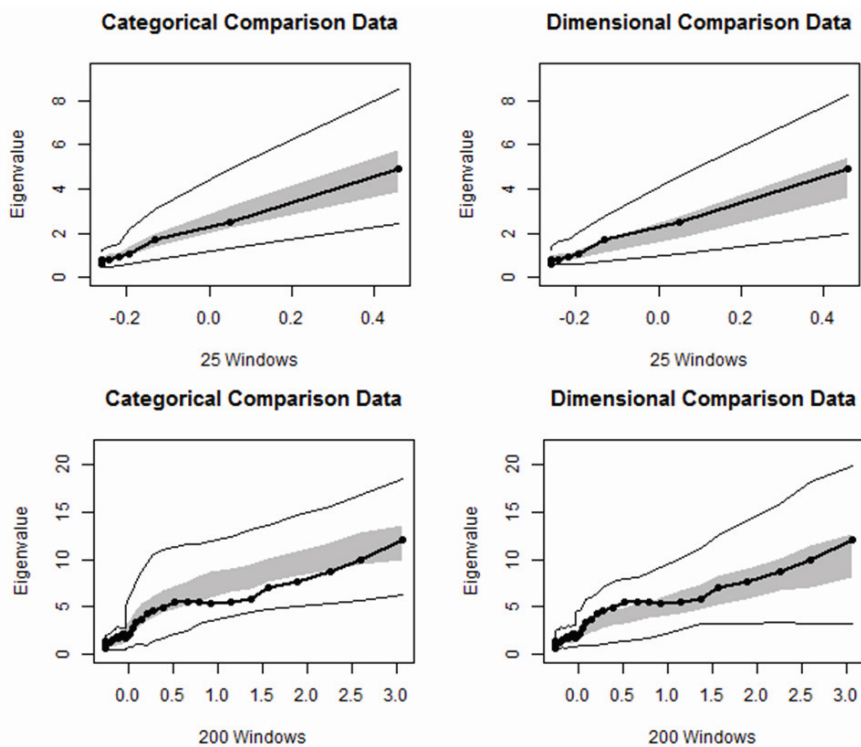


Grafik 17. „Gusenica“ test za konstrukt Zloupotreba psihoaktivnih supstanci

Sklonost ka kockanju

Prosečni skjunis indikatora ukazuje na znatno izraženu pozitivnu zakrivljenost. Interkorelacija između indikatora na celom uzorku je pozitivna i umerenog intenziteta. Interkorelacije u okviru taksona su pozitivne i niske, ali njihov intenzitet

je donekle neujednačen ($r_{\text{MAMBAC}} = 0,16$, $r_{\text{MAXEIG}} = 0,14$, $r_{\text{L-Mode}} = 0,36$). Situacija je nešto povoljnija kada su u pitanju korelacije u okviru komplementa ($r_{\text{MAMBAC}} = 0,07$, $r_{\text{MAXEIG}} = 0,06$, $r_{\text{L-Mode}} = 0,01$). Validnost indikatora u MAMBAC ($d = 2,14$) i MAXEIG analizama ($d = 2,73$) je zadovoljavajuća, dok je u L-Mode analizi vrednost Koenovog d nešto ispod granice prihvatljivog prema uobičajenom kriterijumu ($d = 1,16$). Prosečni CCFI pokazatelj sugerise da se ne može govoriti ni o taksoničnosti, niti o dimenzionalnosti. Test „gusenice“ takođe sugerise da se distribucija ne može jednoznačno oceniti. Pri tome, nema jasnog izdvajanja vrha distribucije u skladu sa pretpostavkama ovog testa (Waller & Meehl, 1998). Važno je napomenuti da vrednosti CCFI pokazatelja nisu ujednačene u tri sprovedene analize. Vrednost CCFI u MAMBAC analizi sugerise taksoničnost, u MAXEIG analizi distribucija je ocenjena kao ambivalentna, a u L-Mode analizi CCFI je indikativan za dimenzionalnost. Shodno tome, validan zaključak se u ovom trenutku ne može doneti.



Grafik 18. „Gusenica“ test za konstrukt Sklonost ka kockanju

Diskusija

Demonstracija na empirijskim podacima ukazala je na neke od osnovnih problema sa kojima se istraživači mogu sresti u praksi. Izbor konstrukta je, u ovom slučaju, zasnovan na aktuelnoj situaciji u okviru taksometrijske paradigme (Haslam et al., 2011; Ruscio et al., 2010). Međutim, kvalitet indikatora je jedna od najvažnijih spornih tačaka u ovim analizama. Naime, kod sva tri konstrukta, prisutna je izražena, ili veoma izražena, pozitivna zakrivljenost. Ovakva situacija je delikatna, budući da pozitivna zakrivljenost može da bude indikativna za postojanje taksona sa malim brojem članova, ali može biti i produkt greške (Ruscio et al., 2006). U ovakvim slučajevima je, stoga, potrebno razmatrati rezultate s izvesnim oprezom.

Ovo posebno važi za jedini konstrukt koji je procenjen kao taksoničan – delinkventno ponašanje. Naime, korelacije unutar taksona koje su nešto više no što bi bilo poželjno ukazuju na prisustvo varijanse greške. U ovom trenutku se ne može sa sigurnošću tvrditi šta doprinosi ovakvom odnosu među indikatorima. Jedan od mogućih odgovora na ovo pitanje je da su indikatori međusobno redundantni, verovatno usled prepoкрivanja sadržaja stavki. Ovakav problem mogao bi se rešiti objedinjavanjem, odnosno zbrajanjem, stavki koje međusobno izrazito koreliraju (po ugledu na npr. Carleton et al., 2011), ili na nešto radikalniji način – revizijom skale. Međutim, prosečni CCFI pokazatelj, kao i CCFI indeksi u MAMBAC i MAXEIG analizama, govore u prilog taksoničnosti. Sa tim su saglasni i vizuelni kriterijum i test „gusenice“. Ukoliko se uzme u obzir da je prosečni CCFI relativno pouzdan pokazatelj (Ruscio et al., 2010), i da konsenzus MAMBAC i MAXEIG postupaka u najvećem broju slučajeva ukazuje na „stvarne“ karakteristike distribucije (Ruscio, 2007), zaključak o taksoničnosti može se uslovno prihvatiti, uz neophodnost da se ovakav rezultat naknadno proveriti, uz potencijalne intervencije na skupu indikatora.

Preostali konstrukti spadaju u grupu „ambivalentnih“. Pri tome, o eventualnim problemima vezanim za indikatore može se govoriti jedino kod Sklonosti ka kockanju, budući da je u jednoj od analiza prosečni d koeficijent niži nego što je poželjno. Međutim, argumenti za zaključke o „ambivalentnosti“ kod ova dva konstrukta suštinski se razlikuju. U slučaju Zloupotrebe psihoaktivnih supstanci, CCFI indeksi u sve tri analize spadaju u interval između 0,4 i 0,6, koji govori o ambivalentnoj distribuciji. U tom smislu, postoji izvestan konsenzus između rezultata ova tri postupka, i prosečni CCFI predstavlja reprezentativnu meru. Moguće je, međutim, da Zloupotreba psihoaktivnih supstanci ne predstavlja jedinstveni konstrukt, i da bi u narednim istraživanjima bilo poželjno proveriti taksoničnost različitih modaliteta zloupotrebe psihoaktivnih supstanci.

U slučaju Sklonosti ka kockanju, svaki od postupaka daje drugačiju sugestiju, pa se konačan zaključak ne može doneti, a prosečni CCFI se ne može smatrati in-

formativnim. Moguće je da u slučaju Sklonosti ka kockanju, „taksonični“ rezultati predstavljaju artefakt, budući da je zakrivljenost indikatora prilično visoka. U ovom slučaju, verovatno je da problem leži u samoj konceptualizaciji konstrukta, i da se bez temeljne revizije koncepta i njegove operacionalizacije ne mogu očekivati stabilni rezultati taksometrijskih studija.

Naravno, trebalo bi naglasiti da je ova analiza mogla biti i drugačije koncipirana. Ukoliko bi autor bio zainteresovan za taksoničnost rizičnog ponašanja kao konstrukta najvišeg reda, skorovi na skalama Upitnika za procenu rizičnog ponašanja mogli bi da posluže kao indikatori. U tom slučaju, bili bi izračunati skorovi (sumacioni, ili faktorski skorovi na prvim glavnim komponentama) na skalama Delinkventno ponašanje, Zloupotreba psihoaktivnih supstanci i Sklonost ka kockanju (a eventualno i na nekim drugim skalama ovog upitnika), i ti skorovi bi bili uvršteni u taksometrijske analize. Dakle, za potrebe provere taksoničnosti latentne varijable *uvek je potrebno koristiti njene indikatore, odnosno varijable nižeg nivoa opštosti*. O kojem nivou opštosti se radi, zavisi od položaja latentne varijable u hijerarhiji.

U poslednjih desetak godina, velika pažnja posvećuje se metodološkoj korektnosti u sprovođenju taksometrijskih istraživanja. Uvedeni su novi testovi konzistencije koji se sve intenzivnije koriste (Ruscio et al., 2007; Ruscio et al., 2010), a simulacione studije su sve brojnije (Ruscio et al., 2010). Ovaj metodološki napredak, međutim, postavlja zahtev da se izvrši svojevrsna revizija ranijih rezultata (Haslam et al., 2011), uz primenu sofisticiranijih statističkih tehnika, poput CCFI indeksa i poređenja sa idealnim, simuliranim podacima. Budućnost taksometrijske paradigme stoga, po svojoj prilici, leži u usaglašavanju “tradicionalnih” problema istraživanja sa “novim” metodima. Svakako, novi metodi otvaraju mogućnost za primenu taksometrijskih postupaka u oblastima u kojima oni još nisu primenjeni (Ruscio et al., 2006), i koje ne moraju pripadati ekskluzivno psihologiji.

Literatura

- Asendorpf, J. B., Borkenau, P., Ostendorf, F., & van Aken, M. A. G. (2001). Carving personality description at its joints: confirmation of three replicable personality prototypes for both children and adults. *European Journal of Personality, 15*, 169–198.
- Asmundson, G. J. G., Weeks, J. W., Carleton, R. N., Thibodeau, M. A., & Fetzner, M. G. (2011). Revisiting the latent structure of the anxiety sensitivity construct: More evidence of dimensionality. *Journal of Anxiety Disorders, 25*, 138–147.

- Bailey, K. D. (1994). *Typologies and Taxonomies: An Introduction to Classification Techniques*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Ereshefsky, M. (2001). *The Poverty of Linnaean Hierarchy: A Philosophical Study of Biological Taxonomy*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Carleton, R. N., Weeks, J. W., Howell, A. N., Asmundson, G. J. G., Antony, M. M., & McCabe, R. E. (2011). Assessing the latent structure of the intolerance of uncertainty construct: An initial taxometric analysis. *Journal of Anxiety Disorders*, 26, 150 – 157.
- Cleland, C. M., Rothschild, L., & Haslam, N. (2000). Detecting latent taxa: Monte Carlo comparison of taxometric, mixture model, and clustering procedures. *Psychological Reports*, 87, 37-47.
- Costa, P. T., Herbst, J., McCrae, R. R., Samuels, J., & Ozer, D. (2002). The replicability and utility of three personality types. *European Journal of Personality*, 16, S73 – S78.
- Dragović, M. (2006). Taksonometrijske procedure u istraživanjima psiholoških fenomena i klasifikaciji mentalnih poremećaja. *Psihologija*, 39, 439-457.
- Gibb, B. E., Alloy, L. B., Abramson, L. Y., Beevers, C. G., & Miller, I. W. (2004). Cognitive vulnerability to depression: A taxometric analysis. *Journal of Abnormal Psychology*, 113, 81-89.
- Haslam, N., & Kim, H. (2002). Categories and continua: A review of taxometric research. *Genetic, Social, and General Psychology Monographs*, 128, 271-320.
- Haslam, N., Holland, E., & Kuppens, P. (2011). Categories versus dimensions in personality and psychopathology: a quantitative review of taxometric research. *Psychological medicine*, 23, 1 – 18.
- Holland, J. M., Schutte, K. K., Brennan, P. L., & Moos, R. H. (2010). The structure of late-life depressive symptoms across a 20-year span: A taxometric investigation. *Psychology and Aging*, 25, 142-156.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. New York: The Guilford Press.
- Korfine, L., & Lenzenweger, M. F. (1995). The taxonicity of schizotypy: A replication. *Journal of Abnormal Psychology*, 104, 26–31.
- Mandara, J. (2003). The typological approach in child and family psychology: A review of theory, methods, and research. *Clinical Child and Family Psychology Review*, 6, 129 – 146.

- Meehl, P. E. (1986). Diagnostic taxa as open concepts: Metatheoretical and statistical questions about reliability and construct validity in the grand strategy of nosological revision. In T. Millon & G. L. Klerman (Eds.), *Contemporary Directions in Psychopathology* (pp. 215-231). New York: Guilford Press.
- Meehl, P. E. (1992). Factors and taxa, traits and types, differences of degree and differences in kind. *Journal of Personality*, 60, 117-174.
- Meehl, P. E. (1999). Clarifications about taxometric method. *Applied & Preventive Psychology*, 8, 165-174.
- Meehl, P. E. (2004). What's in a taxon? *Journal of Abnormal Psychology*, 113, 39-43.
- Milligan, G. W., & Hirtle, S. C. (2003). Clustering and classification methods. In J. A. Schinka & W. F. Velicer (Eds.), I. B. Weiner (Ed.-in-Chief), *Handbook of Psychology* (pp. 165-186). Hoboken: John Wiley & Sons.
- Richey, A. J. (2004). The latent structure of child depression: A taxometric analysis. Unpublished master thesis, The Florida State University, College of Arts and Sciences, Tallahassee.
- Ruscio, J., Walters, G. D., Marcus, D. K., & Kaczetow, W. (2010). Comparing the relative fit of categorical and dimensional latent variable models using consistency tests. *Psychological Assessment*, 22, 5-21.
- Ruscio, A. M. (2010). The latent structure of social anxiety disorder: Consequences of shifting to a dimensional diagnosis. *Journal of Abnormal Psychology*, 119, 662-671.
- Ruscio, A. M., Ruscio, J., & Keane, T. M. (2002). The latent structure of post-traumatic stress disorder: a taxometric investigation of reactions to extreme stress. *Journal of Abnormal Psychology*, 111, 290-301.
- Ruscio, J. (2007). Taxometric analysis: An empirically-grounded approach to implementing the method. *Criminal Justice and Behavior*, 34, 1588-1622.
- Ruscio, J., & Walters, G. D. (2011). Differentiating categorical and dimensional data with taxometric analysis: Are two variables better than none? *Psychological Assessment*, 23, 287-299.
- Ruscio, J. (2012). *Taxometric Programs for the R Computing Environment: User's Manual*. Retrieved from <http://www.tcnj.edu/~ruscio/TaxProgManual%202012-01-09.pdf>.
- Ruscio, J., Haslam, N., & Ruscio, A. M. (2006). *Introduction to the taxometric method: A practical guide*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Schmidt, N. B., Kotov, R., & Joiner, T. E., Jr. (2004). *Taxometrics: Toward a new diagnostic scheme for psychopathology*. Washington, DC: American Psychological Association.

- Schmidt, N. B., Kotov, R., Lerew, D. R., Joiner, T. E., Jr., & Ialongo, N. S. (2005). Evaluating latent discontinuity in cognitive vulnerability to panic: A taxometric investigation. *Cognitive Therapy and Research*, 29, 673-690.
- Smederevac, S., Mitrović, D., Vukobrat, S., Subotić, S., Pralica, M., Knežević, M., i Čolović, P. (2009). Upitnik za procenu rizičnih ponašanja. Nepublikovani materijal, Odsek za psihologiju, Filozofski fakultet, Univerzitet u Novom Sadu, Novi Sad.
- Waller, N. G., & Meehl, P. E. (1998). *Multivariate taxometric procedures: Distinguishing types from continua*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Walters, G. D. (2009). Latent structure of a two-dimensional model of Antisocial Personality Disorder: Construct validation and taxometric analysis. *Journal of Personality Disorders*, 23, 647-660.

Petar Čolović

Department of
Psychology, Faculty of
Philosophy, University of
Novi Sad

**TWO CATEGORIES OR A SINGLE
DIMENSION: TAXOMETRIC
ANALYSES OF RISKY BEHAVIOR****Abstract**

Basic assumptions of the taxometric approach to estimation of categoricity are presented in the paper. The principal goal of the taxometric approach is to determine whether constructs are dimensional, or there are two distinct categories, which are labeled "taxon" and "complement". Several analytic procedures are used for that purpose. The final decision on taxonicity of constructs is based on the congruence of results of several analyses. Procedures named MAMBAC, MAXCOV, MAXEIG, MAXSLOPE and L-Mode are described in the paper. The procedures MAMBAC, MAXEIG and L-Mode were applied on a set of empirical data. The taxonicities of three constructs, named Delinquent Behavior, Substance Abuse and Proneness to Gambling were examined. The constructs were measured by The Risky Behaviors Questionnaire. The data were gathered on a sample of 421 participants (257 women), whose average age was 30.62. The results suggest that the Delinquent Behavior appears to be taxonic, Substance Abuse is ambiguous, whereas Proneness to Gambling seems to be dimensional. The presented empirical examples highlight some of the main problems in taxometric analyses (consistency tests, indicator validity, convergence of different analyses' results, decision on taxonicity, etc.)

Key words: taxometrics, categoricity of constructs