

MODELI LINEARNIH I NELINEARNIH KORELACIJA MORFOLOŠKIH VARIJABLI

Franci Ambrožić

Fakultet za sport, Sveučilište u Ljubljani, Slovenija

Izvorni znanstveni članak

UDK: 796.012:572.7-055.1

Primljeno: 25.06.1998.

Prihvaćeno: 25.06.1999.

Sažetak

U istraživanju je analizom relacija dvadeset tri antropometrijske varijable, koje predstavljaju četiri hipotetska morfološka faktora, na reprezentativnom uzorku od 686 muškaraca u dobi između 19 i 27 godina provjerena prikladnost modela linearne korelacije. Narav relacija analizirana je uporabom korelacijskog dijagrama, hijerarhijskom polinomijalnom analizom te Blackmanovim testom linearnosti.

Analiza 253 para varijabli dala je 91 statistički značajnu razliku između "r" i "η" na razini značajnosti od 5% (teorijski se očekivalo 12-13 razlika) te 63 na razini značajnosti od 1% (teorijski su trebale biti 2-3). Uključenje kvadratnih i viših izraza u polinomijalnu regresiju rezultiralo je većim postotkom objašnjene varijance, stoga se čini kako linearni model ne opisuje baš dobro relacije između nekih od proučavanih varijabli. Daljnja verifikacija nelinearnom faktorskom analizom čini se nužnom.

Predstavljeni istraživački rezultati dobiveni su na uzorku odraslih muškaraca, ali mogli bi podjednako vrijediti i za žene, djeću ili za skupine selekcionirane iz normalne populacije, kakva je skupina sportaša.

Ključne riječi: morfologija, korelacija, modeli, nelinearnost, odrasli muškarci

Abstract:

LINEAR AND NON-LINEAR CORRELATION MODELS OF MORPHOLOGIC VARIABLES

In this study the adequacy of the linear correlation model was tested on a representative sample of 686 males, 19-27 years of age, by analysing the relations between twenty-three anthropometric measures, representing four hypothetical morphological factors. The nature of the relations was analysed using scatter diagrams, hierarchical polynomial regression analysis and Blackman's test of linearity.

The analysis of 253 variable pairs gave 91 statistically significant differences between "r" and "η" at a 5% significance level (theoretically there should be 12-13) and 63 at a 1% significance level (theoretically 2-3). Inclusion of quadratic and higher terms in polynomial regression gave a higher explained variance, therefore it appears that the linear model does not describe well the relationship between some of these variables. Further verification, using non-linear factor analysis, seems to be warranted.

The presented findings were obtained with a sample of adult males, but they could be as valid for females, children or selected groups of the general population, such as anyone active in sports.

Keywords: morphology, correlation, models, non-linearity, adults, males

Uvod

Tjelesne karakteristike su sa stajališta sporta već odavna predmet zanimanja - već je Hipokrata mučilo kakva je idealna tjelesna struktura gladijatora (Bravničar, 1989). Istraživanja su se u prošlosti uglavnom odvijala u tri smjera: u prvome su se uspoređivali sportaši iz različitih sportskih grana s normalnom populacijom ili s natjecateljima iz drugih sportskih disciplina, u drugom smjeru su se tražile različite, jasno razgraničene podskupine - morfološki tipovi ili somatotipovi, a u trećem tražila se morfološka latentna struktura. Jedan od najsveobuhvatnijih pregleda tih istraživanja može se pronaći u monografiji

Struktura i razvoj morfoloških i motoričkih dimenzija omladine, autora Kurelića i suradnika (1975).

Teorijski morfološki model bio je zamišljen kao četverodimenzionalan - sastavljen je od longitudinalne dimenzionalnosti, transverzalne dimenzionalnosti, voluminoznosti i potkožnoga masnoga tkiva. Međutim, nisu sva istraživanja na općim uzorcima muške populacije uvijek potvrđivala taj model; ponekad se nije pojavljivao transverzalni faktor (Stojanović i sur., 1975), a ponekad ni voluminoznost (Szirovicza i sur., 1980). Ni transformacija u image metriku ili parcijalizacija socijalnoga statusa nije dala drugačiju soluciju (Hošek i sur., 1980). Ženski su uzorci pokazali

sasvim drugačije solucije (Hofman i Hošek, 1985), a u jednom istraživanju na sedamnaestogodišnjakinjama pojavilo se čak šest latentnih dimenzija (Bala, 1977). Isto se dogodilo i na uzorcima koje su činili studenti kineziologije (Medved i sur., 1992; Momirović i sur., 1987); izuzetak je jedino istraživanje o studentima iz nekoliko sveučilišnih centara bivše Jugoslavije u kojemu je teorijski model potpuno potvrđen (Hošek i Jeričević, 1982). Morfološka struktura u djece obično se mijenja sa dobi, pa se u različitim životnim razdobljima četiri dimenzije ili stapaju ili razdvajaju, tako da su poznate dvofaktorske, trofaktorske i četverofaktorske solucije (Šturm, Strel i Ambrožić, 1995).

Zbog tako velike nestabilnosti strukture neki su autori upozorili na probleme koji proistječu iz klasičnoga pristupa i metoda (primjerice, Blahuš, 1988). Gredelj je (1980), primjerice, ustvrdio kako su razlike između teorijske i dobivenih struktura tolike da se ne može prihvatiti kako mjere dobro definiraju ljudsku morfologiju. Prema njegovu mišljenju, razlog leži u kompleksnosti antropometrijskih mjera. Skupina autora (Gospodnetić, Gredelj i Momirović, 1980) u svojem je radu kritički analizirala postojeće metode izračunavanja pokazatelja "idealne težine" i predložila je, umjesto njih, kvadratni polinomijalni regresijski model. Na uzorku odraslih muškaraca taj je model dao bolje rezultate nego klasičan pristup. Polinomijalnu regresiju uporabila je i druga skupina autora (Bosnar, Hošek i Prot, 1987) za analizu promjena u morfološkoj strukturi koje se događaju između 16. i 20. godine života. Dodatne obavijesti o tome mogu se naći i u nekim novijim radovima koji se bave općenito morfologijom (primjerice, Živičnjak i sur., 1997) ili morfologijom u sportu (primjerice Mišigoj-Duraković i Heimer, 1992; Mišigoj-Duraković, 1995; Matković B.R., Mišigoj-Duraković i Matković B., 1998). Sve to jasno upućuje na potrebu da se verificira jedna od, do danas, najosnovnijih kinezioloških pretpostavki - linearnost korelacija između varijabli.

Priroda relacija među varijablama

Korelacija dviju varijabli može biti prikazana i korelacijskim dijagramom, gdje su parovi rezultata predstavljeni točkicama u dvodimenzionalnom prostoru. Padaju li točkice (barem približno) na pravac (slika 1), kažemo da je

korelacija linearna. U tome je slučaju Pearsonov korelacijski koeficijent ("r") dobra mjera povezanosti dviju varijabli, a pravac ($y = a + bx$) dobra regresijska funkcija.

Ista se metoda može uporabiti kada se želi grafički ustanoviti je li korelacija linearna ili nelinearna (zakrivljena). Posljednje može biti znak da bi bilo mudro testirati linearnost. Naime, ukoliko je relacija vrlo nelinearna, Pearsonov koeficijent korelacije uvelike će potcijeniti snagu povezanosti zato što pretpostavlja linearnu vezu. Naravno, ta se metoda ne može uporabiti za statističku provjeru linearnosti.

Testiranje linearnosti

Pretpostavimo da je korelacijski dijagram pokazao značajan otklon od linearnosti - što u tom slučaju? Jedna od mogućnosti je da se linearnost procijeni provjerom razlike između koeficijenta koji se ne temelji na linearnim vezama - korelacijskog omjera eta (Ferguson, 1966, str. 246) i koeficijenta koji se temelji na linearnim vezama - Pearsonova korelacijskoga koeficijenta. Ukoliko je korelacija savršeno linearna, tada će odnos ili omjer oba korelacijska koeficijenta h_{xy} (x predviđa iz y) i h_{yx} (y predviđa iz x), kao i "r" biti potpuno jednaki. U slučaju nelinearne relacije, dva će se koeficijenta u omjeru razlikovati jedan od drugoga, kao i od "r". Što je veći otklon od linearnosti, to je veća i razlika, pa se ta razlika može koristiti kao mjera nelinearnosti relacije. Udaljavanje od linearnosti može se ustanoviti primjenom Blackmanova pravila - $n(\eta^2 - r^2) < 11.37$ (u Ferguson, 1966, str. 248) ili se može statistički testirati izračunavanjem F-omjera i njegove statističke značajnosti (Ferguson, 1966, str. 248 - formula 15.20). Budući da imamo dva koeficijenta (u omjeru), imamo i dvije razlike; koju ćemo od razlika uporabiti, ovisi o prirodi relacije između dviju varijabli (uzročno-posljedična veza), naime, taj koeficijent nije simetričan (poput "r"). Daljnje obavijesti o tome kako izračunati broj razreda, F-omjer i njegovu statističku značajnost mogu se naći u nekoliko statističkih radova (primjerice, Ferguson, 1966; Guilford, 1968), a problem je podrobnije obradio autor u svojoj doktorskoj disertaciji (Ambrožić, 1996). U literaturi se (primjerice, Shively, Kohn i Ansley, 1994) pojavljuju i druge metode za testiranje linearnosti, ali opisana metoda vjerojatno je najjednostavnija.

Izbor funkcije

Funkcija se može izabrati na dva načina. Prvi je racionalni pristup - kada postoji određena teorija ili dosadašnji rezultati, a drugi je empirijski kada biramo funkciju koja najbolje odgovara. Prvi način ne predstavlja problem - jednostavno izračunamo razlike između teorijskih i empirijskih točaka i odmah vidimo odgovara li funkcija. Problem je teži u drugom slučaju zato što prvo moramo izabrati ispravnu funkciju - ne izaberemo li odmah pravu funkciju, automatski nećemo moći dobiti slaganje. Na prvi se pogled problem čini nerješivim, uzmemo li u obzir sve raspoložive funkcije (primjerice, Spiegel, 1968). Nasreću, broj relevantnih funkcija može se uvelike smanjiti - na raspolaganju nam je dvodimenzionalan euklidski prostor, relacija koja pretpostavlja kontinuiranost, većinom uniformnost, a često monotonost. Tako se, vjerojatno, relevantne funkcije mogu reducirati na: potencijske funkcije, eksponencijalne funkcije, logaritamske funkcije itd. Na taj način i uz pomoć odgovarajuće programske podrške (primjerice, TableCurve 2D ili SPSS za Windows) testiranje svih funkcija i pronalaženje one koja je najprikladnija ne bi trebalo oduzeti previše vremena. Ipak, postoji i još jednostavnija alternativa.

Polinomijalna regresija

Svaka funkcija može biti zamijenjena polinomom zadovoljavajućega stupnja, koji prolazi istim točkama kao i funkcija (Bronštejn i Semendljajev, 1970, str. 669; Bohte, 1978, str. 69). U tomu je slučaju potrebna samo jedna funkcija. Relativno je jednostavno napisati program za iterativno dodavanje stalno sve više potencije polinoma te za izračunavanje neke mjere aproksimacije) slaganja koja bi bila kriterijem za završetak iterativnoga procesa (statistički paketi WINKS, SPSS i SAS to već omogućuju). Neki empirijski podaci (primjerice, Osinski, 1988-1992) pokazuju kako su obično polinomi drugoga ili trećeg stupnja dovoljni.

Nelinearne funkcije mogu također biti aproksimirane linearnim splajnom //po segmentima no objašnjavanje ispravnih postupaka vezanih za tu operaciju prekoračilo bi okvire ovoga rada. Zainteresirane čitatelje upućujemo na dostupne izvore u literaturi (primjerice, Hudson, 1966; Hinckley, 1971; Feder, 1975; Mitchell i Rebne, 1995).

Cilj istraživanja

Primarni cilj istraživanja bio je procijeniti opisuje li linearni model (Pearsonov korelacijski koeficijent) dovoljno dobro narav korelacija između pojedinačnih antropometrijskih mjera i može li se, na temelju toga, linearni model uzeti kao polazna točka za analizu morfološke strukture.

Metode

Uzorak ispitanika

Uzorak ispitanika obuhvatio je 686 odraslih muškaraca u dobi od 18 do 27 godina koji je izabran iz populacije klinički zdravih odraslih muškaraca bez očitih morfoloških ili motoričkih smetnji - osnovu uzorkovanju činili su svi vojnici - novaci s prostora bivše Jugoslavije, koji su vojni rok služili 1973/74. godine. Uzorak je bio dvoetafni grupni uzorak s optimalnom alokacijom; više detalja može se naći u jednom od članaka koje je objavila istraživačka skupina (Stojanović i sur., 1975).

Uzorak varijabli

Morfološki podprostor u ovom istraživanju predstavljaju 23 antropometrijske mjere koje su izabrane na temelju radova Pogačnika i Momirovića, kao i drugih autora. Dvadeset dvije mjere koje su uključene u naš uzorak varijabli, predložene su i u International Biologic Programme, a dodana je varijabla: duljina dlana. Većina mjera uzimana je tri puta, dok su svi kožni nabori i srednji opseg prsa mjereni šest puta.

Potpun opis mjernih postupaka može se naći u već navedenom radu (Stojanović i sur., 1975). Nazivi svih varijabli dani su u izvornom obliku kako bi se olakšala usporedba s originalnim istraživanjem:

Longitudinalna dimenzionalnost

(VISINA) tjelesna visina

(DUZIRU) duljina ruku

(DUZISA) duljina dlana

(DUZINO) duljina noge

(DUZIST) duljina stopala

Transverzalna dimenzionalnost

(BIAKRO) biakromialni raspon

(DILAKT) promjer lakta

(DIRUZG) promjer zapešća

- (SIRISA) širina šake
- (BIKRIS) bikristalni raspon
- (DIKOLJ) promjer koljena
- (SISTOP) širina stopala

Voluminoznost

- (TEZINA) tjelesna težina
- (OPGRUD) srednji opseg prsa
- (OPNADL) opseg ispružene nadlaktice
- (OPPODL) najveći opseg podlaktice
- (OPNATK) najveći opseg natkoljenice
- (OPPOTK) najveći opseg potkoljenice

Potkožno masno tkivo

- (NAPAZU) kožni nabor pazuha
- (NANALE) kožni nabor leđa
- (NATRBUR) kožni nabor trbuha
- (NANADL) kožni nabor nadlaktice
- (NABPOT) kožni nabor potkoljenice

Analiza podataka

Podaci su prethodno bili obrađeni na Fakultetu za fizičku kulturu, Sveučilište u Zagrebu, Hrvatska. Izvorno izmjerene čestice kondenzirane su na prvu glavnu komponentu, koja je dobivena iz matrice kovarijance izvornih rezultata te reskalirane u antiimage metriku. Tim postupkom povećana je pouzdanost podataka, ali je izgubljena informacija o pravim parametrima distribucija varijabli, što je u ovom slučaju bilo presudno.

Daljnja analiza provedena je na Fakulteti za šport, Univerze v Ljubljani, Slovenija, na platformi DEC VAC 8550 i na osobnom računalu, a korišteni su statistički paketi SPSS, WINKS i naš vlastiti program u Pascalu - PETA (Probability of Eta = vjerojatnost eta, autora Bojana Leskoška).

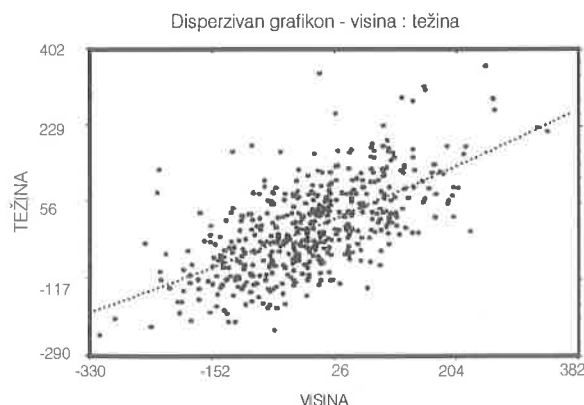
Narav korelacija između parova varijabli grafički je analizirana korelacijskim dijagramima i provjerena Blackmanovim testom linearosti i hijerarhijskom polinomijalnom regresijskom analizom.

Rezultati

Antropometrijske mjere analizirane su sa dva stajališta; prvo ih se promatralo kao neuređeni skup parova varijabli, a zatim kao strukturirani prostor, konstruiran od četiri poznate latentne varijable. Također nas je zanimalo jesu li intra- i inter-relacije u podprostorima linearne ili ne. Naime, ako su relacije među podprostorima uglavnom linearne, tada nelinearne relacije unutar podprostora ne mijenjaju njihovu strukturu. Struktura se može promijeniti samo u slučaju ako su relacije unutar podprostora uglavnom linearne, a neke od izvanjskih nelinearne. No, promotrimo prvo primjere za linearne i nelinearne relacije dviju varijabli.

Dobar primjer za linearnu relaciju tjelesne visine i tjelesne težine može se vidjeti na slici 1. Krivulja koja prikazuje regresijsku funkciju gotovo je pravocrtna. Linearnu relaciju možemo vidjeti i u tablici 1. Hijerarhijska polinomijalna regresija načinjena je s varijable VISINA na varijablu TEŽINA i samo je linearna komponenta statistički značajna.

Slika 1: Primjer linearne relacije (VISINA prema TEŽINA)



Tablica 1: Polinomijalna regresija varijable VISINA na varijablu TEŽINA - SPSS

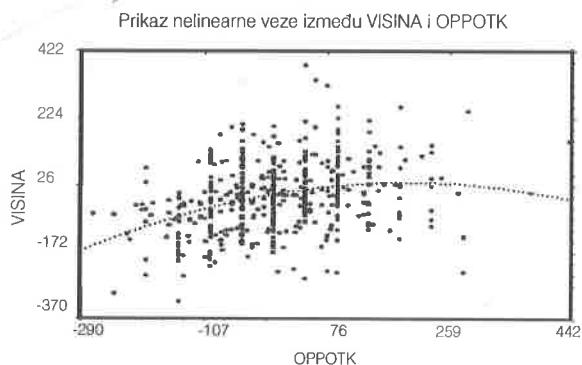
Multiple correlation = .65865		F = 174.18658			
Coefficient of determination = .43382		Significance of F = .0000			
Spremen.	Beta	R	Parc.R	T	p(T)
VISINA3	-.05509	.47249	-.04714	-1.232	.2182
VISINA2	.05412	.08329	.06896	1.805	.0715
VISINA	.04363	.65621	.52016	15.905	.0000

Tablica 2: Primjer nelinearne relacije VISINA i OPOTK (PETA izlaz)

R_name	Dep. var.	n, m	R	R sq.	P (R=0)	P (r=eta)
r		686	0.34	0.113	0.000	
eta	VISINA	10	0.39	0.153	0.000	0.000
eta	OPPOTK	10	0.34	0.116	0.000	0.973

Legenda: Dep.var. : zavisna varijabla n : broj ispitanika m : broj skupina
 R : Pearsonov korelacijski koeficijent R sq : kvadrat od R P : vjerojatnost

Slika 2: Primjer nelinearne relacije (VISINA i OPPOTK)



Tablica 2 i slika 2 prikazuju primjer nelinearne relacije - vjerojatnost da je h jednak r manja je od 5%. Zanimljivo je zamijetiti da je h jednak r u zavisnoj varijabli opseg potkoljenice (relacija je gotovo potpuno linearna), dok je u zavisnoj varijabli tjelesna visina η statistički značajno viši. Hijerarhijska regresija (koja ovdje nije pokazana) pokazuje da su i linearni i kvadratni izrazi značajni.

Analiza linearnosti utemeljena na hipotetskoj faktorskoj strukturi

Pregled svih (ukupno 253) parova relacija otkriva (slika 3; potpun pripadajući izlaz ne može se ovdje prikazati zato što opseg dostiže nekoliko desetaka stranica) da se na razini greške od 5% 91 relacija statistički značajno odstupa od linearnosti, na razini greške od 1% to se događa sa 63 relacije, a sa 36 relacija na razini pogreške od 0.1 %.

Pogledamo li prvo relacije unutar podprostora (kvadranti uzduž dijagonale), uočavamo kako je većina relacija linearna - u prostorima longitudinalne dimenzionalnosti i voluminoznosti sve su relacije linearne. U podprostoru transverzalne dimenzionalnosti iznimke se uglavnom mogu pripisati promjerima donjih ekstremiteta, a u prostoru potkožnog masnog tkiva kožnim naborima trbuha i lista.

Nasuprot tomu, relacije među dimenzijama

nisu toliko linearne. U longitudinalnom podprostoru nelinearnosti su rijetke, većinom s transverzalnim mjerama. Transverzalne mjere pokazuju više nelinearnih relacija, manje s longitudinalnim mjerama, a više s voluminoznošću i kožnim naborima. Voluminozne mjere imaju gotovo potpuno linearne relacije s longitudinalnim mjerama, manje linearne s transverzalnim mjerama i gotovo potpuno nelinearne s kožnim naborima. Ista se situacija nalazi u podprostoru potkožnog masnog tkiva - većinom linearne relacije s longitudinalnim mjerama, manje linearne s transverzalnim mjerama i vrlo nelinearne relacije s voluminoznošću.

Rasprava

Svrha ovoga istraživanja nije bila da se analizira i objasni svaka pojedina relacija između dviju varijabli. Ipak, pogledajmo barem zašto relacija između tjelesne visine i opsega lista može biti nelinearna.

Prvi razlog leži u činjenici da relacija nije simetrična - nije svejedno koju ćemo varijablu proglašiti zavisnom. Pokušajmo to objasniti primjerom iz graditeljstva. Visina zgrade zavisi od temelja; ako su temelji preslabi (premalene površine), zgrada će se srušiti. Nasuprot tomu, ne postoje ograničenja s obzirom na izgradnju prejakih temelja. Dobar će arhitekt, naravno, dobro prostudirati dimenzije kako bi smanjio troškove. Naš "arhitekt" (priroda ili, za vjernike, Bog) pobrinuo se da budemo sazidani što ekonomičnije, stoga je predvidjeti visinu iz naših "temelja" bolje i lakše nego obrnuto. Kažemo da naša visina zavisi (uzročna relacija) od opsega lista, dok je opseg lista u korelaciji s našom visinom.

No, zašto ne bismo relaciju opisali kvadratnim polinomom ($VISINA = k_1 + k_2 * OPPOTK + k_3 * OPPOTK^2$)? Vratimo se primjeru iz graditeljstva. Pretpostavimo kako

tjelesne mase. Kao što smo, međutim, ranije ustanovili, relacija između dimenzija "temelja" i mase koju podupire nije linearna, već kvadratna. Longitudinalne mjere su, naime, jednodimenzionalne, površine (zglobovi, taban) dvodimenzionalne, a tjelesna masa i potkožno masno tkivo su trodimenzionalni. Logično je očekivati da će korelacija između tih mjera odraziti prirodu njihove relacije.

Isto je tako sasvim moguće da "dobna varijabilnost" nema nikakve veze s nelinearnošću, kao i da se morfološka struktura stvarno mijenja tijekom adolescencije. Bilo bi vrlo zanimljivo vidjeti bi li uključivanje nelinearnoga modela barem donekle smanjilo, sa spolom i životnom dobi povezanu, varijabilnost latentne strukture.

Nažalost, ne mogu se sve nelinearne relacije prikazane na slici 4 smatrati i stvarno nelinearnima zato što teorija kaže kako postoji točno toliko slučajnih otklona od linearnosti kolika je prihvaćena razina pogreške. Nažalost, ne znamo o kojim se otklonima radi. Ovdje se također pojavljuje i problem statističke značajnosti za velike uzorke (našim istraživanjem obuhvatili smo 686 ispitanika). Naime, u velikim uzorcima možemo vrlo lako dobiti statističku značajnost (primjerice, u

stvarnom velikim uzorcima čak i korelacija od 0.03 može biti statistički značajna na razini pogreške od 5%). No, takva korelacija uopće neće biti stvarno "značajna" u nestatističkom (praktičnom) smislu - zajednička varijanca bila bi manja od jedne desetine postotka, što je zanemarivo. Stoga bi svakako trebalo pregledati i sirove vrijednosti (ili razlike) statističkih parametara o kojima je riječ, te interpretaciju utemeljiti i na jednomu i na drugomu.

Međutim, ovdje ne raspravljamo o tim problemima (što, naravno ne znači da ta pitanja valja ignorirati ili da ih istraživači ne bi trebali biti svjesni). Dakle, izračunamo li brojke, 5% - tna razina pogreške daje 12 do 13 slučajnih značajnosti, 1% - tna razina 2-3, a 0.1% - tna razina pogreške nijednu (0.025). Čak i kada oduzmemo "zamišljenih 13" od dobivene 91, još uvijek nam ostaje 78 od 253. Očigledno nisu sve relacije linearne; zapravo, mnoge relacije nisu linearne - linearni model u ovom slučaju nije dobar. Daljnja istraživanja pokazat će koji parovi stvarno nisu linearno povezani, odnosno, dobijemo li slične rezultate u nekoliko idućih istraživanja, bit će rezultati uvjerljiviji nego kada se radi o jednom slučaju.

Literatura

1. Ambrožič, F. (1996). *Linearni in nelinearni modeli povezav morfoloških in motoričnih spremeljivk*. (Dissertation), Ljubljana: University of Ljubljana - Faculty of Sport.
2. Bala, G. (1977). Struktura antropometrijskih dimenzija kod osoba ženskog pola. *Kineziologija*, 7(1-2): 13-22.
3. Blahuš, P. (1988). Faktorova analiza vyvojovych dat. *Teorie a praxe telesne vychovy*, 36(3): 169-175.
4. Bohte, Z. (1978). *Numerične metode*. Ljubljana: DZS.
5. Bosnar, K., Hošek, A., Prot, F. (1987). Prilog poznavanju primjena odnosa morfoloških latentnih dimenzija. *Kineziologija*, 19(1): 9-11.
6. Bravničar, M. (1989). Morfološke značilnosti gibalnega sistema košarkarjev. *TKŠ*, 25(1-2): 53-59.
7. Bronštejn, J.N., Semendljajev, K.A. (1970). *Matematični priročnik (prevod)*. Ljubljana: Tehniška zveza Slovenije.
8. Feder, P.I. (1975). On asymptotic distribution theory in segmented regression problems - identified case. *Ann. Stat.*, 3: 49-83.
9. Ferguson, G.A. (1966). *Statistical Analysis in Psychology and Education*. London: McGraw-Hill.
10. Gospodnetić, R., Gredelj, M., Momirović, K. (1980). Racionalna procedura za određivanje indeksa tjelesne težine. *Kineziologija*, 10(3): 39-44.
11. Gredelj, M. (1980). Sukladnost modela za izbor antropometrijskih mjera i latentnih dimenzija koje one definiraju. *Kineziologija*, 10(1-2): 131-136.
12. Guilford, J.P. (1968). *Osnove psihološke i pedagoške statistike (prevod)*. Beograd: Savremena administracija.
13. Hinckley, D.V. (1971). Inference in two-phase regression. *JASSA*, 66: 736-743.

14. Hofman, E., Hošek, A. (1985). Prilog poznavanju latentne strukture morfoloških karakteristika mladih žena. *Kineziologija*, 17(2): 101-107.
15. Hošek, A., Stojanović, M., Momirović, K., Gredelj, M., Vukosavljević, R. (1980). Faktorska struktura antropometrijskih varijabli nakon parcijalizacije socioloških karakteristika. *Kineziologija*, 10(3): 21-25.
16. Hošek, A., Jeričević, B. (1982). Latentna struktura morfološkog statusa studenata fakulteta za fizičku kulturu. *Kineziologija*, 14(5): 9-20.
17. Hudson, D.J. (1966). Fitting segmented curves whose join points have to be estimated. *JASSA*, 1: 1097-1129.
18. Kurelić, N., Momirović, K., Stojanović, M., Šturm, J., Radojević, Đ., Viskić-Štalec, N. (1975). *Struktura i razvoj morfoloških i motoričkih dimenzija omladine*. Beograd: Institut za naučna istraživanja Fakulteta za fizičko vaspitanje.
19. Matković, B.R., Mišigoj-Duraković, M., Matković, B. (1998) Morfološke karakteristike vrhunskih hrvatskih nogometaša. *HSV*, 13(1): 1-5.
20. Medved, R., Janković, S., Ivanek, M. (1992). Morfološke osobitosti studenata kineziologije (muškog pola). *Kineziologija*, 24(1-2): 24-26.
21. Mitchell, J.E., Rebne, D.S. (1995). Nonlinear Effects of Teaching and Consulting on Academic Research Productivity. *Socio-economic planning sciences*, 29(1): 47-57.
22. Mišigoj-Duraković, M. (1995). *Morfološka antropometrija u sportu*. Zagreb: Fakultet za fizičku kulturu.
23. Mišigoj-Duraković, M., Heimer, S. (1992). Characteristics of the morphological and functional status of kayakers and canoeists. *J. Sports Med. Phys. Fitness*, 32(1): 45-50.
24. Momirović, K., Mraković, M., Hošek, A., Metikoš, D. (1987). Prilog poznavanju morfoloških obilježja studenata fizičke kulture. *Kineziologija*, 19(1): 19-22.
25. Osinski, W. (1988). *Wielokierunkowe związki zdolności motorycznych i parametrów morfologicznych*. Poznan: Akademia Wychowania Fizycznego.
26. Osinski, W. (1988). Ontogenetyczna zmienność oraz morfologiczne uwarunkowania siły miesniowej i jej wartości względnej. *Wychowanie Fizycznej Sport*, (3): 49-61.
27. Osinski, W. (1989). Analysis of relationship between morphological parameters and motor abilities as a description of "real" course of the relationship and premise for forecast. *Biology of sport*, 6(2): 149-159.
28. Osinski, W. (1989). Ontogenetic Variability and Morphological and Social Conditions of the Jumping Abilities of Children and Adolescents. *Biology of sport*, 6(3): 233-240.
29. Osinski, W. (1991). Wielokierunkowe związki zdolności motorycznych i parametrów morfologicznych: opis w kategoriach teoretycznych schematów. *Seria Antropologia*, (17): 87-94.
30. Osinski, W. (1992). Researching into Relations Between the Locomotive Speed and the Body Traits, Indices and Components of Children and teenagers from the Urban Population (on the Example of the City of Poznan). *Antropomotoryka*, (7): 93-101.
31. Shively, T.S., Kohn, R., Ansley, C.F. (1994). Testing for Linearity in a Semiparametric Regression Model. *Journal of econometrics*, 64(1-2):77-96.
32. Spiegel, M.R. (1968). *Mathematical handbook of formulas and tables*. New York: McGraw-Hill.
33. Stojanović, M., Solarić, S., Momirović, K., Vukosavljević, R. (1975). Struktura antropometrijskih dimenzija. *Kineziologija*, 5(1-2): 7-82 + 155-228.
34. Szivoczka, L., Momirović, K., Hošek, A., Gredelj, M. (1980). Latentne morfološke dimenzije određene na temelju faktorskog i taksonomskog modela u standardiziranom image prostoru. *Kineziologija*, 10(3): 15-20.
35. Šturm, J., Strel, J., Ambrožič, F. (1995). Spremembe v latentni morfološki strukturi otrok med 7. in 14. letom starosti. *KinSi*, 2(1): 22-25.
36. Živičnjak, M., Szivoczka, L., Pavičić, L., Smolej-Narančić, N., Janičijević, B., Miličić, J., Rudan, P. (1997). The ageing process - an analysis of the latent structure of body morphology (in males). *Coll. Antropol.*, 21(1): 117-126.