

IMAGE ANALYSIS OF ANTHROPOMETRIC DIMENSIONS STRUCTURE

The system of 23 anthropometric dimensions (weight; chest girth, upper and lower arm, and upper and lower leg girths; elbow, wrist and knee diameters; shoulder and bicep width; height; leg, arm, fist and foot length; and upper arm, armpit, back, abdomen and lower leg skinfolds) was transformed into image variables, on the basis of information obtained from the sample of 737 males, 19 — 27 years old. Three dimensions only were sufficient to limit the factor space, on the basis of any criterion for determining the number of significant latent dimensions, and on the basis of image vectors analysis as well.

Transformation of basic vectors was done by orthoblique and oblimin methods; the results of both were very congruent. Latent dimensions in oblimin position were interpreted as body voluminosity, longitudinal dimensionality of skeleton and subcutaneous fat tissue. Factor of transversal skeleton dimensionality, found in several earlier analyses, couldn't be determined, partly because of small variances of measures assigned to estimate this hypothetical dimension, partly because the greater part of the variability of some transversal measures remained outside the three-dimensional latent space after their transformation to image variables was completed.

ИМАЖ АНАЛИЗ СТРУКТУРЫ АНТРОПОМЕТРИЧЕСКИХ ДИМЕНЗИЙ

Система, состоящая из 23 антропометрических димензий (вес, окружность грудной клетки, плеча, предплечья, бедра, голени, диаметры локтя, сустава, запястья, предплечья и колена, ширина кисти и стопы, ширина плеч, диаметр таза, рост, длина ноги, руки, кисти, стопы и складка кожи на плече, подмышечной впадине, спине, животе и на голени) трансформирована в имаж переменные на основании данных, полученных в выборке, состоящей из 737 испытуемых мужского пола в возрасте 19 — 27 лет. На основе только трех димензий возможно было провести ограничение факторного пространства при помощи любого критерия определения числа достоверных латентных димензий, а также на основании анализа конфигурации имаж векторов. Трансформация основных векторов проведена при помощи ортоблик и облимин приемов; и тот и другой прием дали очень конгруентные результаты. Латентные димензии в облимин позиции интерпретированы как объем тела, лонгитудинальная димензия скелета и подкожный жирный слой. Фактор трансверсальной димензий тела, обнаруженный в предыдущих исследованиях, не удалось подтвердить, частично из-за небольшой вариации мер оценки этой гипотетической димензии после того, как проведена трансформация в имаж форму, а частично из-за того, что значительная часть вариабельности некоторых трансверсальных мер осталась вне рамок трехдименционального латентного пространства.

Istraživanje je financirao Savjet za naučni rad SR Hrvatske u okviru teme „Struktura antropometrijskih dimenzija” istraživačkog programa Instituta za kineziologiju „Utjecaj tjelesne aktivnosti na psihosomatski status” (ugovor broj VII/3 između Savjeta za naučni rad SR Hrvatske i Instituta za kineziologiju Fakulteta za fizičku kulturu Sveučilišta u Zagrebu.) Autori zahvaljuju S. Solarić, rukovodiocu ekipe za mjerenje, J. Štalecu, rukovodiocu ekipe za analizu rezultata na elektroničkom računalu, i M. Gredelju, rukovodiocu ekipe za prikupljanje i analizu osnovnih informacija za dio istraživačkog programa kome pripada ovaj rad.

UVOD

Ovo je istraživanje imalo dvije svrhe. Prva je bila pokušaj da se utvrdi egzistira li zaista latentna dimenzija, odgovorna za transverzalnu dimenzionalnost skeleta¹, koja je u nekim istraživanjima (Momirović, 1966; Momirović i suradnici, 1969; Momirović, 1970; Kurelić, Momirović, Stojanović, Šturm, Radojević, Viskiće i suradnici, 1971; Stojanović, Momirović, Vukosavljević i Solarić, 1975) dobijena, ali u nekima nije (Viskiće, 1972; Kurelić, Momirović, Stojanović, Šturm, Radojević i Viskiće-Štalec, 1975). Ovo naročito zato, što je taj faktor bio prilično nejednoznačno definiran u različitim analizama u kojima je izoliran, a u nekima od njih (posebno u analizi Stojanovića, Momirovića, Vukosavljevića i S. Solarić, 1975), čiji su rezultati bili direktni povod za ovo istraživanje) čak tako, da je bilo valjana razloga za sumnju ne samo o tome postoji li zaista latentna dimenzija odgovorna za transverzalnu dimenzionalnost skeleta, već i o tome da li je latentni antropometrijski prostor uistinu četverodimenzionalan.

Druga svrha ove analize bila je pokušaj da utvrdi pogodnost image transformacije antropometrijskih varijabli za određivanje latentnih antropometrijskih dimenzija. Iako je image analiza instrument koji se često, i sa dobrim uspjehom upotrebljava u mnogim područjima antropologije, primjena ove tehnike je u antropometriji vrlo rijetka. U stvari, bar koliko je autorima poznato, antropologijske su varijable podvrgnute ovom tipu faktorske analize samo u dva maha. Momirović je u pokusne svrhe², primijenio ovu analizu na uzorku od 18 antropometrijskih varijabli, određenih na nekoliko uzoraka ispitanika različite dobi i spola, i dobio rezultate veoma slične onima koji su dobijeni u analizi realnih antropometrijskih

dimenzija, ako je dimenzionalnost latentnog prostora određena PB kriterijem Štaleca i Momirovića (1971), i ako se za transformaciju bazičnih vektora upotrijebe iste metode (u toj su analizi transformacije učinjene varimax i direkt oblimin postupkom). Image analiza istog uzorka varijabli izvedena je, na uzorcima osoba muškog i ženskog spola starih 11, 13, 15 i 17 godina, u okviru istraživanja Kurelića, Momirovića, Stojanovića, Šturma, Radojevića i N. Viskiće-Štalec (1975), ali ti rezultati nisu publicirani, jer su bili vrlo slični onima dobijenim u realnom prostoru, a ta je analiza i onako učinjena samo u komparativne svrhe. No pomnija inspekcija rezultata dobijenih u obje spomenute analize pokazala je da su rezultati slični samo pod vidom identifikacije latentnih dimenzija, ali ne i pod vidom njihova sadržaja; ne samo da je bilo razlika u strukturi tih dimenzija, već, osobito, i u veličini njihovih interkorelacija.

2. METODE

Uzorak ispitanika, izvučen iz populacije osoba muškog spola, obuhvatio je 737 subjekata, u dobi između 19 i 27 godina, državljana SFRJ, klinički zdravih i bez izrazitih tjelesnih nedostataka ili morfoloških aberacija.

Uzorak je bio definiran kao dvoetafni grupni uzorak sa optimalnom alokacijom, pri čemu operacije učinjene kod formiranja grupa nisu bile u direktnoj vezi s morfološkim karakteristikama ispitanika, ali nisu bile nezavisne od njihove dobi, te je u uzorku srazmjerno više osoba bližih donjoj, nego gornjoj granici dobnog raspona.

Polazeći od osnovne svrhe ovog istraživanja može se smatrati da je uzorak dovoljno reprezentativan za populaciju iz koje je izvučen, iako se, striktno uzevši, rezultati mogu generalizirati samo na hipotetsku populaciju, definiranu obilježjima uzorka. Neke informacije o manifestnim morfološkim karakteristikama ove populacije mogu se dobiti iz istraživanja Stojanovića, S. Solarić, Momirovića i Vukosavljevića (1975), provedenog na istom uzorku.

Efektiv uzorka, pri tom, bio je dovoljno veliki da se na temelju njega mogu, sa dovoljnim stupnjem točnosti, procijeniti pozicije latentnih antropometrijskih dimenzija.

Na svakom ispitaniku primijenjen je sistem od 23 antropometrijske mjere, koje pokrivaju latentne antropometrijske dimenzije, utvrđene u do sada provedenim faktorskim studijama. Ovaj sistem obuhvatio je slijedeće mjere:

1. težina tijela (TEŽTIJ)
2. srednji opseg grudnog koša (SREOPG)
3. opseg nadlaktice — opružene (OPSNAD)
4. opseg podlaktice — max. (OPSPOD)
5. opseg natkoljenice — max. (OPSNAT)

¹ U nekim analizama definirana, osim transverzalnim dimenzijama kostiju i dimenzijama distalnih dijelova ekstremiteta i kefalometrijskim mjerama (Momirović i suradnici, 1969; Momirović, 1970).

² Izvještaj Instituta za kineziologiju Savjetu za naučni rad SR Hrvatske, 1972.

6. opseg potkoljenice — max. (OPSPOT)
7. dijametar lakta (DIJLAK)
8. dijametar ručnog zgloba (DIJRUZ)
9. širina šake (ŠIRŠAK)
10. dijametar koljena (DIJKOL)
11. širina stopala (ŠIRSTO)
12. bikristalni raspon (BIKRRA)
13. visina tijela (VISTJE)
14. dužina noge (DUŽNOG)
15. dužina ruke (DUŽRUK)
16. biakromialni raspon (BIAKRA)
17. dužina šake (DUŽŠAK)
18. dužina stopala (DUŽSTO)
19. kožni nabor nadlaktice (NABNAD)
20. kožni nabor pazuha (NABPAZ)
21. kožni nabor leđa (NABLEĐ)
22. kožni nabor trbuha (NABTRB)
23. kožni nabor potkoljenice (NABPOT)

Antropometrijske mjere uzete su po metodi koju preporučuje Internacionalni biološki program, izuzev što su srednji opseg grudnog koša i nabor pazuha mjereni u nivou mamila, kako bi rezultati ove studije mogli biti komparirani sa rezultatima nekih ranijih faktorskih istraživanja autora. Dužina šake, koja nije sadržana u popisu antropometrijskih mjera u IBP, mjerena je od sredine zglobne linije ručnog zgloba (interstyliona) do vrha srednjeg prsta.

Sve antropometrijske mjere, na svakom ispitniku, izmjerene su po tri puta, izuzev svih kožnih nabora i srednjeg opsega grudnog koša koji su izmjereni po šest puta. Potpuni opis postupaka koji su primijenjeni pri mjerenju manifestnih antropometrijskih dimenzija, organizacija mjerenja i način na koji su izračunate stvarne vrijednosti antropometrijskih dimenzija ispitanika opširno su prikazani u već spomenutom istraživanju Stojanovića, S. Solarić, Momirovića i Vukosavljevića (1975).

Antropometrijske dimenzije koje su bile predmet ove analize formirane su kao prve glavne komponente mjerenja svake od njih; varijance mjerenja bile su prethodno reskalirane da budu obrnuto proporcionalne varijancama pogreške mjerenja³.

Tako formirane varijable bile su prethodno standardizirane, a zatim transformirane u image varijable (Guttman, 1953; o algoritmu za takvu transformaciju i nekim svojstvima image varijabli vidi, na pr. u Kaiser, 1963; Horst, 1965; Veldman, 1967; Mulaik, 1972; Momirović, Kovačević, Ignjatović, Rađenović-Horga, Radovanović, Me-

³ podrobnije o postupku za formiranje antropometrijskih varijabli vidi u Stojanović, Solarić, Momirović i Vukosavljević, 1975. U tom su radu saopćene i vrijednosti aritmetičkih sredina i standardnih devijacija svakog mjerenja svake od analiziranih varijabli, i koeficijenti pouzdanosti, odnosno generalizabilnosti varijabli dobijenih postupkom za kondenzaciju mjerenja koji maksimizira te metrijske karakteristike.

šovsek, Štalec i Viski-Štalec, 1972; Momirović, Štalec i Zakrajšek, 1973). Izračunati su parametri raspodjela antropometrijskih dimenzija u image obliku, i testirane hipoteze da je svaka raspodjela Gauss-Bernoullieva tipa; te su hipoteze testirane postupkom Kolmogorova i Smirnova, sa pogreškom tipa I unaprijed fiksiranom na 0.01. Naravno, varijance image varijabli jednake su koeficijentima determinacije inicijalnih varijabli na temelju skupa preostalih, a standardne devijacije multiplim korelacijama između svake inicijalne varijable i sistema formiranog od ostalih varijabli. Uz raspodjele, navedeni su i rasponi i standardizirani rasponi svake image varijable.

Matrica za transformaciju standardiziranih antropometrijskih varijabli u image varijable eksplicitno je izračunata i navedena. U kolonarnu matricu su standardizirani regresijski koeficijenti za procjenu image vrijednosti antropometrijskih dimenzija; redovi te matrice mogu se analizirati pod vidom sudjelovanja manifestnih antropometrijskih dimenzija u formiranju image varijabli.

Izračunata je zatim i navedena matrica kovarijanci antropometrijskih dimenzija u image obliku. Za neke parove, pa i neke podskupove image varijabli izračunate su i njihove korelacije; ovo zbog lakše usporedbe ponašanja nekih antropometrijskih karakteristika u njihovom zajedničkom podprostoru.

Vlastite vrijednosti i vektori matrice kovarijanci image varijabli određeni su QR algoritmom (vidi, na pr., Mulaik, 1972). Bazična struktura definirana je kao struktura na značajnim glavnim osovina. Broj značajnih glavnih osovina određen je na temelju svakog od slijedeća tri kriterija:

(1) Tako, da ukupna varijanca značajnih glavnih komponenata dostigne ili premaši 85% tražene matrice kovarijanci⁴.

(2) Tako, da varijanca posljednje zadržane glavne komponente bude veća od prosjeka varijanci analiziranih image varijabli⁵.

(3) Tako, da varijanca posljednje zadržane glavne komponente bude veća od varijance one image varijable, koja ima najveći koeficijent determinacije⁶.

Bazična struktura transformisana je u dvije kose solucije:

(1) oblimin poziciju (Jenrich i Sampson, 1966), dakle u poziciju u kojoj je Carrollov kriterij minimiziran na koeficijentima matrice sklopa, a ne strukture na refereničnim vektorima. U tu je svrhu primijenjena Zakrajšekova modifikacija originalnog Jenrich-Sampsonovog algoritma;

⁴ Horst, 1965; u stvari, Horstovo „pravilo“ je da se za analizu zadrži onoliko glavnih osovina, koliko je potrebno da se „objasni“ 80 do 85% ukupne varijance image varijabli.

⁵ DMEAN kriterij Momirovića i Štaleca (1973).

⁶ DMAX kriterij (Momirović i Štalec, 1973).

(2) orthoblique poziciju (Harris i Kaiser, 1964) sukladno modelu nezavisnih grupa (tip II familije orthoblique transformacija).

Kako su pokazala neka istraživanja (Hakstian, 1971; Hakstian i Abell, 1974), oblimin i orthoblique su, za najveći broj tipova dobro uređenih konfiguracija vektora, solucije koje su najpodesnije za preciznu lokaciju hiperplanova. Obje su solucije izvedene nakon prethodne Kaiserove normalizacije vektora varijabli.

Za obje su solucije izračunate matrice sklopa⁷, strukture⁸, interkorelacija latentnih dimenzija i koeficijenta za izračunavanje tih dimenzija na temelju antropometrijskih dimenzija transformiranih u image oblik⁹.

Za oblimin soluciju, koja je zadržana za konačnu interpretaciju latentnih antropometrijskih dimenzija, izračunata je i prikazana matrica kosinusa između glavnih osovina i oblimin faktora. Osim toga za ovu je soluciju izračunata i matrica komponenata varijance svake image varijable, koje se mogu prepisati dobijenim latentnim dimenzijama¹⁰.

Određene su i distribucije latentnih dimenzija za obje solucije¹¹, i postupkom Kolmogorova i Smirnova testirane hipoteze da su, u populaciji, latentne dimenzije normalno raspoređene.

Sve operacije izvedene su na računalu tipa UNIVAC 1100 Sveučilišnog računskog centra u Zagrebu, po programu koji je bio napisan u SS jeziku (Zakrajšek, Štalec i Momirović, 1974).

3. REZULTATI

Distribucije antropometrijskih dimenzija, transformiranih u image oblik, varijance (tj. koeficijenti determinacije), standardne devijacije (tj. multiple korelacije dimenzija sa subsistemom preostalih), minimalni (MIN) i maksimalni (MAX) rezultat, kao i standardizirani raspon (tj. veličina raspona izražena u dijelovima standardne devijacije; u tabelama označena sa R) navedene su u tabelama 1 — 23¹². U tim su tabelama i vrijednosti maksimalnog odstupanja između očekivane, pod hipotezom normalne raspodjele, i dobijene relativne kumulativne frekvencije za razrede raspodjele (MAX D), koje su označene zvjezdicom (*) ako je veličina MAX D takva da se hipoteza o

⁷ tj. koordinata vektora varijabli na faktorskim osovinama.

⁸ tj. kovarijanci između antropometrijskih i image varijabli i standardiziranih latentnih dimenzija.

⁹ transformacijska je matrica definirana direktnim postupkom (vidi, na pr. Mulaik, 1972).

¹⁰ ova je matrica dobijena elementnim množenjem matrice sklopa i matrice strukture.

¹¹ distribucije i rasponi latentnih dimenzija prikazani su samo za one, dobijene oblimin transformacijom.

¹² Koliko je autorima poznato, do sada nije bilo publiciranih podataka o raspodjelama image vrijednosti antropometrijskih dimenzija.

normalnosti raspodjele može odbaciti sa pogreškom manjom od 0.01.

Hipoteza da su image vrijednosti antropometrijskih dimenzija Gaussova tipa nije se mogla odbaciti ni za koju dimenziju, osim kožnih nabora. Kod ovih je pozitivna zakrivljenost, i nakon transformacije u image oblik, ostala veoma znatna. Ovo zbog toga što u formiranju image vrijednosti svakog pojedinog kožnog nabora osim težine u najvećoj mjeri sudjeluju uglavnom preostali kožni nabori (vidi tabelu 24), tako da nije moglo doći do normalizirajućeg efekta centralne granične teoreme.

Tabela 1

DISTRIBUCIJA I PARAMETRI VARIJABLE TEŽINA TIJELA

Razred	Interval	f
1	— —2.40	2
2	—2.40 — —1.77	16
3	—1.77 — —1.14	71
4	—1.14 — —.51	137
5	—.51 — .12	191
6	.12 — .75	169
7	.75 — 1.38	91
8	1.38 — 2.01	41
9	2.01 — 2.64	13
10	2.64 — 3.27	4
11	3.27 —	2

$$\sigma^2 = .96$$

$$\sigma = .98$$

$$\text{MIN} = -2.71$$

$$\text{MAX} = 3.59$$

$$\text{R} = 6.42$$

$$\text{MAX D} = .02$$

Tabela 2

DISTRIBUCIJA I PARAMETRI VARIJABLE SREDNJI OPSEG GRUDNOG KOŠA

Razred	Interval	f
1	— —1.85	3
2	—1.85 — —1.31	39
3	—1.31 — —.87	102
4	—.87 — —.24	168
5	—.24 — .30	162
6	.30 — .83	143
7	.83 — 1.37	68
8	1.37 — 1.91	27
9	1.91 — 2.45	11
10	2.45 — 2.98	7
11	2.98 —	2

$$\sigma^2 = .78$$

$$\sigma = .88$$

$$\text{MIN} = -2.12$$

$$\text{MAX} = 3.25$$

$$\text{R} = 6.07$$

$$\text{MAX D} = .03$$

Tabela 3

DISTRIBUCIJA I PARAMETRI VARIJABLE
OPSEG NADLAKTICE

Razred	Interval	f
1	— —1.94	2
2	-1.94 — -1.35	43
3	-1.35 — -.76	109
4	-.76 — -.17	167
5	-.17 — .41	196
6	.41 — 1.00	117
7	1.00 — 1.59	67
8	1.59 — 2.18	25
9	2.18 — 2.76	8
10	2.76 — 3.35	2
11	3.35 —	1

σ^2	=	.83
σ	=	.91
MIN	=	-2.23
MAX	=	3.65
R	=	6.45
MAX D	=	.03

Tabela 4

DISTRIBUCIJA I PARAMETRI VARIJABLE
OPSEG PODLAKTICE

Razred	Interval	f
1	— -1.77	7
2	-1.77 — -1.24	46
3	-1.24 — -.70	110
4	-.70 — -.16	176
5	-.16 — .38	159
6	.38 — .92	134
7	.92 — 1.45	61
8	1.45 — 1.99	28
9	1.99 — 2.53	11
10	2.53 — 3.07	3

σ^2	=	.80
σ	=	.89
MIN	=	-2.04
MAX	=	3.34
R	=	6.02
MAX D	=	.03

Tabela 5

DISTRIBUCIJA I PARAMETRI VARIJABLE
OPSEG NATKOLJENICE

Razred	Interval	f
1	— -1.64	13
2	-1.64 — -1.04	73
3	-1.04 — -.43	170
4	-.43 — .17	197
5	.17 — .78	140

6	.78	—	1.38	98
7	1.38	—	1.99	26
8	1.99	—	2.60	13
9	2.60	—	3.20	5
10	3.20	—	3.81	1
11	3.81	—		1

σ^2	=	.84
σ	=	.92
MIN	=	-1.95
MAX	=	4.11
R	=	6.59
MAX D	=	.04

Tabela 6

DISTRIBUCIJA I PARAMETRI VARIJABLE
OPSEG POTKOLJENICE

Razred	Interval	f
1	— -1.73	8
2	-1.73 — -1.19	40
3	-1.19 — -.65	121
4	-.65 — -.11	182
5	-.11 — .43	172
6	.43 — .97	122
7	.97 — 1.51	63
8	1.51 — 2.05	20
9	2.05 — 2.59	5
10	2.59 — 3.13	2
11	3.13 —	2

σ^2	=	.69
σ	=	.83
MIN	=	-1.99
MAX	=	3.40
R	=	6.49
MAX D	=	.03

Tabela 7

DISTRIBUCIJA I PARAMETRI VARIJABLE DI-
JAMETAR LAKTA

Razred	Interval	f
1	— -1.86	2
2	-1.86 — -1.38	11
3	-1.38 — -.90	45
4	-.90 — -.42	155
5	-.42 — .06	191
6	.06 — .54	177
7	.54 — 1.02	102
8	1.02 — 1.50	43
9	1.50 — 1.98	7
10	1.98 — 2.46	3
11	2.46 —	1

σ^2	=	.48
σ	=	.69
MIN	=	-2.10
MAX	=	2.70
R	=	6.94
MAX D	=	.02

Tabela 8

DISTRIBUCIJA I PARAMETRI VARIJABLE DIJAMETAR RUČNOG ZGLOBA

Razred	Interval	f
1	— —1.76	2
2	-1.76 — -1.33	11
3	-1.33 — -.90	53
4	-.90 — -.47	120
5	-.47 — -.03	173
6	-.03 — .40	174
7	.40 — .83	124
8	.83 — 1.26	53
9	1.26 — 1.70	17
10	1.70 — 2.13	9
11	2.13 —	1

$\sigma^2 = .46$
 $\sigma = .68$
 MIN = -1.98
 MAX = 2.35
 R = 6.37
 MAX D = .01

Tabela 9

DISTRIBUCIJA I PARAMETRI VARIJABLE ŠIRINA ŠAKE

Razred	Interval	f
1	— —1.87	4
2	-1.87 — -1.40	15
3	-1.40 — -.93	48
4	-.93 — -.46	135
5	-.46 — .01	174
6	.01 — .48	173
7	.48 — .95	107
8	.95 — 1.42	62
9	1.42 — 1.89	13
10	1.89 — 2.36	5
11	2.36 —	1

$\sigma^2 = .54$
 $\sigma = .74$
 MIN = -2.10
 MAX = 2.59
 R = 6.36
 MAX D = .01

Tabela 10

DISTRIBUCIJA I PARAMETRI VARIJABLE DIJAMETAR KOLJENA

Razred	Interval	f
1	— —1.94	2
2	-1.94 — -1.51	10
3	-1.51 — -1.07	28
4	-1.07 — -.63	94

5	-.63 — -.19	156
6	-.19 — .25	187
7	.25 — .69	150
8	.69 — 1.12	68
9	1.12 — 1.56	26
10	1.56 — 2.00	14
11	2.00 —	2

$\sigma^2 = .48$
 $\sigma = .69$
 MIN = -2.16
 MAX = 2.22
 R = 6.29
 MAX D = .01

Tabela 11

DISTRIBUCIJA I PARAMETRI VARIJABLE ŠIRINA STOPALA

Razred	Interval	f
1	— —1.72	3
2	-1.72 — -1.30	11
3	-1.30 — -.88	47
4	-.88 — -.46	119
5	-.46 — -.04	174
6	-.04 — .38	167
7	.38 — .79	143
8	.79 — 1.21	49
9	1.21 — 1.63	16
10	1.63 — 2.05	6
11	2.05 —	2

$\sigma^2 = .43$
 $\sigma = .65$
 MIN = -1.93
 MAX = 2.26
 R = 6.42
 MAX D = .01

Tabela 12

DISTRIBUCIJA I PARAMETRI VARIJABLE BIKRISTALNI RASPON

Razred	Interval	f
1	— —1.68	3
2	-1.68 — -1.24	23
3	-1.24 — -.81	76
4	-.81 — -.37	143
5	-.37 — .07	159
6	.07 — .51	152
7	.51 — .95	105
8	.95 — 1.39	54
9	1.39 — 1.83	17
10	1.83 — 2.27	3
11	2.27 —	2

$\sigma^2 = .53$
 $\sigma = .73$
 MIN = -1.90
 MAX = 2.49
 R = 6.01
 MAX D = .02

Tabela 13

DISTRIBUCIJA I PARAMETRI VARIJABLE VISINA TIJELA

Razred	Interval	f
1	— —2.59	2
2	—2.59 — —2.00	9
3	—2.00 — —1.40	37
4	—1.40 — —.81	80
5	— .81 — —.21	182
6	— .21 — .38	177
7	.38 — .98	129
8	.98 — 1.57	90
9	1.57 — 2.17	20
10	2.17 — 2.76	8
11	2.76 —	3

$\sigma^2 = .88$
 $\sigma = .94$
 MIN = —2.89
 MAX = 3.06
 R = 6.33
 MAX D = .02

Tabela 14

DISTRIBUCIJA I PARAMETRI VARIJABLE DUŽINA NOGE

Razred	Interval	f
1	— —2.80	1
2	—2.80 — —2.13	7
3	—2.13 — —1.46	36
4	—1.46 — —.80	90
5	— .80 — —.13	193
6	— .13 — .53	206
7	.53 — 1.20	133
8	1.20 — 1.87	53
9	1.87 — 2.53	15
10	2.53 — 3.20	2
11	3.20 —	1

$\sigma^2 = .86$
 $\sigma = .93$
 MIN = —3.13
 MAX = 3.53
 R = 7.20
 MAX D = .01

Tabela 15

DISTRIBUCIJA I PARAMETRI VARIJABLE DUŽINA RUKE

Razred	Interval	f
1	— —2.54	2
2	—2.54 — —1.97	6
3	—1.97 — —1.40	41
4	—1.40 — —.83	78
5	— .83 — —.25	156

6	— .25 — .32	194
7	.32 — .89	139
8	.89 — 1.46	83
9	1.46 — 2.03	31
10	2.03 — 2.60	4
11	2.60 —	3

$\sigma^2 = .78$
 $\sigma = .88$
 MIN = —2.83
 MAX = 2.89
 R = 6.49
 MAX D = .01

Tabela 16

DISTRIBUCIJA I PARAMETRI VARIJABLE BIAKROMIALNI RASPON

Razred	Interval	f
1	— —1.64	2
2	—1.64 — —1.26	11
3	—1.26 — —.87	43
4	— .87 — —.48	103
5	— .48 — —.09	185
6	— .09 — .29	155
7	.29 — .68	137
8	.68 — 1.07	66
9	1.07 — 1.46	24
10	1.46 — 1.84	9
11	1.84 —	2

$\sigma^2 = .39$
 $\sigma = .63$
 MIN = —1.84
 MAX = 2.04
 R = 6.17
 MAX D = .03

Tabela 17

DISTRIBUCIJA I PARAMETRI VARIJABLE DUŽINA ŠAKE

Razred	Interval	f
1	— —2.33	2
2	—2.33 — —1.78	9
3	—1.78 — —1.24	32
4	—1.24 — —.69	104
5	— .69 — —.15	156
6	— .15 — .39	217
7	.39 — .94	134
8	.94 — 1.48	59
9	1.48 — 2.03	17
10	2.03 — 2.57	5
11	2.57 —	2

$\sigma^2 = .64$
 $\sigma = .80$
 MIN = —2.60
 MAX = 2.84
 R = 6.82
 MAX D = .02

Tabela 18

DISTRIBUCIJA I PARAMETRI VARIJABLE
DUŽINA STOPALA

Razred	Interval	f
1	— —2.80	1
2	-2.80 — -2.21	3
3	-2.21 — -1.62	17
4	-1.62 — -1.03	64
5	-1.03 — -.44	131
6	-.44 — .15	205
7	.15 — .75	172
8	.75 — 1.34	104
9	1.34 — 1.93	32
10	1.93 — 2.52	7
11	2.52 —	1

$\sigma^2 = .71$
 $\sigma = .84$
 MIN = -3.09
 MAX = 2.81
 R = 6.99
 MAX D = .01

Tabela 19

DISTRIBUCIJA I PARAMETRI VARIJABLE
KOŽNI NABOR NADLAKTICE

Razred	Interval	f
1	— -1.46	5
2	-1.46 — -.88	70
3	-.88 — -.31	230
4	-.31 — .26	219
5	.26 — .83	109
6	.83 — 1.41	55
7	1.41 — 1.98	27
8	1.98 — 2.55	8
9	2.55 — 3.12	8
10	3.12 — 3.69	3
11	3.69 —	3

$\sigma^2 = .73$
 $\sigma = .85$
 = -1.74
 = 3.98
 = 6.70
 D = .09*

Tabela 20

DISTRIBUCIJA I PARAMETRI VARIJABLE
KOŽNI NABOR PAZUHA

Razred	Interval	f
1	— -1.16	26
2	-1.16 — -.49	200
3	-.49 — .19	268
4	.19 — .86	148
5	.86 — 1.54	54

6	1.54 — 2.22	21
7	2.22 — 2.89	11
8	2.89 — 3.57	6
9	3.57 — 4.24	2
10	4.24 — 4.92	0
11	4.92 —	1

$\sigma^2 = .77$

$\sigma = .88$

MIN = -1.50

MAX = 5.26

R = 7.71

MAX D = .08*

Tabela 21

DISTRIBUCIJA I PARAMETRI VARIJABLE
KOŽNI NABOR LEĐA

Razred	Interval	f
1	— -1.47	1
2	-1.47 — -.85	89
3	-.85 — -.23	261
4	-.23 — .38	201
5	.38 — 1.00	101
6	1.00 — 1.62	43
7	1.62 — 2.23	21
8	2.23 — 2.85	9
9	2.85 — 3.47	6
10	3.47 — 4.09	3
11	4.09 —	2

$\sigma^2 = .80$

$\sigma = .90$

MIN = -1.78

MAX = 4.39

R = 6.89

MAX D = .08*

Tabela 22

DISTRIBUCIJA I PARAMETRI VARIJABLE
KOŽNI NABOR TRBUHA

Razred	Interval	f
1	— -1.29	14
2	-1.29 — -.68	113
3	-.68 — -.07	262
4	-.07 — .54	212
5	.54 — 1.16	76
6	1.16 — 1.77	35
7	1.77 — 2.38	15
8	2.38 — 2.99	6
9	2.99 — 3.60	3
10	3.60 — 4.21	0
11	4.21 —	1

$\sigma^2 = .63$

$\sigma = .79$

MIN = -1.60

MAX = 4.52

R = 7.73

MAX D = .06*

Tabela 23

DISTRIBUCIJA I PARAMETRI VARIJABLE
KOŽNI NABOR POTKOLJENICE

RAZRED	INTERVAL		f
1	—	—1.09	9
2	—1.09	— .54	135
3	— .54	.02	299
4	.02	.57	181
5	.57	1.13	57
6	1.13	1.68	31
7	1.68	2.24	14
8	2.24	2.79	7
9	2.79	3.34	3
10	3.34	3.90	0
11	3.90	—	1

$$\sigma^2 = .51$$

$$\sigma = .71$$

$$\text{MIN} = -1.37$$

$$\text{MAX} = 4.18$$

$$\text{R} = 7.78$$

$$\text{MAX D} = .09^*$$

Skлонost ka pozitivnoj zakrivljenosti opaža se, međutim, i kod svih ostalih antropometrijskih dimenzija; kod nekih je ta sklonost tako izrazita, da bi bilo razborito analizirati nisu li antropometrijske mjere posljedica nekog generatora koji nema Gaussova svojstva¹³. Ako je suditi po njihovu obliku, čini se opravdanim testirati hipoteze ne pripadaju li neke antropometrijske dimenzije nekoj od Weibullovih distribucija. Za kožne nabore je vrlo vjerojatno da pripadaju Raileighovom tipu Weibullovih distribucija, jer je izvjesno da nisu normalne, i da se mogu aproksimirati distribucijama sa dosta niskim Weibullovim parametrom.

Varijance antropometrijskih dimenzija, projiciranih u zajednički podprostor, sasvim su nejednake. Dok je masa tijela gotovo linearna kombinacija ostalih antropometrijskih dimenzija, i prema tome u najvećoj mjeri ovisna od morfoloških karakteristika, dijometri skeleta sadrže veliku količinu unikne varijance. Općenito, cirkularne dimenzije trupa i udova i longitudinalne dimenzije skeleta imaju najveće varijance u zajedničkom podprostoru, i zato imaju dominantan utjecaj na

¹³ Kako je dobro poznato, nemogućnost da se, uz neki određeni rizik, odbaci i hipoteza da su raspodjele normalne nije nikakav dokaz da one to zaista i jesu. Možda je došao čas da se u antropometriji, a i u antropologiji, uopće podigne buna protiv terora normalne distribucije.

određivanje latentne strukture antropometrijskih varijabli¹⁴.

Koliko se to može procijeniti iz veličina njihova relativnog raspona¹⁵, diskriminacija subjekata na svim image varijablama veoma je dobra. No standardizirani su rasponi različitih dimenzija prilično nejednaki; dok je raspon distribucija kožnih nabora posljedica njihove ekstremne zakrivljenosti, bilo bi zanimljivo utvrditi razloge velikog raspona dužine nogu, varijable koja je gotovo sigurno normalno raspoređena.

Matrica za transformaciju standardiziranih antropometrijskih dimenzija u image varijable navedena je u tabeli 24.

Analiza¹⁶ ove matrice izvedena je pod dva vida:

(1) pod vidom antropometrijskih dimenzija koje imaju značajan nezavisan doprinos¹⁷ u formiranju svake image varijable,

(2) pod vidom važnosti pojedinih antropometrijskih dimenzija za formiranje varijabli čiji vektori leže u zajedničkom antropometrijskom prostoru.

Zbog toga što sklop regresijskih koeficijenata u vrlo velikoj mjeri ovisi od kompozicije sistema varijabli, po sebi je razumljivo da se generalizacija rezultata mora ograničiti samo na analizirani sustav antropometrijskih mjera. Međutim, zbog relativno velikog uzorka subjekata stabilnost je regresijskih koeficijenata, za analizirani skup dimenzija, znatna i dopušta prilično visok stupanj vjerodostojnosti zaključaka o determinantama položaja antropometrijskih dimenzija u zajedničkom podprostoru.

Iako je u matrici parcijalnih doprinosa antropometrijskih varijabli varijancama svake pojedine morfološke karakteristike besmisleno tražiti homogene skupove regresijskih koeficijenata, moguće je izdiferencirati logičke skupove varijabli koje bolje mogu biti predviđene od varijabli unutar vlastitog skupa, nego od varijabli koje logički pripadaju nekom drugom skupu. Međutim, ovo ne važi za sva četiri logička skupa, a niti za sve varijable unutar istog skupa.

¹⁴ U jednom od slijedećih istraživanja priopćeni rezultati dobijeni analizom latentne strukture standardiziranih image varijabli, kako bi klonio efekat nejednakih dužina njihovih vektora pozicioniranje latentnog koordinatnog sustava

¹⁵ Iako osjetljiv na ekstremne vrijednosti standardizirani je raspon bar toliko razborita mjernog varijabiliteta koliko i koeficijent varijacije koji je u image analizi uostalom neupotrebljiv, ako se ne radi o necentriranim image varijablama koje se praktički nikada ne analiziraju.

¹⁶ Naravno, analiza ove matrice data je na vrlo sažet način. Mnoge pojedinosti su izostavljene iako su neke od njih i zanimljive i značajne. Pojedinosti međutim lako mogu uočiti inspekcijom numeričkih vrijednosti u redovima, ili kolonama transformacijske matrice.

¹⁷ Kako je dobro poznato (vidi, na pr. Mu 1972) regresijski koeficijenti ovise od antiimage, i le uniknih, komponenata varijabli.

Tabela 24

MATRICA ZA TRANSFORMACIJU STANDARDIZIRANIH ANTROPOMETRIJSKIH MJERA
I IMAGE VARIJABLE

	TEŽTJE	SREOPG	OPSNAD	OPSPOD	OPSNAT	OPSPOT	DIJLAK	DIJRUZ	ŠIRŠAK	DIJKOL
TEŽTJE	.00	1.20	.45	.23	1.17	1.05	.29	1.08	.25	-.06
SREOPG	.20	.00	.08	.05	-.10	-.14	.06	-.35	-.08	-.16
OPSNAD	.10	.11	.00	.56	.12	-.13	.03	.02	-.05	-.04
OPSPOD	.04	.05	.47	.00	-.09	.15	.27	.06	.27	.34
OPSNAT	.28	-.14	.13	-.11	.00	.11	-.10	-.41	-.01	-.08
OPSPOT	.13	-.10	-.07	.10	.06	.00	-.08	-.10	.03	.02
DIJLAK	.02	.03	.01	.10	-.03	-.05	.00	.21	.07	.04
DIJRUZ	.07	-.14	.01	.02	-.12	-.06	.21	.00	.11	-.30
ŠIRŠAK	.02	-.04	-.02	.12	-.00	.02	.09	.13	.00	.19
DIJKOL	-.00	-.07	-.01	.13	-.02	.01	.04	-.31	.17	.00
ŠIRSTO	-.01	.01	-.03	.04	.02	.12	-.01	-.01	.21	-.07
BIKRA	.08	-.04	-.05	.02	-.07	-.10	.06	-.20	-.10	.11
VISTJE	.26	-.36	-.09	-.14	-.20	-.21	.11	-.26	-.16	.31
DUŽNOG	.01	.07	.01	-.07	-.07	-.05	-.01	.07	-.01	-.10
DUŽRUK	.03	.07	-.17	.12	-.03	-.09	.01	-.10	-.02	.02
BIAKRA	.02	.06	.04	-.02	-.02	-.02	-.07	.04	.02	-.00
DUŽŠAK	-.00	-.01	.01	-.06	-.01	.05	.08	.10	.30	-.06
DUŽSTO	.04	-.03	-.08	.01	-.03	-.02	-.05	.26	-.02	.24
NABNAD	-.02	-.14	.07	-.02	.06	.07	.01	.05	-.03	.07
NABPAZ	-.01	.12	.06	-.15	-.02	.02	.11	-.09	.19	.24
NABLEĐ	.05	.02	.02	.09	-.03	-.10	-.15	.07	-.42	.17
NABTRB	.07	-.07	-.04	-.01	.01	-.09	-.13	.00	.05	-.18
NABPOT	.01	-.06	-.02	.01	.03	.04	.08	-.09	.04	-.01

Tabela 24 (nastavak)

	ŠIRSTO	BIKRA	VISTJE	DUŽNOG	DUŽRUK	BIAKRA	DUŽŠAK	DUŽSTO	NABNAD	NABPAZ	NABLEĐ	NABTRB	NABPOT
TEŽTJE	-.12	1.01	.82	.02	.19	.35	-.03	.28	-.11	-.05	.27	.71	.11
SREOPG	.03	-.09	-.19	.05	.07	.17	-.02	-.04	-.17	.13	.02	-.13	-.14
OPSNAD	-.11	-.14	-.06	.01	-.23	.13	.02	-.14	.10	.08	.02	-.10	-.05
OPSPOD	.11	.05	-.08	-.05	.13	-.06	-.11	.01	-.02	-.17	.09	-.01	.02
OPSNAT	.08	-.22	-.15	-.07	-.04	-.08	-.03	-.06	.11	-.03	-.04	.02	.11
OPSPOT	.23	-.15	-.08	-.02	-.06	-.04	.06	-.02	.07	.01	-.07	-.11	.07
DIJLAK	-.01	.05	.03	-.00	.00	-.08	.06	-.03	.01	.05	-.06	-.09	.08
DIJRUZ	-.01	-.18	-.06	.02	-.04	.05	.07	.14	.02	-.04	.03	.00	-.08
ŠIRŠAK	.27	-.11	-.04	-.00	-.01	.03	0.24	-.01	-.02	.10	-.18	.04	.04
DIJKOL	-.08	.09	.07	-.03	.01	-.00	-.04	.13	.03	.11	.06	-.13	-.01
ŠIRSTO	.00	.19	.01	-.02	.00	.01	-.03	.14	-.01	-.06	.03	.04	-.09
BIKRA	.23	.00	-.05	-.01	.11	.01	-.09	.09	-.02	-.02	-.03	-.10	.10
VISTJE	.03	-.19	.00	.64	.07	.23	.24	-.01	-.09	-.11	-.04	-.11	-.04
DUŽNOG	-.07	-.02	.52	.00	.45	-.05	-.20	.26	.15	.15	-.08	-.06	-.00
DUŽRUK	.01	.23	.04	.29	.00	.01	.33	.05	.14	-.04	-.08	-.05	-.00
BIAKRA	.01	.01	.04	-.01	.01	.00	.07	-.02	-.05	-.01	.05	-.09	-.02
DUŽŠAK	-.04	-.12	.08	-.08	.20	.12	.00	.27	-.02	-.01	-.01	.15	-.08
DUŽSTO	.28	.15	-.00	.13	.04	-.04	.35	.00	-.04	-.02	.07	-.09	.01
NABNAD	-.01	-.03	-.04	.08	.12	-.11	-.02	-.04	.00	.28	.38	-.35	.40
NABPAZ	-.15	-.04	-.06	.09	-.04	-.03	-.01	-.03	.33	.00	.35	.47	-.06
NABLEĐ	.09	-.06	-.02	-.05	-.09	.15	-.03	.10	.52	.42	.00	.21	.01
NABTRB	.06	-.13	-.03	-.02	-.03	-.15	.14	-.07	-.25	.29	.11	.00	.39
NABPOT	-.10	.10	-.01	-.00	-.00	-.02	-.06	.01	.22	-.03	.00	.29	.00

Pod tim se vidom najkonzistentnije ponašaju mjere potkožnog masnog tkiva čijoj varijanci, bez izuzetka, najveće parcijalne doprinose daju upravo varijable koje po hipotezi pripadaju skupu mjera potkožnog masnog tkiva, premda se kao značajni prediktori pojavljuju i tjelesna težina i širina šake, pri čemu ova posljednja ima negativan parcijalni doprinos i to samo varijanci mjere potkožnog masnog tkiva na leđima. Isto tako, doprinos tjelesne težine nije ni približno jednak za sve mjere potkožnog masnog tkiva, i najizrazitiji je prediktor samo za nabor na trbuhu.

Mjere longitudinalne dimenzionalnosti skeleta ponašaju se u ovoj matrici također kao relativno homogen skup, iako ne ni približno tako kao što se ponašaju mjere potkožnog masnog tkiva. Ne samo da neke imaju nulte doprinose varijancama varijabli iz vlastitog skupa (kao na pr. dužina stopala koja učestvuju jedino u varijabilitetu dužine šake i to sa koeficijentom parcijalne regresije od .35), nego se neke od njih značajno mogu predvidjeti i nekim mjerama cirkularne dimenzionalnosti tijela, težinom pa i nekim mjerama transverzalnih dimenzija skeleta¹⁸. Biakromijalni raspon, koji je u toku serije istraživanja latentne strukture antropometrijskih varijabli bio, ne bez razloga, premješten iz logičkog skupa definiranog transverzalnim dimenzijama u logički skup longitudinalnih dimenzija skeleta, i u ovom posljednjem, izgleda, teško može opravdati svoju egzistenciju. Izuzev visine tijela, praktički sve mjere longitudinalnih dimenzija skeleta imaju beznačajan doprinos predikciji biakromijalnog raspona, ali treba napomenuti da se ova mjera ništa bolje ne može predvidjeti ni na osnovu ostalih antropometrijskih varijabli, uključujući i transverzalne mjere kostiju. Naravno, ponovo je izuzetak tjelesna težina koja je, uostalom, generalni prediktor velike većine antropometrijskih mjera iz jednostavnog razloga što svaka od njih ovisi od ukupne mase tijela.

Transverzalne mjere se, međutim, bez izuzetka ponašaju prilično haotično. Dok varijanci dijametra lakta parcijalno doprinose najviše, izuzev težine, opseg podlaktice i dijametar ručnog zgloba, dotle na dijametar ručnog zgloba negativne koeficijente parcijalne regresije imaju srednji opseg grudi, opseg nadlaktice, dijametar koljena, biakromijalni raspon i visina tijela, a pozitivan samo dijametar lakta i dužina stopala.

Za razliku od ove logičke skupine, cirkularne dimenzije tijela se ponašaju prilično konzistentno, ali u tom smislu što ovise uglavnom od mase tijela i što se sa praktički **beznačajnim** koeficijentom učešća mogu predvidjeti od bilo koje antropometrijske varijable, uključujući i varijable iz vlastitog logičkog skupa. Izuzetak su opseg nad-

¹⁸ Opseg nadlaktice je negativan prediktor dužine ruku (-.23), dok širina šake sa koeficijentom od .24 učestvuje u varijabilitetu dužine šake.

laktice i opseg podlaktice, koje međusobno vrlo dobro upotpunjuju svoj varijabilitet, i srednji opseg grudi u čijoj varijanci sa koeficijentom od -.36 učestvuje visina tijela.

Konfiguracija vektora antropometrijskih dimenzija transformiranih u image oblik, koliko se može prosuditi na temelju matrice njihovih kovarijanci (tabela 25), uz neke očekivane, pokazuje i neke neobične i zanimljive osobitosti.

Od hipotetska četiri, samo tri bloka su zaposjednuta koeficijentima čija visina omogućava njihovu jednostavnu identifikaciju i dopušta zaključak da vektori varijabli koje tvore te blokove pripadaju relativno homogenim skupovima.

Ovo prije svega vrijedi za sustav varijabli koje su mjera cirkularnih dimenzija i mase tijela, i koje su upotrebene kao referencične varijable za latentnu dimenziju odgovornu za volumen i masu tijela. Premda tjelesna težina ima znatne kovarijance sa svim antropometrijskim dimenzijama (veće sa longitudinalnim mjerama skeleta nego sa transverzalnim, izuzev dijametra lakta koji ima sa njom neočekivano visoku kovarijancu), njene su kovarijance sa mjerama opsega trupa i udova osjetljivo veće nego sa ostalim morfološkim karakteristikama, uključujući ovdje i tjelesnu visinu. Cijeli sistem varijabli koje pripadaju ovom bloku, i po veličini njihovih varijanci, i još više po veličini njihova kovarijabiliteta, zauzima dominantan položaj u konfiguraciji image vektora, i zbog toga mora u najvećoj mjeri determinirati položaj prve glavne osovine matrice kovarijanci.

Znatna je homogenost i skupa varijabli namijenjenih procjeni longitudinalne dimenzionalnosti skeleta. Međutim, ovaj skup se ipak bitno razlikuje od skupa varijabli namijenjenih procjeni volumena i mase tijela. Ovo najviše zbog toga što mjere longitudinalnih dimenzija kostiju, unatoč tome što imaju znatan varijabilitet u zajedničkom prostoru, približno jednak varijabilitetu cirkularnih mjera, imaju u pravilu manje kovarijance od ovih potonjih; rasap vektorskog snopa ove grupe skeletnih mjera je, prema tome, znatniji, i zbog toga njihov utjecaj na poziciju prve glavne osovine manji. Uz to, jedna od varijabli koje su, po hipotezi, uvrštene u ovaj blok, tu očito ne spada; no biakromijalni raspon, varijabla sa vrlo kratkim vektorom u zajedničkom prostoru, ne spada, zapravo, ni u koji blok homogenih antropometrijskih dimenzija.

Treći blok relativno homogenih antropometrijskih varijabli sastoji se od mjera potkožnog masnog tkiva. Dužine njihovih vektora su znatno manje od dužina vektora koji pripadaju prvom i drugom bloku, a homogenost vektorskog snopa manja od homogenosti snopova koji sačinjavaju drugi, i pogotovo od onih koji sačinjavaju prvi blok. Nabor na trbuhu ponešto odudara od ostalih mjera potkožne masti, jer unatoč relativno dugom vektoru ima osrednje kovarijance sa ostalim varijablama iz ovog subsistema. Nabor na potkoljenici, koji ima također niži kovarijabilitet

Tabela 25.

MATRICA VARIJANCI—KOVARIJANCI ANTROPOMETRIJSKIH DIMENZIJA U
IMAGE OBLIKU

	TEŽTJE	SREOPG	OPSNAD	OPSPOD	OPSNAT	OPSPOT	DIJLAK	DIJRUZ	ŠIRŠAK	DIJKOL
TEŽTJE	.96	.79	.73	.75	.80	.73	.58	.35	.50	.41
SREOPG	.79	.78	.71	.69	.76	.67	.46	.30	.40	.32
OPSNAD	.73	.71	.83	.73	.76	.68	.44	.23	.37	.31
OPSPOD	.75	.69	.73	.80	.71	.65	.49	.28	.45	.34
OPSNAT	.80	.76	.76	.71	.84	.73	.43	.26	.38	.31
OPSPOT	.73	.67	.68	.65	.73	.69	.44	.28	.44	.30
DIJLAK	.58	.46	.44	.49	.43	.44	.48	.31	.42	.28
DIJRUZ	.35	.30	.23	.28	.26	.28	.31	.46	.33	.10
ŠIRŠAK	.50	.40	.37	.45	.38	.44	.42	.33	.54	.20
DIJKOL	.41	.32	.31	.34	.31	.30	.38	.10	.20	.43
ŠIRSTO	.47	.35	.27	.37	.32	.36	.34	.27	.36	.24
BIKRRA	.51	.44	.28	.37	.37	.38	.36	.21	.31	.34
VISTJE	.62	.44	.20	.31	.34	.35	.45	.35	.38	.36
DUŽNOG	.57	.34	.13	.24	.26	.26	.42	.28	.30	.39
DUŽRUK	.54	.34	.14	.24	.24	.28	.42	.30	.36	.36
BIAKRA	.54	.45	.35	.40	.40	.38	.37	.25	.31	.23
DUŽŠAK	.50	.32	.16	.30	.26	.30	.40	.39	.42	.25
DUŽSTO	.57	.37	.20	.33	.30	.35	.46	.34	.44	.33
NABNAD	.37	.32	.42	.34	.41	.31	.16	.01	.02	.35
NABPAZ	.44	.39	.49	.40	.50	.36	.15	.03	.06	.29
NABLEĐ	.48	.44	.57	.43	.55	.43	.20	.03	.10	.32
NABTRB	.44	.43	.48	.36	.53	.43	.20	.13	.18	.15
NABPOT	.40	.33	.42	.34	.46	.36	.15	.05	.10	.24

Tabela 25 (nastavak)

	ŠIRSTO	BIKRRA	VISTJE	DUŽNOG	DUŽRUK	BIAKRA	DUŽŠAK	DUŽSTO	NABNAD	NABPAZ	NABLEĐ	NABTRB	NABPOT
TEŽTJE	.47	.51	.62	.57	.54	.54	.50	.57	.37	.44	.48	.44	.40
SREOPG	.35	.44	.44	.34	.34	.45	.32	.37	.32	.39	.44	.43	.33
OPSNAD	.27	.28	.20	.13	.14	.35	.16	.20	.42	.49	.57	.48	.42
OPSPOD	.37	.37	.31	.24	.24	.40	.30	.33	.34	.40	.43	.36	.34
OPSNAT	.32	.37	.34	.26	.24	.40	.26	.30	.41	.50	.55	.53	.46
OPSPOT	.36	.38	.35	.26	.28	.38	.30	.35	.31	.36	.43	.43	.36
DIJLAK	.34	.36	.45	.42	.42	.37	.40	.46	.16	.15	.20	.20	.15
DIJRUZ	.27	.21	.35	.28	.30	.25	.39	.34	.01	.03	.03	.13	.05
ŠIRŠAK	.36	.31	.38	.30	.36	.31	.42	.44	.02	.06	.10	.18	.10
DIJKOL	.24	.34	.36	.39	.36	.23	.25	.33	.35	.29	.32	.15	.24
ŠIRSTO	.43	.33	.37	.34	.37	.30	.41	.41	.00	.02	.02	.07	.08
BIKRRA	.33	.53	.56	.52	.52	.35	.39	.50	.13	.09	.14	.09	.11
VISTJE	.37	.56	.88	.82	.79	.47	.61	.73	.11	.08	.08	.07	.08
DUŽNOG	.34	.52	.82	.86	.76	.44	.61	.69	.14	.09	.10	.03	.08
DUŽRUK	.37	.52	.79	.76	.78	.42	.57	.70	.07	.04	.04	.00	.05
BIAKRA	.30	.35	.47	.44	.42	.39	.37	.43	.11	.12	.15	.16	.09
DUŽŠAK	.41	.39	.61	.61	.57	.37	.64	.58	.01	.02	.00	.08	.04
DUŽSTO	.41	.50	.73	.69	.70	.43	.58	.71	.10	.07	.08	.08	.06
NABNAD	.00	.13	.11	.69	.70	.43	.58	.71	.10	.07	.08	.08	.06
NABPAZ	.02	.09	.08	.09	.04	.12	.02	.07	.66	.77	.73	.51	.56
NABLEĐ	.02	.14	.08	.10	.04	.15	.00	.08	.68	.73	.80	.52	.56
NABTRB	.07	.09	.07	.03	.00	.16	.08	.08	.45	.51	.52	.63	.41
NABPOT	.08	.11	.08	.08	.05	.09	.04	.06	.47	.56	.56	.41	.51

sa ostalim mjerama potkožne masti ima, istovremeno, i značajno manju varijancu u zajedničkom podprostoru, tako da u konfiguraciji dominiraju mjere masnog tkiva na gornjim dijelovima tijela.

Blok, u kojem su mjere transverzalnih dimenzija skeleta, ekstremno je nehomogen. Prije svega, projicirani u zajednički prostor, vektori mjera transverzalnih dimenzija kostiju znatno su kraći nego vektori ostalih antropometrijskih varijabli. Ali bitno je obilježje ovog tipa skeletnih dimenzija veoma niska međusobna povezanost; većina transverzalnih mjera ima redovito veće kovarijance sa antropometrijskim dimenzijama koje pripadaju drugim blokovima, nego sa ostalim varijablama namijenjenim procjeni faktora transverzalne dimenzionalnosti skeleta¹⁹.

Zbog malih komunaliteta i niskih kovarijanci mjere transverzalne dimenzionalnosti skeleta imaju slab utjecaj na poziciju glavnih osovina, i ne mogu imati veći utjecaj ni na koordinatne susta-

Tabela 25a

IMAGE KORELACIJE DIJAMETARA LAKTA I KOLJENA SA NEKIM ANTHROPOMETRIJSKIM DIMENZIJAMA

	DLAK	DKOL
NAD	.27	.60
PAZ	.25	.48
LED	.32	.52
TRB	.37	.34
POT	.31	.49
TEŽ	.87	.61
OBG	.77	.52
ONAD	.70	.50
OPOB	.81	.55
ONAT	.68	.49
OPOT	.78	.52
VIS	.71	.55
DUŽNOG	.67	.60
DUŽRUK	.71	.59
BIK	.72	.67
DKOL	.59	

¹⁹ Ovo i kad se uzme u obzir relativno mala varijanca ovih varijabli u zajedničkom prostoru, tj. kada se relacije mjera definiraju kao korelacije, a ne kovarijance u tom prostoru. I dalje se neke tipične mjere transverzalne dimenzionalnosti skeleta ponašaju sasvim atipično; tako dijametar koljena ima relativno visoke image korelacije sa mjerama potkožnog masnog tkiva, a dijametar lakta sa mjerama longitudinalne dimenzionalnosti skeleta i cirkularnim mjerama; no obje mjere, za razliku od ostalih varijabli iz ovog bloka imaju nenulte korelacije sa mjerama masnog tkiva. Pojednostosti o ponašanju ovih mjera vide se iz tabele 25a u kojoj su image korelacije dijametara lakta i koljena sa nekim ključnim antropometrijskim dimenzijama.

ve dobijene transformacijom glavnih osovina. Očito je, dakle, da se, bar na temelju analize konfiguracije vektora antropometrijskih varijabli u image prostoru, teško može podržati hipoteza o posebnoj latentnoj dimenziji odgovornoj za transverzalne dimenzije skeleta, pa zato i hipoteza da latentni antropometrijski prostor razapinju četiri, a ne tri dimenzije.

Analiza submatrica kovarijanci između blokova pokazuje da, općenito uzevši, mjere longitudinalne dimenzionalnosti skeleta i mjere potkožnog masnog tkiva tvore dva gotovo ortogonalna subsistema. No dužina nogu ima ipak značajne, pozitivne, iako niske, kovarijance s mjerama masnog tkiva na gornjem dijelu tijela i ekstremitetima, što očito nije u skladu sa većinom postojećih somatotipskih spekulacija. Cirkularne mjere imaju relativno veće kovarijance sa transverzalnim, no sa longitudinalnim dimenzijama skeleta; u stvari, transverzalne dimenzije skeleta imaju, aproksimativno, jednake kovarijance sa ostalim mjerama skeleta i cirkularnim mjerama trupa i udova. To svakako dovodi u sumnju postojanje faktora drugog reda, odgovornog za razvoj skeleta uopće, i nalaže mnogo temeljitije analize strukture skeletalnih dimenzija²⁰.

Relacije nekih mjera, transformiranih u image oblik (i, eventualno, standardiziranih nakon te transformacije) zanimljive su i pod vidom konstrukcije antropometrijskih indeksa. Povezanost visine i težine u image prostoru (image korelacija ove dvije varijable iznosi .67, dakle približno je jednaka njihovoj realnoj korelaciji) ponovo pokazuje temeljitu neosnovanost velike većine indeksa „idealne” tjelesne težine. Za eventualnu konstrukciju nekog indeksa koji bi bio funkcija biakromijalnog i bikristalnog raspona²¹ značajno je da je, unatoč niskoj kovarijanci, njihova korelacija u zajedničkom prostoru čak .77; no veliki unikvitet biakromijalnog raspona nalaže oprez pri primjeni ove mjere u bilo koje svrhe.

Za neke taksonomske teorije zanimljive su relacije između opsega podlaktice i dijametara šake, i opsega potkoljenice i dijametara stopala. Zbog različitih dužina njihovih vektora kovarijance tih parova varijabli su, naravno, različite, no korelacije su im vrlo često slične; opseg podlaktice i dijametar šake imaju, u zajedničkom prostoru, korelaciju od .68, a opseg potkoljenice i dijametar stopala od .66. Ove relacije možda nisu bez interesa za konstrukciju indeksa androidne, odnosno ginoidne morfološke strukture.

Vlastite vrijednosti matrice kovarijanci antropometrijskih dimenzija, transformiranih u image oblik, navedene su u tabeli 26. Kako se vidi, sva

²⁰ Bilo bi vjerojatno korisno da se dio tih analiza izvede na podacima, dobijenim osteometrijskim tehnikama.

²¹ To svakako ne može biti kvocijent te dvije mjere.

tri kriterija²³ za određivanje broja značajnih latentnih dimenzija daju isti rezultat i za kovarijabilitet antropometrijskih karakteristika u njihovu zajedničkom prostoru odgovorne su samo tri latentne dimenzije.

Tim dimenzijama pripada 87.42% varijance cijelog sistema antropometrijskih karakteristika, projiciranih u njihov zajednički podprostor, i jedino varijance glavnih komponenata, koje odgovaraju tim dimenzijama premašuju vrijednosti varijanci analiziranih image varijabli, značajnih za procjenu osnovnih morfoloških karakteristika²³.

Ovako određena dimenzionalnost latentnog antropometrijskog prostora sukladna je sa onom, koja je utvrđena u istraživanjima Stojanovića i Momirovića (Kurelić, Momirović, Stojanović, Sturm, Radojević i Viskić-Štalec, 1975; Momirović i Stojanović, 1974). Ta su istraživanja, provedena sa nešto užim uzorkom antropometrijskih mjera²⁴, dala jednaki broj dimenzija i u realnom²⁵ i u image prostoru na 8 uzoraka od po, aproksimativno, 400 ispitanika muškog i ženskog spola, starih 11, 13, 15 i 17 godina.

Presudno je, međutim, to što je broj faktora dobijen u zajedničkom podprostoru manji od onoga su dobili Stojanović, Momirović, Vukosavljević i Solarić (1975) na istom uzorku ispitanika i na temelju istog uzorka antropometrijskih mjera. Četiri značajne latentne dimenzije bile su, u tom istraživanju, značajne ne samo po Guttman-Kaiserovom kriteriju, već i po Kaiserovom kriteriju (Kaiser, 1970) koji je, za varijable reskalirane na antiimage metriku, analogan DMEAN kriteriju za image varijable.

²² Tri su faktora značajna i na temelju Horstova pravila za određivanje broja značajnih dimenzija pri analizi image varijabli (Horst, 1965), i na temelju DMEAN kriterija Momirovića i Štaleca, i na temelju DMAX kriterija istih autora (Momirović i Štalec, 1972). Toliko bi bilo značajnih faktora čak i po rijetko primjenjivanom kriteriju $\delta_i < 1$ (gdje je δ vrijednost i -tog karakterističnog korijena (Veldman, 1967), koji sistematski hipofaktorizira ako je primijenjen u image analizi, i po kriteriju I 90 (Momirović, Kovačević, Ignjatović, Radovanović, Horga i Mejovšek, 1972), koji sistematski hiperfaktorizira.

²³ Izuzetak su jedino biakromijalni raspon i širina stopala; od kojih je samo prva zaista važna varijabla za određivanje bitnih značajki somatske strukture.

²⁴ Nedostajale su, pretežno, mjere distalnih dijelova ekstremiteta.

²⁵ Broj dimenzija određen je na temelju PB kriterija Štaleca i Momirovića (1971) u realnom, i na temelju DMEAN kriterija Momirovića i Štaleca (1972) u image prostoru. Međutim, Guttman-Kaiserov kriterij dao je i ovdje 4 značajna faktora, ali ne u svim uzorcima; osim toga, nakon rotacije, jedan od faktora bilo je prilično teško interpretirati.

Za procjenu vjerodostojnosti ovako dimenzioniranog latentnog prostora vjerojatno je značajno i to, što su Momirović i suradnici (1969), na 20 uzoraka od po 202 ispitanika muškog i ženskog spola, starih od 12 do 21 godinu, našli redovito po 4 značajna faktora; no u nekim su uzorcima dobijene imaginarne komponente varijanci nekih mjera, a u nekima je četvrti faktor, interpretiran kao transverzalna dimenzionalnost skeleta, bio dosta slabo i ne uvijek jednoznačno definiran. Ovo unatoč tomu što je, u tom istraživanju, latentna struktura određena na temelju 45 antropometrijskih mjera, od kojih je približno četvrtina bila namijenjena procjeni hipotetske transverzalne dimenzionalnosti skeleta.

Ove nesuglasnosti nalazu brižljivije ispitivanje ponašanja vlastitih vrijednosti, posebno one koja predstavlja varijancu četvrte glavne komponente.

Nažalost, nema nikakva dokaza o realnoj važnosti te dimenzije. Njena je varijanca vrlo mala, pogotovo u usporedbi sa varijancama glavnih komponenata koje su oglašene značajnima na temelju primijenjenih kriterija. Numerička vrijednost razlika varijanci četvrte i pete komponente aproksimativno je jednaka vrijednosti razlika između pete i šeste; prema tome, i po Cattellovoj scree logici teško bi se četvrtu komponentu, u image prostoru, moglo smatrati značajnom.

Ostaje, dakle, zaključak da je, bar za upotrebljeni sistem antropometrijskih varijabli, zajednički podprostor dobro omeđen samo sa tri latentne dimenzije, i da je postojanje četvrte, koja bi omogućila da se transformacijskim postupcima izolira faktor transverzalne dimenzionalnosti skeleta, više nego sumnjivo.

Komunaliteti antropometrijskih dimenzija u image obliku, određeni na temelju hipoteze da tri latentne dimenzije valjano razapinju značajan, naravno u informatičkom a ne u statističkom smislu, segment njihova zajedničkog podprostora, navedeni su u tabeli 27. U toj su tabeli i glavne osovine, značajne na osnovu primijenjenih kriterija, matrice kovarijanci antropometrijskih image varijabli.

Izgleda da su sva tri primijenjena kriterija dovela do hipofaktorizacije, kojom je izrazito pogođen onaj dio analiziranog prostora u kome leže vektori nekih (ali ne svih) mjera transverzalnih dimenzija skeleta i dimenzija distalnih dijelova ekstremiteta. Vrlo je loše aproksimirana i varijanca kožnog nabora na trbuhu, pa se čini da je, zbog hipofaktorizacije, reducirana varijanca upravo onih mjera, koje su u analizi Stojanovića, Momirovića, Vukosavljevića i S. Solarić definirale četvrti orthoblique faktor.

Tabela 26

VLASTITE VRIJEDNOSTI IMAGE MATRICE
VARIJANCI-KOVARIJANCI ANTROPOMETRIJ-
SKIH DIMENZIJA

	λ	$\lambda/\text{tr } C$	$\sum \lambda/\text{tr } C$	
1	8.74671	.56344	.56344	
2	3.51612	.22650	.78994	
3	1.30730	.08421	.87415	zadnja upotrebljena vlastita vrijednost
4	.46047	.02966	.90381	
5	.34146	.02200	.92581	
6	.21328	.01374	.93955	
7	.18839	.01214	.95168	
8	.15800	.01018	.96186	
9	.13949	.00899	.97085	
10	.09705	.00625	.97710	
11	.08443	.00544	.98254	
12	.07389	.00476	.98730	
13	.06386	.00411	.99141	
14	.05042	.00325	.99466	
15	.02694	.00174	.99639	
16	.01829	.00118	.99757	
17	.01327	.00085	.99843	
18	.01070	.00069	.99912	
19	.00657	.00042	.99954	
20	.00427	.00027	.99982	
21	.00197	.00013	.99994	
22	.00053	.00003	.99998	
23	.00037	.00002	1.00000	

Tabela 27

GLAVNE OSOVINE I KOMUNALITETI ANTRO-
POMETRIJSKIH DIMENZIJA U IMAGE
OBLIKU

Varijable	F ₃	F ₂	F ₂	h ²
TEZTIJ	.95	.03	-.09	.92
SREOPG	.80	.16	-.21	.71
OPSNAD	.73	.42	-.26	.78
OPSPOD	.76	.22	-.29	.71
OPSNAT	.80	.34	-.20	.79
OPSPOT	.74	.19	-.25	.65
DIJLAK	.61	-.15	-.12	.41
DIJRUZ	.40	-.22	-.19	.24
SIRSAK	.54	-.19	-.29	.41
DIJKOL	.49	-.00	.27	.31
SIRSTO	.48	-.25	-.18	.32
BIKARRA	.57	-.28	.07	.41
VISTJE	.69	-.54	.25	.83
DUZNOG	.62	-.54	.37	.82
DUZRUK	.60	-.56	.26	.75
BIAKRA	.55	-.19	-.06	.34
DUZSAK	.55	-.48	.01	.53
DUZSTO	.64	-.49	.15	.67
NABNAD	.43	.52	.45	.66
NABPAZ	.47	.60	.35	.71
NABLED	.52	.62	.31	.75
NABTRB	.45	.48	.02	.43
NABPOT	.42	.46	.20	.42

Tabela 28

DISTRIBUCIJA PRVE GLAVNE KOMPONENTE

Razred	Interval	f
1	— —2.23	5
2	-2.23 — -1.60	28
3	-1.60 — -.97	94
4	-.97 — -.33	163
5	-.33 — .30	175
6	.30 — .93	150
7	.93 — 1.57	75
8	1.57 — 2.20	29
9	2.20 — 2.83	11
10	2.83 — 3.46	5
11	3.46 —	2
MIN	= -2.55	
MAX	= 3.78	
MAX D	= .02	

Tabela 29

DISTRIBUCIJA DRUGE GLAVNE
KOMPONENTE

Razred	Interval	f
1	— -2.80	3
2	-2.80 — -1.97	7
3	-1.97 — -1.13	73
4	-1.13 — -.30	217
5	-.30 — .54	243
6	.54 — 1.37	126
7	1.37 — 2.20	51
8	2.20 — 3.04	12
9	3.04 — 3.87	3
10	3.87 — 4.71	1
11	4.71 —	1
MIN	= -3.22	
MAX	= 5.12	
MAX D	= .03	

Tabela 30

DISTRIBUCIJA TREĆE GLAVNE
KOMPONENTE

Razred	Interval	f
1	— -2.64	1
2	-2.64 — -2.05	7
3	-2.05 — -1.46	43
4	-1.46 — -.86	100
5	-.86 — -.27	157
6	-.27 — .32	166
7	.32 — .92	132
8	.92 — 1.51	72
9	1.51 — 2.10	43
10	2.10 — 2.70	9
11	2.70 —	7
MIN	= -2.94	
MAX	= 2.99	
MAX D	= .02	

Tabela 31

RELACIJE GLAVNIH OSOVINA I OBLIMIN FAKTORA

	FAC 1	FAC 2	FAC 3
OBL 1	.91	.22	-.34
OBL 2	.72	-.63	.29
OBL 3	.47	.74	.48

Tabela 32

SKLOP OBLIMIN FAKTORA

	V	L	M
TEZTJE	.72	.34	.12
SREOPG	.78	.08	.05
OPSNAD	.85	-.18	.16
OPSPOD	.85	-.03	.01
OPSNAT	.81	-.04	.18
OPSPOT	.79	.01	.03
DIJLAK	.49	.30	-.09
DIJRUZ	.41	.20	-.24
SIRSAK	.60	.18	-.28
DIJKOL	.04	.41	.34
SIRSTO	.44	.27	-.24
BIKRRA	.23	.51	-.01
VISTJE	.04	.89	.02
DUZNOG	-.12	.95	.12
DUZRUK	-.03	.88	.00
BIAKRA	.37	.34	-.08
DUZSAK	.22	.61	-.19
DUZSTO	.13	.75	-.06
NABNAD	-.05	.13	.83
NABPAZ	.10	.01	.80
NABLED	.17	-.01	.78
NABTRB	.39	-.14	.41
NABPOT	.18	-.01	.55

Tabela 33

STRUKTURA OBLIMIN FAKTORA I KOMPONENTE VARIJANCI ANTROPOMETRIJSKIH DIMENZIJA

Varijable	Struktura			Komponente varijanci		
	V	L	M	V	L	M
TEZTIJ	.91	.64	.43	.65	.22	.05
SREOPG	.84	.41	.39	.65	.03	.02
OPSNAD	.85	.18	.53	.72	-.03	.09
OPSPOD	.84	.32	.38	.71	-.01	.00
OPSNAT	.87	.30	.53	.71	-.01	.10
OPSPOT	.81	.34	.37	.63	.00	.01
DIJLAK	.57	.50	.12	.28	.15	-.01
DIJRUZ	.38	.37	-.06	.16	.07	.02
SIRSAK	.55	.43	-.02	.33	.08	.01
DIJKOL	.36	.43	.36	.01	.18	.12
SIRSTO	.44	.45	-.05	.19	.12	.01

BIKRRA	.44	.61	.09	.10	.31	-.00
VISTJE	.42	.91	.04	.02	.81	.00
DUZNOG	.32	.90	.07	-.04	.85	.01
DUZRUK	.34	.86	-.01	-.01	.76	-.00
BIAKRA	.48	.50	.09	.18	.17	-.01
DUZSAK	.39	.70	-.09	.09	.42	.02
DUZSTO	.42	.81	.01	.06	.61	.00
NABNAD	.36	.11	.80	-.02	.01	.66
NABPAZ	.45	.06	.84	.04	.00	.67
NABLED	.51	.06	.86	.09	-.00	.67
NABTRB	.51	.03	.58	.20	-.00	.23
NABPOT	.42	.06	.63	.08	-.00	.35

Tabela 34

INTERKORELACIJE OBLIMIN FAKTORA

	OBL 1	OBL 2	OBL 3
OBL 1	1.00	.42	.44
OBL 2	.42	1.00	.00
OBL 3	.44	.00	1.00

Tabela 35

DISTRIBUCIJA VRIJEDNOSTI FAKTORA V

Razred	Interval		f
1	—	—2.06	5
2	—2.06	—1.43	44
3	—1.43	—0.81	105
4	—0.81	—0.19	175
5	—0.19	.44	175
6	.44	1.06	125
7	1.06	1.68	72
8	1.68	2.31	22
9	2.31	2.93	10
10	2.93	3.56	3
11	3.56	—	1

MIN = -2.37
MAX = 3.87
MAX D = .02

Tabela 36

DISTRIBUCIJA VRIJEDNOSTI FAKTORA L

Razred	Interval		f
1	—	—2.97	2
2	—2.97	—2.29	6
3	—2.29	—1.61	36
4	—1.61	—0.93	81
5	—0.93	—0.25	163
6	—0.25	.43	215
7	.43	1.12	141
8	1.12	1.80	70
9	1.80	2.48	18
10	2.48	3.16	3
11	3.16	—	2

MIN = -3.31
MAX = 3.50
MAX D = .01

Tabela 37

DISTRIBUCIJA VRIJEDNOSTI FAKTORA M

Razred	Interval	f
1	— —1.59	7
2	—1.59 — —.89	100
3	— .89 — —.18	257
4	— .18 — .52	211
5	.52 — 1.23	86
6	1.23 — 1.93	35
7	1.93 — 2.63	23
8	2.63 — 3.34	10
9	3.34 — 4.04	5
10	4.04 — 4.74	1
11	4.74 —	2

MIN = -1.94
 MAX = 5.10
 MAX D = .08*

Tabela 38

MATRICA ZA TRANSFORMACIJU ANTROPO-
METRIJSKIH DIMENZIJA U IMAGE OBLIKU U
STANDARDIZIRANE FAKTORSKE VRIJEDNO-
STI

	OBL 1	OBL 2	OBL 3
TEZTJE	.12	.05	.03
SREOPG	.15	-.01	-.00
OPSNAD	.17	-.08	.03
OPSPOD	.17	-.04	-.02
OPSNAT	.16	-.04	.04
OPSPOT	.15	-.03	-.01
DIJLAK	.09	.05	-.04
DIJRUZ	.08	.03	-.09
SIRSAK	.12	.02	-.12
DIJKOL	-.02	.10	.12
SIRSTO	.08	.04	-.09
BIKRAA	.02	.11	-.00
VISTJE	-.03	.21	.01
DUZNOG	-.07	.23	.06
DUZRUK	-.04	.21	.01
BIAKRA	.06	.07	-.03
DUZSAK	.02	.13	-.07
DUZSTO	-.00	.17	-.02
NABNAD	-.04	.04	.30
NABPAZ	-.00	.01	.28
NABLED	.01	-.00	.27
NABTRB	.07	-.05	.13
NABPOT	.02	-.01	.19

Tabela 39

KORELACIJE FAKTORSKIH VRIJEDNOSTI
DOBIJENIH OBLIMIN I ORTHOBLIQUE
POSTUPKOM

	OBL 1	OBL 2	OBL 3
OBL 1	.49	.54	.99
OBL 2	.99	.06	.49
OBL 3	.03	.99	.42

Iako je loša aproksimacija varijanci uopće, a loša aproksimacija varijanci varijabli koje tvore neki logički skup posebno, ozbiljan argument da je došlo do hipofaktorizacije, nije ipak sasvim izvjesno da bi zadržavanje četiri glavne komponente bila razboritija strategija.

Osin slabe varijance te komponente, i nikakva argumenta utemeljenog na raspodjeli vlastitih vrijednosti, u prilog ove sumnje govori i analiza sadržaja upravo onih antropometrijskih mjera, kojih su varijance, u trodimenzionalnom zajedničkom prostoru, bile značajno kontrahirane.

Lako je vidjeti da su to upravo one dimenzije, koje, projicirane u kompletan zajednički prostor, također imaju najmanje varijance. Visoke vrijednosti njihovih uniknih komponenata sigurno ih ne čine osobitim izvorima informacija za određivanje latentnih antropometrijskih dimenzija od fundamentalna značaja, ili bar od značaja određenog mogućnošću generalizacije. Osim toga, ovaj je skup heterogeniji nego što izgleda.

U tom je skupu nabor na trbuhu, koji, po svojem antropometrijskom sadržaju, ovamo spada manje od bilo kojeg drugog kožnog nabora, i svakako nema direktne veze sa transverzalnim mjerama kostiju ekstremiteta i njihovih distalnih dijelova. Naprotiv, ovdje nema dijametra lakta, koji je bez sumnje mjera transverzalnih dimenzija skeleta. Dok dužina šake pripada ovom skupu, dužina tijela ne; i, da bi cijela stvar bila zamršenija, ovdje ulazi i opseg podlaktice, mjera koja u najvećoj mjeri ovisi od količine aktivne mišićne mase.

Pitanje je, dakle, da li je hipofaktorizacija zaista pogodila varijable koje mogu biti konstituenti neke antropometrijski smislene latentne dimenzije; štaviše, pitanje je da li je, pod vidom kriterija utemeljenog na interpretabilnosti latentnih dimenzija²⁶, uopće došlo do hipofaktorizacije.

Inače, struktura značajnih image osovina veoma je slična onoj koja je, sa nešto manjim uzorkom antropometrijskih mjera, dobijena na uzorku muškaraca starih 17 godina (Kurelić, Momirović, Stojanović, Šturm, Radojević i N. Viskić-Šta-

²⁶ Logičku i operacionalnu definiciju ovog kriterija vidi na pr. u Cword, 1975.

lec, 1975). Struktura prve dvije osovine slična je i strukturi prvih dviju glavnih osovine²⁷ izoliranih na uzorcima osoba muškog i ženskog spola, starih 11, 13 i 15 godina i na uzorku osoba ženskog spola — starih 17 godina; jedino je saturacija tjelesne visine sa prvom glavnom komponentom bila, u spomenutom istraživanju, veća kod mlađih ispitanika, osobito muškaraca. Struktura treće glavne osovine image matrice kovarijanci slična je strukturi te osovine izolirane iz svih skupina osoba muškog spola, i iz skupina osoba ženskog spola starih 11, 15 i 17 godina; no razlikuje se znatno od treće osovine dobijene na uzorku 13 godišnjih djevojčica u istraživanju Kurelića, Momirovića, Stojanovića, Šturma, Radojevića i N. Viskiće-Štalec.

Prva glavna komponenta bez sumnje je generalni faktor tjelesne razvijenosti, koji je, kod mlađih osoba, opravdano interpretirati kao generalni faktor rasta, kako je i učinjeno u spomenutom istraživanju. Ovaj je faktor veoma sličan Eysenckovom generalnom antropometrijskom faktoru (Eysenck, 1947). Determinirana u prvom redu masom tijela, ova dimenzija u velikoj mjeri ovisi od cirkularnih dimenzija trupa i udova, a zatim od longitudinalnih dimenzija skeleta. Transverzalne dimenzije skeleta i potkožno masno tkivo imaju, iako značajne, niže korelacije sa generalnim faktorom tjelesne razvijenosti od ostalih antropometrijskih dimenzija.

Na drugoj se glavnoj osovini diferenciraju, prije svega, mjere potkožnog masnog tkiva od longitudinalnih dimenzija skeleta. Na pozitivnom polu, na kome leže mjere masnog tkiva, nalaze se i sve cirkularne dimenzije; kako se i moglo očekivati, veće su projekcije onih koje su uzete na mjestima na kojima dolazi do većeg gomilanja potkožne masti. Masa tijela je praktički ortogonalna na drugu glavnu osovinu, tako da ova, u stvari, parcijalizira masu od volumena tijela. Na negativnom polu, na kome su mjere longitudinalnih dimenzija skeleta, su i sve ostale skeletalne mjere, izuzev dijametra koljena, koji nema nikakve korelacije sa drugom glavnom komponentom; biakromijalni raspon ponaša se slično kao i ostale mjere transversalnih dimenzija skeleta²⁸.

Druga glavna komponenta ima bez sumnje određeni taksonomski značaj (taksonomske implikacije ove dimenzije opširnije su raspravljane u Kurelić, Momirović, Stojanović, Šturma, Radojević i N. Viskiće-Štalec, 1975) posebno pod vidom diferencijacije obilježja koja određuju pripadanja en-

domorfnom ili ektomorfom tipu²⁹; no normalna raspodjela ove komponente — kao, uostalom, i ostale dvije (tabele 28—30), ne dopušta njenu direktnu primjenu u taksonomskim operacijama.

Na trećoj glavnoj osovini diferenciraju se mjere potkožne masti, pretežno na gornjim dijelovima tijela i ekstremitetima, zajedno sa dijametrom koljena i longitudinalnim dimenzijama skeleta, koje leže na pozitivnom polu, od cirkularnih dimenzija trupa i udova i transversalnih dimenzija skeleta³⁰, koje leže na negativnom polu. Masa tijela ima nisku negativnu korelaciju sa trećom glavnom komponentom.

Relativno mala količina mišićne mase uz znatnu količinu potkožnog masnog tkiva u osoba sa dugim ekstremitetima, posebno nogama, obilježja su osoba sa visokim vrijednostima na pozitivnom polu treće glavne komponente. Naprotiv, visoke vrijednosti na negativnom polu ove dimenzije značajka su osoba kratkih udova i niska rasta općenito, ali sa znatnim, osobito transversalnim dimenzijama distalnih dijelova ekstremiteta, i skeleta općenito, i sa relativno velikom količinom mišićne mase, posebno u odnosu na količinu potkožnog masnog tkiva.

Taksonomski značaj ove dimenzije prilično je nejasan. Uz dosta fantazije mogle bi se naći neke korespondencije sa Conradovom terciarnom varijablom (Conrad, 1963; Albonico, 1970) koja diferencira akromegaloidne od eunuhoidnih tipova, kao i sa dimenzijom koja bi mogla sudjelovati u diferencijaciji mezomorfni od ektomorfni tipova³¹. No normalna raspodjela i slaba varijanca ove komponente ne dozvoljavaju ni dovoljan stupanj pouzdanja u somatotipsku spekulaciju, koja je na njoj osnovana.

Oba primjenjena postupka za kosu transformaciju inicijalne bazične strukture dala su, sa interpretativne točke gledišta, praktički identične solucije. Korelacije faktorskih vrijednosti sa latentnim dimenzijama suglasna sklopa (tabela 39) dobijenim oblimin i orthoblique tehnikom približavaju se jedinici, tako da je kutna separacija koordinatnih osovine određenih tim tehnikama izvanredno mala.

Ipak, oblimin je omogućio nešto precizniju lokaciju hiperplanova; pa, iako su projekcije salinentnih varijabli u orthoblique soluciji bile nešto

²⁷ U istraživanju Kurelića, Momirovića, Stojanovića, Šturma, Radojevića i N. Viskiće-Štalec interpretirane su glavne osovine kompletne matrice interkorelacija.

²⁸ Ovaj se raspon, inače, češće priklanja longitudinalnim nego li transversalnim dimenzijama skeleta, no zbog velikog unikviteta njegova je pozicija uvijek nesigurna (vidi analizu Momirovića i suradnika, 1969, i Kurelića, Momirovića, Stojanovića, Šturma, Radojevića i N. Viskiće-Štalec, 1975).

²⁹ U Sheldonovoj terminologiji; relacije između različitih pokušaja diferencijacije somatotipova vidi, na pr. u Albonico, 1970. Tu je i pokušaj, uostalom prilično nespretno izveden, da se utvrde relacije između latentnih antropometrijskih dimenzija i morfoloških tipova. Međutim, druga glavna komponenta odgovara Conradovoj (Conrad, 1963) sekundarnoj varijabli koja diferencira pyknomorphne od leptomorphnih tipova.

³⁰ Dijametar koljena se i ovdje drugačije ponaša od ostalih mjera transversalnih dimenzija skeleta, očito zbog svojih relativno visokih veza sa mjerama masnog tkiva.

³¹ Još prije u diferencijaciji atletskih od displastičnih tipova.

više, za konačnu je interpretaciju odabrana solucija dobijena Jenrich-Sampsonovim postupkom³².

Sklop latentnih dimenzija, u oblimin poziciji, naveden je u tabeli 32. Jednostavnost dobijene solucije sasvim je zadovoljavajuća, posebno pod vidom faktorske parsimoničnosti. Parsimoničnost nekih varijabli ipak nije osobita; širina stopala ima vrlo loš, a dijametar ručnog zgloba i širina šake nizak indeks faktorske jednostavnosti.

Interpretacija latentnih dimenzija izvedena je prije svega na temelju strukture³³ oblimin faktora (tabela 33), i zatim, iterativnim postupkom, završena uzimajući u obzir njihov sklop (tabela 32), koeficijente za izračunavanje faktorskih vrijednosti (tabela 38), i, naravno, njihove interkorelacije (tabela 34). Izvjestan utjecaj na konačnu interpretaciju imale su i raspodjele faktorskih vrijednosti (prikazane u tabelama 35 — 37), koje su inače izračunate i navedene pretežno u deskriptivne svrhe.

Dok identifikacija latentnih dimenzija ne pričinja nikakvih posebnih teškoća, interpretacija njihova stvarnog sadržaja, posebno pod vidom mogućih generatora njihova varijabiliteta, predstavlja problem koji nije bilo lako riješiti. Ovo posebno vrijedi za strukturu mjera transverzalnih dimenzija skeleta, i za relacije između tih, ali i nekih drugih, mjera skeleta i ukupne mase tijela, kao i za relacije nekih transverzalnih mjera skeleta i raspodjele potkožnog masnog tkiva.

Sklop i struktura prvog faktora koji je, od sve tri latentne dimenzije dobijene oblimin transformacijom, najbliži generalnom faktoru tjelesne razvijenosti³⁴, nedvosmisleno pokazuju da se radi o onom latentnom generatoru morfoloških karakteristika koji je odgovoran za cirkularne dimenzije trupa i udova, a zatim i za masu tijela. Komunaliteti svih cirkularnih dimenzija u najvećoj mjeri ovise od varijance koju dijele sa ovim faktorom; no za određivanje njegove stvarne suštine od posebnog je značaja to što je relativni dio varijance koji pripada ovom faktoru veći u dimenzija koje su izmjerene na onim dijelovima tijela na kojima je manja količina potkožnog masnog tkiva.

Radi se očito o dimenziji izoliranoj u većem broju dosadašnjih istraživanja (Momirović, 1969;

1970; Viskiće, 1972; Kurelić, Momirović, Stojanović, Šturm, Radojević i Viskiće-Štaleb, 1975; Stojanović, Momirović, Vukosavljević i Solarić, 1975), no definiranoj bolje nego u većini od njih. Ovo naročito zbog položaja mase tijela, koja, zbog velike dužine svoga vektora u zajedničkom prostoru, ima najvišu kovarijancu sa ovom dimenzijom, ali je ipak dominantno ne određuje (vidi matricu regresijskih koeficijenata, tabela 38), niti je njena varijanca, u zajedničkom, faktorskom prostoru, u onoj mjeri određena tom dimenzijom kao što su to varijance cirkularnih dimenzija, posebno onih relativno manje ovisnih od količine potkožnog masnog tkiva.

Tako je ovaj faktor prije dimenzija odgovorna za volumen³⁵, no za masu tijela. Naravno, sve antropometrijske dimenzije imaju znatne kovarijance sa ovom latentnom varijablom³⁶; ali, pod vidom nezavisnih komponenata njihove varijance u faktorskom prostoru (tabela 33), samo dijimetri kostiju gornjih ekstremiteta, i mjere koje nisu nezavisne od transverzalnih dimenzija kostiju gornjeg dijela tijela (kao što je, na pr., bikromijalni raspon) imaju varijancu koja u većoj mjeri direktno ovisi od V faktora. Izuzetak je nabor na trbuhu. Slaba mjera konstitucionalno determinirane količine masnog tkiva, ovaj je nabor ipak indikator mase masti, pa zbog toga³⁷ dijeli znatan dio svoje varijance sa dimenzijom koja ipak najviše utiče na ukupnu masu tijela.

Sasvim je neproblematična i indetifikacija drugog oblimin faktora. Sve direktne mjere longitudinalnih dimenzija skeleta salienti su ove dimenzije, pa je očito da se radi o latentnom generatoru koji je odgovoran za rast kostiju u dužinu. Varijanca svih longitudinalnih mjera skeleta, analizirana pod vidom njenih nezavisnih komponenti, zavisi gotovo isključivo od ove dimenzije; tek dužina šake, i u nešto manjoj mjeri, dužina stopala dijela određeni, mali dio svoje varijance i sa V faktorom. Masa tijela, međutim, ima ne samo znatnu kovarijancu sa ovom latentnom dimenzijom, već je i dobar dio, približno četvrtina, njene faktorski definirane varijance, određen longitudinalnim dimenzijama skeleta.

³² Rezultati, dobijeni orthoblique transformacijom, pohranjeni su na Institutu za kineziologiju i na zahtjev mogu biti stavljeni na uvid. Inače, interkorelacije faktorskih vrijednosti bile su, u orthoblique soluciji, nešto više no u onoj koja je dobijena oblimin postupkom, i zbog toga možda sukladnije kovarijabilitetu antropometrijskih dimenzija u zajedničkom podprostoru. Međutim, preciznoj lokaciji hiperplanova data je prednost nad ostalim svojstvima transformacijskih postupaka (Hakstian, 1972).

³³ Brogden (1969) je vjerojatno bio među prvima koji su eksplicitno upozoravali da je, za interpretaciju latentnih dimenzija, matrica strukture presudnija od matrice sklopa; ova potonja, striktno uzevši, temelj je faktorske interpretacije varijabli. Ovaj je autor i prvi ukazao na važnost regresijskih koeficijenata za interpretaciju stvarnog sadržaja latentnih dimenzija.

³⁴ Vidi tabelu 31.

³⁵ U stvari, tako je i interpretirana slična dimenzija izolirana sasvim drugim postupkom, u okviru drugačijeg matematičkog modela, i na gotovo dvostruko većem uzorku antropometrijskih mjera u analizi Momirovića i suradnika (1969).

³⁶ da bi se izbegli nesporazumi uslijed neujednačenosti dekodiranja verbalnih simbola, faktori neće biti imenovani, već označeni simbolima. Simbol V' (volumen) upotrebljen je, za vrlo slično definiranu dimenziju, prvi puta u istraživanju Momirovića i suradnika (1966), a zatim i u već spomenutom istraživanju iste grupe autora (1969).

³⁷ ali ne samo zbog toga. Kožni se nabor na trbuhu očito drugačije ponaša od ostalih mjera potkožnog masnog tkiva, kako se vidi i iz položaja njegova vektora u konfiguraciji ostalih, i iz struktura regresijskih koeficijenata koji određuju image vrijednost ove varijable (tabele 24 i 25).

Ovaj faktor³⁸ je, naravno, veoma sličan faktoru longitudinalne dimenzionalnosti skeleta koji je bio izoliran u analizama Momirovića i suradnika (1969), Momirovića (1970), Stojanovića, Momirovića, Vukosavljevića i S. Solarić (1975), pa i u istraživanju Kurelića, Momirovića, Stojanovića, Šturma, Radojevića i N. Viskiće-Štalec (1975), premda je u ovom potonjem interpretiran kao dimenzija odgovorna za razvoj skeleta uopće³⁹.

Iako je veći dio varijance dužine nogu saturiran ovom dimenzijom, visina je čistija mjera L faktora, a tako je, zapravo, i sa dužinom ruku; no zbog nešto manjeg komunaliteta ove mjere od longitudinalne dimenzionalnosti skeleta ovisi samo tri četvrtine njenog ukupnog varijabiliteta. Longitudinalne mjere distalnih dijelova ekstremiteta, kako zbog relativno velike unikne varijance, tako i zbog već spomenute varijance V faktora koja sudjeluje u njihovoj zajedničkoj varijanci, slabije sudjeluju u određivanju L faktora od longitudinalnih mjera dugačkih kostiju.

Dijametri kostiju ponašaju se prilično neobično; u mnogome drugačije nego u analizama latentne strukture realnih antropometrijskih dimenzija. Samo bikristalni raspon i dijametar koljena dijele najveći dio svoje varijance sa L faktorom; pa i taj je dio vrlo mali. Ostale mjere transverzalnih dimenzija skeleta, iako na svaku utječe, u pravilu u nevelikoj mjeri, faktor L, veći dio svoje male varijance u zajedničkom (a još manje u faktorskom) prostoru dijele sa faktorom V; dijametar koljena, međutim, svoju varijancu, osim sa L faktorom, dijeli i sa dimenzijom koja će kasnije biti interpretirana kao faktor potkožnog masnog tkiva.

To je, u stvari, treći oblimin faktor, koji je kao i svi ostali jednoznačno definiran, naravno svim mjerama potkožne masti, izuzev nabora na trbuhu; gotovo polovina varijance ovog nabora pripada faktoru V.

Latentni generator masnog tkiva izoliran je u istraživanjima Chena⁴⁰, Mavora, Momirovića i

Deanovića (1960); Momirovića i suradnika (1969)⁴¹, Momirovića (1970); Kurelića, Momirovića, Stojanovića, Šturma, Radojevića i N. Viskiće-Štalec (1975)⁴², Stojanovića, Momirovića, Vukosavljevića i S. Solarić (1975), a i u analizi N. Viskiće koja je izvedena već 1963, no objavljena mnogo kasnije (Viskić, 1972).

Osim dijametra koljena značajnije su saturirani faktorom M opseg natkoljenice i opseg nadlaktice, i, osjetljivo manje, tjelesna težina. Naravno, kovarijance svih cirkularnih mjera sa ovim faktorom su znatne, a od mjera transverzalnih dimenzija skeleta, osim dijametra koljena, i dijametar lakta je značajno povezan sa faktorom potkožnog masnog tkiva, no njegova je veza sa ovom dimenzijom i numerički znatno manja, i sasvim beznačajna pod vidom dijela varijance dijametra koljena koji pripada M faktoru. Longitudinalne dimenzije, kao obično, nemaju značajnih veza sa faktorom potkožnog masnog tkiva⁴³.

Mjere potkožne masti, nezavisne od longitudinalnih mjera skeleta, dio svoje varijance, iako malen, dijele sa V faktorom. Ovaj fenomen, izrazit kod nabora na trbuhu, očit je i kod nabora na leđima i potkoljenici.

Prema tome, u image analizi dobijene su, bar pod vidom mogućnosti identifikacije, upravo one tri latentne dimenzije koje su pouzdano utvrđene u većini dosadašnjih istraživanja. No sklop je tih dimenzija bez sumnje pregnantniji, a njihova struktura jednoznačnije određena. Eliminacija četvrtog faktora omogućila je pouzdanije određivanje dominantnih dimenzija, ali problem postojanja faktora transverzalne dimenzionalnosti skeleta nije time definitivno riješen, bez obzira na to što se rezultati ove analize mogu shvatiti kao argument u korist onih koji sumnjaju u njegovu egzistenciju.

4. ZAKLJUČAK

Ono što se sa najvećim stupnjem pouzdanosti može zaključiti na temelju rezultata dobijenih ovim istraživanjem jest da je image analiza veoma pogodan postupak za određivanje latentne strukture antropometrijskih varijabli i da ima ne male prednosti nad ostalim faktorskim tehnikama koje su se do sada primjenjivale u tu svrhu.

⁴¹ Već u analizi istih autora (1966) dobijen je u stvari isti faktor, označen simbolom M.

⁴² Faktor M je dobijen, kao jedan od četiri morfološka faktora, i u analizi istih autora (Kurelić i suradnici, 1971), koja je izvedena u prostoru dimenzioniranom po Guttman-Kaiserovom kriteriju.

⁴³ Sa taksonomske točke gledišta i praktički nulte veze imaju poseban značaj, budući da ortogonalnost longitudinalnih skeletalnih mjera i mjera potkožne masti nije u najboljem skladu sa empirijskim određenjem karakteristika morfoloških tipova. lumen i masu tijela, longitudinalne dimenzije ske-

³⁸ Drugi oblimin faktor će biti dalje označen kao L faktor; tu oznaku, za vrlo slično definiranu dimenziju, upotrijebili su prvi puta Momirović i suradnici (1966); dimenzija je bila najtemeljitiije analizirana u istraživanju istih autora 3 godine kasnije (Momirović i suradnici, 1969).

³⁹ Točnije za razvoj skeleta, osobito u longitudinalnom smjeru. Treba upozoriti da je u jednoj ranijoj analizi iste grupe autora (Kurelić, Momirović, Stojanović, Šturma, Radojević, Viskiće i suradnici, 1971), u prostoru dimenzioniranom po Guttman-Kaiserovom kriteriju, identificiran faktor longitudinalne dimenzionalnosti skeleta uz tri morfološke latentne dimenzije interpretirane kao volumen i masa tijela, masno tkivo i transverzalna dimenzionalnost skeleta; no ovaj posljednji faktor bio je vrlo slabo i nesigurno definiran, i nije ga bilo moguće identificirati u svim analiziranim uzorcima.

⁴⁰ Vidi detaljnije njegove rezultate u Mavor, Momirović i Deanović, 1960; Chen je, u stvari, izolirao tri međusobno povezane latentne dimenzije, odgovorne za raspodjelu masti u organizmu.

Latentne dimenzije, identificirane u većem broju dosadašnjih istraživanja, u image prostoru definirane su znatno pregnantnije; diferencijacija salientnih i nesalientnih saturacija mnogo je bolja, i zbog toga je stupanj jednostavnosti struktura, dobijenih bilo orthoblique, bilo oblimin transformacijom bazičnih vektora osjetljivo veći no u solucijama izvedenim na temelju komponentnog ili klasičnog faktorskog modela.

Nažalost, osnovni problem koji je motivirao ovo istraživanje nije riješen na zadovoljavajući način. Iako su latentne dimenzije odgovorne za voleta i količinu masnog tkiva pouzdano utvrđene, i njihove relacije sa onim dijelom sistema antropometrijskih mjera koji leži u zajedničkom morfološkom podprostoru određene na način koji smanjuje količinu nesigurnosti o njihovoj stvarnoj suštini, vjerodostojan sud o prirodi latentne dimenzije odgovorne za transverzalne dimenzije skeleta nije mogao biti donesen, jer nije bilo važanih argumenata ni za to da li su za omeđivanje latentnog morfološkog podprostora uistinu potrebne četiri dimenzije. Zbog toga je položaj vektora mjera transverzalnih dimenzija skeleta, pa i nekih mjera distalnih dijelova ekstremiteta, u latentnom morfološkom podprostoru određen nepouzdan i slabo, i očito je da su za rješenje tog problema potrebne dalje analize, utemeljene na znatno većim uzorcima iz populacije antropometrijskih varijabli, i provedene ne samo faktorskim, već i drugim analitičkim tehnikama.

5. LITERATURA

- Albonico, R.: Mensch — Menschen Tupen. Birkhäuser, Basel, 1970.
- Browne, M. W.: A note on lower bounds for the number of common factors. *Psychometrika*, (1968) 33, pp. 233 — 236.
- Conrad, K.: Der Konstitutionstypus (2^o Auf.). Springer, Berlin, 1963.
- Eysenck, H. I.: Dimensions of personality. Pitman, London, 1947.
- Guttman, L.: Image theory for the structure of quantitative variates. *Psychometrika*, (1953), 18, pp. 277 — 296.
- Guttman, L.: Some necessary conditions for common-factor analysis. *Psychometrika*, (1954), 19, pp. 149 — 161.
- Hakstian, A. R.: A comparative evaluation of several prominent methods of oblique factor transformations. *Psychometrika*, (1971), 36, pp. 173 — 193.
- Hakstian, A. R.: Optimising the resolution between salient and non-salient factor pattern coefficients. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, (1972), 25, pp. 229 — 245.
- Hakstian, A. R. and R. A. Abell.: A further comparison of oblique factor transformation methods. *Psychometrika*, (1974), 39, pp. 429 — 444.
- Harris, C. W. and H. F. Kaiser.: Oblique factor analytic solutions by orthogonal transformations. *Psychometrika*, (1964), 29, pp. 347 — 362.
- Horst, P.: Factor analysis of data matrices. Holt, Rinehart and Winston, New York, 1965.
- Jenrich, R. L. and P. F. Sampson.: Rotation for simple loadings. *Psychometrika*, (1966), 31, pp. 313 — 323.
- Kaiser, H. F.: Image analysis In C. W. Harris (Ed.). Problems in measuring change. University of Wisconsin Press, Madison, 1963.
- Kaiser, H. F.: A second generation Little Jiffy. *Psychometrika*, (1970), 35, pp. 401 — 415.
- Kurelić, N., K. Momirović, M. Stojanović, J. Šturm, Dj. Radojević, N. Viskiće i suradnici.: Praćenje rasta, funkcionalnih i fizičkih sposobnosti dece i omladine SFRJ. Institut za naučna istraživanja Fakulteta za fizičko vaspitanje. Beograd, 1971.
- Kurelić, N., K. Momirović, M. Stojanović, J. Šturm, Dj. Radojević i N. Viskiće-Štalec.: Struktura i razvoj morfoloških i motoričkih dimenzija omladine. Institut za naučna istraživanja Fakulteta za fizičko vaspitanje. Beograd, 1975.
- Momirović, K. (sa suradnicima): Faktorska analiza antropometrijskih dimenzija vrhunskih sportaša. Institut za kineziologiju, Zagreb, 1966.
- Momirović, K. (i suradnici): Faktorska struktura antropometrijskih varijabli. Institut za kineziologiju, Zagreb, 1969.
- Momirović, K.: Komparativna analiza latentnih antropometrijskih dimenzija muškaraca i žena. *Glasnik Antropološkog društva Jugoslavije*, 1970, 7, str. 193 — 207.
- Momirović, K., V. Kovačević, I. Ignjatović, S. Radenović-Horga, D. Radovanović, M. Mejovšek, J. Štalec i N. Viskiće-Štalec.: Utjecaj kriterija za zaustavljanje ekstrakcije faktora na strukturu dobivenu oblimin i varimax transformacijom značajnih glavnih osovina. *Kineziologija*, 1972, 2, br. 2, str. 5 — 11.
- Momirović, K. i J. Štalec. DMEAN i DMAX kriteriji za određivanje broja značajnih image faktora pri analizi zadataka u psihologijskim testovima. Zbornik saopćenja referiranih na „Danima Ramira Bujasa”. Zagreb, 1973.
- Momirović, K., J. Štalec i E. Zakrajšek: Primjena generaliziranih image transformacija u analizi relacija skupova varijabli. *Kineziologija*, 1973, 3, br. 2, str. 45 — 56.
- Momirović, K., J. Štalec i E. Zakrajšek: Određivanje broja značajnih glavnih komponenata na temelju realne varijance matrice interkorelacija realnih i image varijabli. *Kineziologija*, 1973, 3, br. 2, str. 57 — 61.
- Mulaik, S. A.: The foundations of factor analysis. McGraw-Hill, New York, 1972.
- Stojanović, M., S. Solarić, K. Momirović i R. Vukosavljević.: Pouzdanost antropometrijskih mjerenja. *Kineziologija*, 1975, 5, br. 1.
- Stojanović, M., K. Momirović, R. Vukosavljević i S. Solarić.: Struktura antropometrijskih dimenzija. *Kineziologija*, 1975, 5, br. 1.
- Štalec, J. i K. Momirović.: Ukupna količina valjane varijance kao osnov kriterija za određivanje broja značajnih glavnih komponenata. *Kineziologija*, 1971, 1, br. 1, str. 79 — 81.
- Veldman, D. J.: Fortran programming for the behavioral sciences. Holt, Rinehart and Winston, New York, 1967.
- Viskiće, N.: Faktorska struktura tjelesne težine. *Kineziologija*, 1972, 2, br. 2, str. 45 — 49.
- Zakrajšek, E., J. Štalec i K. Momirović.: SS-programski sistem za multivarijantnu analizu podataka. Zbornik simpozija „Kompjuter na Sveučilištu”, Zagreb, 1974.