

122

Gustav Bala

Fakultet za fizičku kulturu, Zagreb

**PRIMJER PRIMJENE DVAJU KRITERIJA ZA
ODREĐIVANJE BROJA ZNAČAJNIH GLAVNIH
KOMPONENATA**

AN EXAMPLE OF APPLICATION OF TWO CRITERIA FOR DETERMINING THE NUMBER OF SIGNIFICANT PRINCIPAL COMPONENTS

Normal conative dimensions and primary social attitudes were analysed. Using criterion that characteristic roots of intercorrelation matrix were greater or equal 1.0 and another one where the smallest number of characteristic roots was determined by the sum of determination coefficients of manifest variables significant principal components were calculated.

The analysis of given latent dimensions showed that the second criterion was superior to the first one.

ПРИМЕР ПРИМЕНЕНИЯ ДВУХ КРИТЕРИЕВ ДЛЯ ОПРЕДЕЛЕНИЯ ЧИСЛА ДОСТОВЕРНЫХ ГЛАВНЫХ КОМПОНЕНТОВ

Проведен анализ нормальных димензий личности и основных социальных положений.

Достоверные главные компоненты получены на основании критерия характерных корней матрицы интеркорреляции манифестных переменных, которые должны быть больше или равняться 1.0, и на основании критерия минимального количества характерных корней, определенного суммой коэффициентов детерминации манифестных переменных.

Анализ латентных димензий показывает, что второй критерий лучше первого.

1. UVOD

Za dobijanje inicijalnog koordinatnog sistema vektora manifestnih varijabli primjenjuje se, između drugih, i Hotellingova metoda glavnih komponenti. Taj koordinatni sistem se, obično, dalje rotira u neki ortogonalni ili kosji koordinatni sistem, koji zadovoljava princip jednostavne strukture.

Budući da za interpretaciju sistema nisu podjednako važne sve latentne dimenzije, potrebno je izvršiti redukciju tih dimenzija. Logično je da treba zadržati one latentne dimenzije koje će pružiti najveću količinu informacija iz sistema varijabli. Međutim, problem je u postavljanju kriterija za određivanje broja značajnih latentnih dimenzija, odnosno glavnih komponentata. Ukupan broj glavnih komponenti je, naravno, jednak broju manifestnih varijabli, te nije teško odbaciti one sa niskim vrijednostima karakterističnih korijenova. Teškoća u određivanju broja glavnih komponenti nastaje kada se želi definirati važnost karakterističnih korijenova, odnosno kumulativnog doprinosa tih vrijednosti, za one latentne dimenzije koje bi mogle biti značajne na osnovu nekih ranijih iskustava ili pretpostavki.

Uobičajeni kriterij da je značajna svaka glavna komponente čiji je karakteristični korijen veći ili jednak 1.00 bazira se na entropiji matrice interkorelacija manifestnih varijabli.

$$H(R) = \sum_{i=1}^n \lambda_i + 1/2 n \Pi_e$$

gdje je λ_i — karakteristični korijen
 n — broj manifestnih varijabli
 e — baza prirodnog logaritma.

Vidi se da će ovaj sistem od n glavnih komponenti emitirati najveću relativnu količinu informacija ako je

$$\lambda_i \geq 1.00$$

jer će dalje uzimanje glavnih komponenti s

$$\lambda_i < 1.00$$

$$i = 1, \dots, n$$

smanjivati entropiju. Drugim riječima to znači da će dalje informacije sadržavati samo grešku.

Kriterij kod koga su značenje glavne komponente s karakterističnim korijenima većim ili jednakim 1.00 ima svojih nedostataka. Veliki nedostatak tog kriterija je da daje u većini slučajeva velik broj faktora. Taj problem je bolje uočljiv kada su razlike između karakterističnih korijenova male. Smatra se da je ovaj kriterij podesan za određivanje gornje granice broja značajnih glavnih komponenti.

PBC-kriterij (Štalc, J. i K. Momirović) za određivanje broja značajnih glavnih komponenti se bazira na ukupnoj količini valjane varijance. Pošto

to je najmanja veličina valjane varijance neke varijable u jednom sistemu varijabli jednaka koeficijentu determinacije te varijable u odnosu na sve ostale u promatranom sistemu, potrebno je ekstrahirati onoliko broj značajnih glavnih komponenti koji će iscrpiti najmanju ukupnu količinu valjane varijance matrice interkorelacija manifestnih varijabli.

Najmanja ukupna količina valjane varijance se dobija sumacijom valjanih varijanci varijabli u cijelom sistemu. Prema tome, ako je R matrica interkorelacija n manifestalnih varijabli dobijenih na istom uzroku, dijagonalna matrica koeficijenta determinacije varijabli će biti

$$W^2 = I - (dg^{-1} R^{-1})$$

a najmanja ukupna količina valjane varijance matrice R

$$V = \text{tr } W^2$$

U rješavanju karakteristične jednadžbe matrice R dobije se n karakterističnih korijenova i n karakterističnih vektora. Prema PBC-kriteriju broj značajnih glavnih komponenti će biti

$$\sum_{i=1}^k \lambda_i \geq V$$

Primjenom ovog kriterija dobija se donja granica broja značajnih glavnih komponenti i on će dati manji, ili jednak broj ekstrahiranih faktora kao kriterij $\gamma \geq 1.00$

2. CILJ ISTRAŽIVANJA

Određivanje broja značajnih glavnih komponenti nereducirane matrice interkorelacija je bitan momenat u prelasku iz manifestnog u latentni prostor. Rješavanje tog problema ne daje uvijek zadovoljavajuće rezultate, te je on stalno prisutan prilikom određivanja značajnih faktora koji nisu unaprijed poznati i koji ne mogu pružiti solidnu hipotetsku faktorsku strukturu sistema. Zbog toga je potrebno upotrijebiti više kriterija.

Cilj ovog istraživanja bi bio da se usporedi dobijeni broj ekstrahiranih faktora pomoću spomenutih kriterija i njihova smislena interpretacija.

2.1. Dosadašnja istraživanja

Dosadašnja istraživanja kod nas sa skupovima varijabli primarnih socijalnih stavova i normalnih konativnih dimenzija (Mraković, 1972. i Hošek, 1972.) su pokazala da se iz prostora ta dva skupa mogu ekstrahirati, najvjerojatnije, tri latentne dimenzije. Međutim, identifikacija tih dimenzija se ne poklapa u potpunosti, pošto su rezultati dobijeni na različitim uzorcima (normalna i delikventna populacija) i različitom broju instrumenata koji su popunjavali prostore istraživanja.

3. METODE RADA

3.1. Uzorak ispitanika

Uzorak ispitanika je bio definiran kao 205 učenika III i IV razreda srednjih škola u Somboru i Apatinu, muškog spola, starosti od 17 do 19 godina.

Homogenizacija uzorka je bila izvršena obzirom na spomenute karakteristike, dok su socijalni status i karakteristike ličnosti koje nisu predstavljale predmet mjerenja u ovom istraživanju varirale slučajno kod svih ispitanika.

3.2. Uzorak varijabli

Skup varijabli u ovom istraživanju nije bio potpuno identičan prilikom primjene oba kriterija za određivanje broja značajnih glavnih komponenti. Međutim, ta razlika nije bitno utjecala na finalne rezultate istraživanja, a nastala je iz objektivnih razloga prilikom obrade podataka na elektroničkim računarima. Zbog toga će se prostor varijabli razdvojiti na dva dosta slična subprostora varijabli.

Prilikom primjene kriterija da su svi karakteristični korijenovi veći ili jednaki 1.00 uzorak varijabli je bio:

- M5 — makijavelizam
- C — konformizam
- K — konzervativizam
- F — autoritarizam
- 16PF — baterija normalnih konativnih faktora

Prve četiri skale su primijenjene za mjerenje primarnih socijalnih stavova, dok je baterija 16 PF sadržavala i varijablu za mjerenje kristalizirane inteligencije.

PBC — kriterij je primijenjen na slijedećem uzorku varijabli:

- M1 — makijavelizam
- M5 — makijavelizam
- K1 — stavovi prema kineziološkim aktivnostima
- C — konformizam
- K — konzervativizam
- F — autoritarizam
- 16PF — baterija normalnih konativnih faktora

Razlika u uzorcima je samo u tome što su drugom uzorku dodate varijable M1 i K1. M1 je jedna inicijalna skala na osnovu koje je dobijena skala M5. Dosadašnja istraživanja su pokazala da K1 nema bitnijeg utjecaja na sistem primarnih socijalnih stavova i normalnih konativnih dimenzija, te se pretpostavilo da neće značajno narušiti faktorsku strukturu promatranih varijabli.

Zbog objektivnih, tehničkih razloga podaci nisu računati na istom broju ispitanika. U prvom slučaju bilo ih je 205, a u drugom 197. Pretpostavlja se da to neće, također, bitno uticati na rezultate istraživanja.

3.3. Metode obrade rezultata*

Rezultati su obrađeni metodom glavnih komponenti, a poslije primjene spomenutih kriterija transformirane su glavne komponente u slijedeće pozicije:

- prostor definiran prvim uzorkom varijabli i određen glavnim komponentama dobijenim uz $\lambda_i \geq 1.00$ rotiran je u varimax poziciju;
- prostor definiran drugim uzorkom varijabli i određen glavnim komponentama dobijenim uz PBC-kriterij rotiran je u oblimin poziciju.

Za ovo istraživanje uzete su samo informacije o broju značajnih glavnih komponenti, njihova postojanost prilikom transformacije, kao i njihova kratka interpretacija.

4. REZULTATI I DISKUSIJA

U tabeli 1 prikazani su karakteristični korijenovi matrice interkorelacije mjernih instrumenata i kumulativne proporcije objašnjenja u prostoru oba uzroka varijabli.

TABELA 1

ZNAČAJNI KARAKTERISTIČNI KORIJENOVIMATRIKA INTERKORELACIJA MJERNIH INSTRUMENATA I KUMULATIVNE PROPORCIJE OBJAŠNJENE VARIJANCE

	$\lambda_i \geq 1.00$		PBC	
	LAMBDA	KUMULATIVNO	LAMBDA	KUMULATIVNO
1	2.55	0.13	2.62	0.12
2	2.06	0.23	2.34	0.23
3	1.66	0.31	1.78*	0.31
4	1.53	0.39	1.52	0.38
5	1.29	0.45	1.38	0.44
6	1.14	0.51	1.22	0.49
7	1.09	0.57	1.10	0.54
8	1.02	0.62	1.02	0.59

U tabeli 2 su prikazani unikviteti i koeficijenti determinacije mjernih instrumenata u drugom uzorku varijabli.

TABELA 2

UNIKVITETI I KOEFICIJENTI DETERMINACIJE MJERNIH INSTRUMENATA PRI UPOTREBI PBC-KRITERIJA

Varijabla	Unikvitet	SMC
M1	0.72	0.28
M5	0.75	0.25
K1	0.77	0.22
C	0.71	0.29

* Autor zahvaljuje dr. Lazaru Stankovu i dr. Krešimiru Petroviću koji su izvršili obradu rezultata na elektroničkim računarima.
* zadnji značajni karakteristični korijen po PBC kriteriju

K	0.87	0.13
F	0.73	0.27
CA	0.84	0.16
CB	0.78	0.22
CC	0.77	0.23
CE	0.80	0.20
CF	0.71	0.39
CG	0.69	0.31
CH	0.70	0.30
CI	0.87	0.13
CL	0.79	0.21
CM	0.82	0.18
CN	0.86	0.14
CO	0.62	0.38
CQ1	0.93	0.07
CQ2	0.72	0.28
CQ3	0.75	0.25
CQ4	0.62	0.38

SUMA SMC = 5.17

PROCENAT VALJANE VARIJANCE = 23.49

Iz tabele 1 se vidi da je pomoću kriterija $\lambda_i \geq 1.00$ bilo moguće ekstrahirati 8 glavnih komponenti iz oba uzorka varijabli. Primjenom kriterija da je ukupna količina valjane varijance jednaka sumi koeficijenta determinacije (PBC-kriterij) ekstrahirane su samo tri glavne komponente.

Matrica koeficijenta manifestiranih i latentnih varijabli u varimax poziciji je prikazana u tabli 3. U istoj tabeli su i komunaliteti (h^2).

TABELA 3

PROJEKCIJE MANIFESTNIH VARIJABLI NA EKSTRAHIRANE FAKTORE TRANSFORMIRANE U VARIMAX POZICIJU

	1	2	3	4	5	6	7	8	h^2
M5	.02	.04	-.01	.01	.02	.87	.04	-.11	.77
C	.06	.74	-.03	-.19	-.21	.09	-.08	.12	.66
K	-.09	.65	-.03	.09	.06	-.28	.16	-.20	.59
F	-.04	-.71	-.09	-.06	-.04	-.45	.16	-.15	.59
CA	-.14	-.02	.52	-.08	-.00	.15	-.31	.15	.44
CB	-.02	.01	.22	.80	-.15	.10	-.07	-.01	.72
CC	-.68	.07	.15	-.08	-.14	.14	.03	.08	.54
CE	.07	-.02	.23	.07	-.08	.02	.74	-.01	.61
CF	.16	.09	.75	.11	-.13	-.03	.17	.03	.65
CG	-.32	.29	.27	.27	-.08	-.15	-.54	-.03	.65
CH	-.33	-.05	.71	-.07	.15	-.17	.18	-.15	.72
CI	-.02	-.02	.04	.02	.71	-.07	-.24	-.16	.59
CL	.52	.12	.10	.35	-.19	.13	.14	-.16	.51
CM	.09	-.06	-.05	-.05	.77	.10	.15	.06	.64
CN	-.06	.10	.02	.06	-.06	-.10	.00	.91	.87
CO	.68	.16	.08	-.21	.01	.15	-.24	.09	.62
CQ1	-.09	.01	-.15	.32	.29	.32	.27	.18	.42
CQ2	-.09	-.08	-.34	.67	.19	-.15	.07	.11	.65
CQ3	-.66	-.02	.01	.09	.06	.14	-.15	-.04	.49
CQ4	.69	-.14	.16	-.06	.08	.22	.14	-.05	.60

Matrica paralelnih projekcija manifestnih varijabli drugog uzorka (gdje su dodate M1 i K1) u prostoru latentnih varijabli i komunaliteta nalaze se u tabeli 4.

TABELA 4

KOORDINATE MANIFESTNIH VARIJABLI U PROSTORU EKSTRAHIRANIH FAKTORA TRANSFORMIRANIH U OBLIMIN POZICIJU

	1	2	3	h^2
M1	.13	-.60	-.24	.42
M5	.10	-.38	-.17	.18
K1	.04	-.19	.57	.38
C	-.04	-.67	.15	.49
K	-.19	-.34	.09	.16

F	.07	.71	-.04	.51
CA	.15	-.17	.38	.21
CB	-.13	-.04	.09	.03
CC	-.60	-.02	.17	.40
CE	.27	.24	.24	.17
CF	.17	.16	.66	.46
CG	-.52	-.31	.24	.43
CH	-.26	.28	.57	.47
CI	-.09	.09	-.20	.06
CL	.45	-.11	.13	.24
CM	.14	.13	-.40	.21
CN	-.19	-.26	-.03	.10
CO	.60	-.30	.09	.48
CQ1	-.02	.08	-.31	.10
CQ2	-.22	.08	-.48	.29
CQ3	-.63	-.00	-.08	.40
CQ4	.76	.08	.10	.58

Iz tabele 1 i 3 vidi se da je kriterij $\lambda_i \geq 1.00$ proizveo 8 glavnih komponenti. Ortogonalnom transformacijom varijabli u prvom uzorku sačuvalo se svih osam latentnih dimenzija. Međutim, prilikom njihove interpretacije vidjelo se da se mogu interpretirati s većom pouzdanošću samo tri, jedna s manjom, dok se jedna nije mogla smisleno interpretirati, a ostale tri su bile dual i singl faktori.

Prvi faktor je interpretiran kao FAKTOR INTEGRIRANOSTI LICNOSTI.

Drugi faktor je bio definiran kao FAKTOR PRIMARNIH SOCIJALNIH STAVOVA.

Treći faktor je bio FAKTOR EKSTRAVERZIJE.

Četvrti faktor je, vjerojatno, FAKTOR NEZAVISNOSTI.

Inspekcijom tabele 1, 2 i 4 može se vidjeti da je PBC-kriterij dao 3 glavne komponente. Tokom kose transformacije broj latentnih dimenzija se nije izmijenio. Vidi se da tri ekstrahirana faktora objašnjavaju 31% ukupne varijance sistema, a da bi osam faktora objasnilo 59%. Međutim, ta razlika je, vjerojatno, dio varijance unikviteta, budući da tri faktora sasvim smisleno definiraju promatrani prostor.

Koordinate manifestnih varijabli u dobijenom latentnom trodimenzionalnom prostoru pokazuju da je moguće interpretirati latentne dimenzije na slijedeći način:

Prvi faktor kao FAKTOR INTEGRIRANOSTI (STRUKTURIRANOSTI) LICNOSTI.

Drugi faktor je FAKTOR MENTALNE RIGIDNOSTI.

Treći faktor se prepoznaje kao FAKTOR EKSTRAVERZIJE.

5. ZAKLJUČAK

Analiziran je prostor normalnih konativnih dimenzija i primarnih socijalnih stavova. Primjenom kriterija da su karakteristični korijenovi matrice interkorelacija manifestnih varijabli veći ili jednaki 1.00 i kriterija da je najmanji broj karakterističnih korijenova određen sumom koeficijenta determinacije manifestnih varijabli dobijene su značajne glavne komponente. Izvršena je analiza dobijenih latentnih dimenzija i data je prednost drugom kriteriju.

6. LITERATURA

1. Eysenck, H. J.
The Structure of Human Personality. Methuen and Co. LTD. London, 1970.
2. Harman, H. H.
Modern Factor Analysis. The University of Chicago Press. Chicago and London, 1967.
3. Horst, P.
Factor Analysis of Data Matrices. Holt, Rinehart and Winston, Inc., 1965.
4. Hošek, A.
Utjecaj strukture ličnosti na stupanj angažiranosti u sportu i stavove prema sportu kod maloljetnih delinkvenata. Kineziologija, 1972, Vol. 2, Br. 2, str. 58—78.
5. Hošek, A.
Utjecaj strukture ličnosti na stupanj angažiranosti u sportu i stavove prema sportu kod maloljetnih delinkvenata (Analiza latentnog prostora). Kineziologija, 1973, Vol. 3, br. 1, str. 107—116.
6. Momirović, K.
Metode za kondenzaciju i transformaciju kinezioloških informacija. Institut za kineziologiju VŠFK. Zagreb, 1972.
7. Mraković, M., V. Juras i D. Metikoš
Relacije između nekih konativnih faktora i angažiranosti kineziološkim aktivnostima. Kineziologija, 1972, Vol. 2, br. 2, str. 51—58.
8. Mulaik, S. A.
The Foundation of Factor Analysis. Mc Graw-Hill Book Company, 1972.
9. Petrović, K.
Sociologija fizičke kulture. Ljubljana, 1973.
10. Štalec, J. i K. Momirović
Ukupna količina valjane varijance kao osnov kriterija za određivanje broja značajnih glavnih komponenata. Kineziologija, 1971. Vol. 1, br. 1, str. 77—81.