

120

**Tatjana Šadura, Ankica Hošek, Sonja Tkalčić,  
Ivan Čaklec, Petar Dujmović**

Fakultet za fizičku kulturu, Zagreb

**METRIJSKE KARAKTERISTIKE NEKIH  
TESTOVA GIBLJIVOSTI**

## METRICAL CHARACTERISTICS OF SOME FLEXIBILITY TESTS

On the basis of metrical characteristics of 12 assessment instruments for the estimation of the hypothetic factor of flexibility and on the basis of the factor structure of these instruments it is possible to conclude that all applied tests have extremely good metric characteristics (the reliability is generally .98—.99).

Indisputably all items of each separate assessment instrument belong to one common manifest space because the structures of the items correlation matrices are very pregnant and their projections on the first main component are significant.

The factor structure of the applied tests was determined and two dimensions of flexibility were isolated: flexibility of several joints and hip flexibility.

On the basis of such metrical characteristics of the applied tests and on the basis of factor structure it is suggested to keep slightly modified tests: PK, PD, I, PR, U and PT as the assessment instruments of the general flexibility factor and the tests BŠ and ČŠ as the assessment instruments of estimation of the hypothetic factor of the hip flexibility.

## ИЗМЕРИТЕЛЬНЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ НЕКОТОРЫХ ТЕСТОВ ГИБКОСТИ

На основании вычисления измерительных характеристик 12-и измерительных инструментов оценки гипотетического фактора гибкости и на основании факторной структуры этих инструментов можно сделать вывод, что все примененные тесты обладают очень хорошими измерительными характеристиками (надежность тестов в среднем .98 — .99).

Нет сомнений, что все задания каждого измерительного инструмента принадлежат одному манифестному пространству, так как имеются очень плотные структуры корреляционных матриц заданий и их четкие проекции на первый главный компонент.

В работе определена и факторная структура примененных тестов, при чем реально выделены две размерности: гибкость нескольких суставов и гибкость только сустава бедра.

На основании таким способом определенных измерительных характеристик примененных тестов и факторной структуры, предлагается сохранить с определенными изменениями следующие тесты: PK, PD, I, PR, U и PT, как измерительные инструменты оценки генерального фактора гибкости и тесты BŠ и ČŠ, оценивающие гипотетический фактор гибкости бедра.

## 1. UVOD

Gibljivost kao komponenta psihomotornog prostora unatoč svim dosadašnjim istraživanjima još uvijek nije dovoljno razjašnjena.

Hipotetski, gibljivost je definirana kao sposobnost izvođenja pokreta s maksimalnom amplitudom. Kako je pokret uvjetovan anatomskom građom zglobova ili mišićnih skupina, koji svi zajedno čine sistem biološki određene pokretljivosti, to će najvjerojatnije gibljivost biti vezana uz pojedine zglobove. Zato bi topološko proučavanje gibljivosti možda bilo najopravdanije.

Autori Kraus, Hirschland, Mathews, Wells, Dillon, French, Fleishman, Kendal, Kos, Šturm, Kurelić, Agrež i drugi konstruirali su mnoge testove gibljivosti, na osnovu čijih se analiza došlo do jasnijih spoznaja o ovoj psihofizičkoj osobini.

Nadalje, mnogi su se autori bavili problemima odnosa antropometrijskih dimenzija i manifestacija gibljivosti, međutim, rezultati su različiti. Postoje radovi u kojima se ta povezanost nije ispoljila i radovi u kojima postoji jaka negativna povezanost između nekih antropometrijskih dimenzija i gibljivosti. O povezanosti između antropometrije i gibljivosti govori i rad F. Agreža (1972), koji dopušta mogućnost postojanja negativne veze među tim dimenzijama.

U radovima Fleishmana spominje se akciona podjela faktora gibljivosti, međutim to nije dovoljno potvrđeno.

Sovjetski autor Sermejev, B. V. (1970) tretira gibljivost kao sposobnost izvođenja pokreta velikom amplitudom, upotrebljavajući termin gibljivosti samo kada tretira sumarnu pokretljivost pojedinih dijelova tijela. U ostalim slučajevima tretira gibljivost kao pokretljivost pojedinih zglobova, i to kao aktivnu i pasivnu pokretljivost.

Međutim, najviše radova s ovog područja opravdava topološku podjelu faktora gibljivosti (Hempel, Fleishman, 1935; Harris, 1969; Fieldman, 1958; Agrež, 1972 i drugi).

Kod nas nije bilo mnogo istraživanja gibljivosti. Autori Momirović, 1968, Šturm, 1971 i Kurelić i suradnici, 1971 uspjeli su izabranim testovima gibljivosti izolirati poseban faktor gibljivosti (fleksibilnosti).

Najnoviji rad sa područja gibljivosti kod nas (F. Agrež, 1972, »Pragmatička validacija nekaterih testov gibljivosti«), u kojem je autor upotrijebio subjektivnu ocjenu stručnjaka za kineziologiju kao kriterij za procjenu gibljivosti, dokazao je da su upotrijebljeni testovi validni mjerni instrumenti za procjenu gibljivosti.

Međutim, još uvijek postoji problem konstrukcije takvih mjernih instrumenata koji bi nosili informacije samo o faktoru gibljivosti i koji bi bili dovoljno pouzdani. U tu svrhu konstruirani su novi ili su modificirani već postojeći mjerni instrumenti politemskog karaktera, pri čemu su itemi definirani kao replikacije istog motoričkog podatka.

## 2. CILJ RADA

Osnovni cilj ovog istraživanja bio je provjeravanje nekih metrijskih karakteristika mjernih instrumenata za procjenu pretpostavljenog faktora gibljivosti.

Osim toga, bilo je potrebno provjeriti primjenu i ponašanje višitemskih mjernih instrumenata gibljivosti.

Na osnovu metrijskih karakteristika svakog testa i na osnovu faktorske strukture svih mjernih instrumenata bit će predložena baterija testova za procjenu faktora gibljivosti.

## 3. METODE ISTRAŽIVANJA

### 3.1. Uzorak ispitanika

Uzorak ispitanika obuhvatio je 60 osoba muškog spola, učenika četvrtog razreda gimnazije »V. Vitasovića« u Zagrebu, starosti od 17 do 19 godina.

Obzirom na veličinu uzorka i njegovu relativnu selekcioniranost generalizacija rezultata nije moguća, ali je ipak moguć uvid u osnovne metrijske karakteristike mjernih instrumenata za procjenu gibljivosti, što je i bio cilj istraživanja.

### 3.2. Uzorak varijabli

Uzorak varijabli sastojao se od 12 mjernih instrumenata kojih je intencionalni predmet mjerenja bila gibljivost.

Opis testova dat je u skraćenom obliku:

#### 1. PK — pretklon na klupi

Ispitanik stoji s opruženim nogama na klupi visine 40 cm i izvodi što je moguće dublji pretklon klizeći rukama po vertikalnom mjerilu. Rezultat u testu je maksimalna dubina dohvata na mjerilu, izražena u cm. Test se izvodi pet puta, a bilježi se svaki pokušaj.

#### 2. PD — pretklon desno

Ispitanik sjedi na tlu, s opruženim nogama i uspravnim trupom. Obje ruke postavi na desnu stranu i izvede maksimalno mogući pretklon, klizeći rukama po horizontalnom mjerilu s desne strane. Rezultat u testu je maksimalna duljina dohvata rukama na mjerilu izražena u cm. Test se izvodi pet puta, a bilježi se svaki pokušaj.

#### 3. I — iskret

Ispitanik u stojećem stavu drži ispruženim rukama ispred sebe štap skaliran u cm. Izvodi iskret (prenošenje) preko glave opruženim rukama držeći stalno štap i nastojeći da što manje razmakne ruke. Rezultat u testu je razmak između ruku poslije iskreta. Test se izvodi šest puta i bilježi se rezultat svakog ponavljanja.

4. BŠ — bočna špaga  
Ispitanik izvodi iz stojećeg stava »špagat« u sagitalnoj ravni, klizeći nogom po mjerilu. Rezultat je maksimalna udaljenost između peta ispitanika računata u cm. Test se izvodi četiri puta i bilježi rezultat svakog pokušaja.
5. ČŠ — čeona špaga  
Ispitanik iz stojećeg stava, klizeći nogom po mjerilu, izvodi »špagat« u čeonoj ravni. Rezultat je maksimalna udaljenost između peta ispitanika izražena u cm. Test se izvodi četiri puta i bilježi svaki rezultat.
6. O — otklon  
Ispitanik iz stojećeg stava, oslonjen leđima uza zid, izvodi maksimalno mogući otklon u desnu stranu, klizeći desnom rukom po vertikalnom mjerilu. Rezultat je dubina dohvata opružene ruke izražena u cm. Test se izvodi pet puta i bilježi rezultat svakog pokušaja.
7. PR — pretklon raznožni  
Ispitanik sjedi raznožno, oslonjen leđima i glavom uza zid. Objе ruke stavi ispred sebe oslonjene prstima na tlo i izvede maksimalno mogući pretklon klizeći rukama po horizontalnom mjerilu. Rezultat u testu je duljina dohvata rukama na mjerilu izražena u cm. Test se izvodi pet puta i bilježi rezultat svakog pokušaja.
8. Z — zaklon  
Ispitanik leži fiksiranih nogu licem prema tlu na određenoj oznaci sa savijenim rukama na potiljku te vrši maksimalno podizanje trupa prema nazad (zaklon). Rezultat u testu je najmanja udaljenost stražnjeg šiljka VII. vratnog kralješka od mjerila izražena u cm. Test se izvodi pet puta i bilježi svaki rezultat.
9. U — upor  
Ispitanik stoji opruženim nogama na oznaci oslonjen dlanovima na tlo (upor ležeći) te pomicanjem samo dlanova smanjuje razmak do određene oznake koja se nalazi iza tijela. Rezultat je najmanja moguća udaljenost dlanova od te oznake izražena u cm. Test se izvodi pet puta i bilježi svaki rezultat.
10. M — most  
Ispitanik leži na leđima, oslonjen dlanovima i stopalima na tlo, te se podiže prema gore u most i nastoji pomicanjem ruku i nogu smanjiti razmak između njih. Rezultat je veličina razmaka između stopala i ruku izražena u cm. Test se izvodi četiri puta i bilježi se svaki rezultat.

11. PT — pretklon s trakom  
Ispitanik sjedi raznožno uza zid, ruke su mu slobodne, i načini što je moguće dublji pretklon. Rezultat je razmak između gornjeg dijela sternuma i tla izražen u om. Test se izvodi pet puta i bilježi svaki rezultat.
13. ZS — zaklon stojeći  
Ispitanik stoji oslonjen natkoljenicama o zid držeći ravnalo obim rukama i izvodi maksimalno mogući zaklon. Rezultat je veličina dohvata na vertikalnom mjerilu izražena u cm. Test se izvodi pet puta i bilježi svaki rezultat.

### 3.3. Način provođenja eksperimenta

Eksperiment je bio proveden u veljači 1973. godine, u dvorani gimnazije »V. Vitasović« u Zagrebu. Testiranje je, nakon prethodnog uvježbavanja, provelo 14 studentica FFK u Zagrebu.

Redoslijed testiranja bio je određen tako da su ispitanici po slučajnom rasporedu prelazili sa jednog testa na drugi. Ponavljanja unutar jednog testa izvođena su, za jednog ispitanika, jedno za drugim.

Ispitivanje je izvršeno u jedno prijedpodne kroz 5 školskih sati, a svaki sat dolazilo je najviše po 15 ispitanika.

Dvorana za testiranje je bila normalno zagnijana obzirom na to godišnje doba. Ispitanici nisu prije eksperimenta vršili nikakve pokrete u smislu pripremanja za eksperiment.

### 3.4. Metode obrade rezultata

Za svaki pojedini item, tj. za svako ponavljanje u pojedinom testu ili za svaku česticu izračunati su osnovni, centralni i dispersivni parametri: aritmetička sredina ( $\bar{X}$ ), standardna devijacija ( $s$ ) i raspon podataka (MIN i MAX).

Izračunati su Pearsonovi koeficijenti korelacije između itema ( $R$ ).

Iz matrice interkoleracija ( $R$ ) ekstrahirani su značajni karakteristični korjenovi ( $L$ ). Kao značajni uzeti su svi karakteristični korjenovi jednaki ili veći od 1.00.

Od ukupne varijance sistema itema izračunat je postotak varijance (PCT) koji je objašnjen značajnim karakterističnim korjenovima. Iste operacije su učinjene i na reduciranoj matrici interkoleracija. Dijagonalne vrijednosti ove matrice (kvadrati multiplih korelacija) shvaćeni su i kao donja granica pouzdanosti svakog itema.

Projekcije itema na prvu glavnu komponentu i kompletne i reducirane matrice interkoleracija mogu se shvatiti i kao mjera homogenosti analiziranog testa.

Značajne glavne komponente iz nereducirane ( $H$ ) i reducirane ( $H_R$ ) matrice interkoleracija svih mjernih instrumenata zarotirane su u varimax poziciju pri čemu su dobiveni varimax faktori ( $V$ ).

Komunaliteti testova navedeni su u koloni sa oznakom  $h^2$ .

#### 4. REZULTATI I DISKUSIJA

##### 4.1. Metrijske karakteristike testa PK — pretklon na klupi

Tabela 1

Var.	$\bar{X}$	s	MIN	MAX
1	46.37	6.62	29.00	64.00
2	48.07	6.63	30.00	63.00
3	48.23	6.90	30.00	64.00
4	48.22	6.75	30.00	64.00
5	48.95	6.67	30.00	63.00

	R					H
	1	2	3	4	5	
1	(.90)	.93	.90	.91	.91	— .90
2	.93	(.95)	.95	.91	.94	— .97
3	.90	.95	(.94)	.94	.94	— .97
4	.91	.91	.94	(.96)	.97	— .97
5	.91	.94	.94	.97	(.96)	— .98

$$L_1 = 4.72$$

$$PCT = .94$$

$$L_R = 4.66$$

$$PCT_R = .93$$

$$r_{tt} = 0.994$$

Obzirom da nije upotrijebljen test za testiranje normaliteta distribucije, hipoteza da su rezultati u itemima ovog testa normalno raspoređeni nije se mogla niti odbaciti niti prihvatiti, što vnijeti i za sve ostale upotrebljene testove.

Aritmetička sredina prvog itema je nešto niža od ostalih, dok su ove vrijednosti od drugog do petog itema gotovo nepromijenjene. Ova se pojava može pripisati fenomenu djelomične adaptacije muskulature i zglobova na određenu amplitudu zadanog pokreta.

Raspršenje rezultata u svakom ponavljanju ostaje uglavnom nepromijenjeno. Mogu se uočiti relativno niske standardne devijacije što dovodi u sumnju osjetljivost ovog testa.

Koeficijenti korelacije između itema su pozitivni i ekstremno visoki. Najmanji korelacijski koeficijent iznosi .90, pa se već iz ovog podatka može pretpostaviti da svi itemi testa PK pripadaju jednom zajedničkom predmetu mjerenja.

Za objašnjenje i nereducirane i reducirane matrice interkoleracija bio je dovoljan samo jedan karakteristični korijen, koji iscrpljuje veliki dio od ukupne, odnosno od zajedničke varijance sistema (94%, odnosno 93%).

Projekcije itema na prvu i jedinu glavnu komponentu su vrlo visoke, pa se može zaključiti da je i homogenost ovog testa potpuno zadovoljavajuća.

Donja granica pouzdanosti procijenjena na osnovu koeficijenata determinacije također je zadovoljavajuća. Međutim, zajednička varijanca jednog itema sa ostalima konstantno se povećava od prvog prema posljednjem itemu.

Pouzdanost testa procijenjena na osnovu navedene Spearman-Browneove metode izvanredno je visoka i gotovo jednaka jedinici.

Ovaj test ne zahtijeva naročito komplicirana pomagala, jednostavno ga je izvesti i ne dovodi do zamora, pa je njegova primjenjivost jako dobra. Visoka homogenost itema dozvoljava primjenu ovog testa s manjim brojem ponavljanja. Preporučuje se izvođenje ovog zadatka u tri pokušaja, pri čemu se prvi pokušaj ne bi registrirao (ili bi se obrađivao zasebno), obzirom da je, izgleda, odgovoran za adaptaciju muskulature i zglobova na zadan pokret.

##### 7.2. Metrijske karakteristike testa PD — pretklon desno

Aritmetičke sredine unutar testa se povećavaju od čestice do čestice, dok raspršenje rezultata ostaje nepromijenjeno. Međutim, to raspršenje je relativno slabo obzirom da se većina rezultata nalazi u uskom rasponu oko aritmetičke sredine, pa ni osjetljivost testa nije osobita. Bila bi potrebna modifikacija sistema ocjenjivanja ispitanika u ovom testu u cilju povećanja njegove osjetljivosti.

Koeficijenti povezanosti među česticama su pozitivni i visoki. Najmanja povezanost je između prve i svih ostalih čestica, što bi se moglo objasniti adaptacijom ispitanika na testovnu situaciju.

Tabela 2

Var.	$\bar{X}$	s	MIN	MAX
1	52.90	8.54	31.00	75.00
2	54.88	8.40	33.00	73.00
3	55.52	8.65	36.00	75.00
4	56.08	8.34	34.00	75.00
5	56.85	8.33	36.00	73.00

	R					H
	1	2	3	4	5	
1.	(.79)	.88	.86	.85	.84	.92
2.	.88	(.92)	.93	.94	.93	.97
3.	.86	.93	(.93)	.96	.91	.97
4.	.85	.94	.96	(.95)	.95	.98
5.	.84	.93	.91	.95	(.91)	.96

$$L_1 = 4.62$$

$$PCT = .92$$

$$L_R = 4.53$$

$$PCT_R = .93$$

$$r_{tt} = 0.992$$

Koeficijenti determinacije lagano rastu od druge do četvrte čestice, dok nešto manju zajedničku varijancu ima prva čestica (.79). Prema tome, donja granica pouzdanosti itema je zadovoljavajuća.

Iz matrice interkoleracija ekstrahiran je samo jedan značajan karakteristični korijen veći od 1.00 (92%), pa prva glavna komponenta iscrpljuje najveći dio ukupne varijance sistema itema.

Najveće projekcije na prvu glavnu komponentu imaju drugi, treći i četvrti item.

Homogenost procijenjena na osnovu projekcija na prvu glavnu komponentu i na osnovu pregnantne strukture korelacijske matrice vrlo je dobra, te se može zaključiti da svi itemi pripadaju zajedničkom predmetu mjerenja.

Pouzdanost testa izvanredno je visoka.

Test je za primjenu vrlo jednostavan i jeftin. Vrlo dobra homogenost itema omogućava redukciju broja ponavljanja na tri, s tim da se prvi pokušaj tretira kao probni i da ne ulazi u obradu podataka.

### 7.3. Metrijske karakteristike testa I — iskret

Tabela 3

Var.	$\bar{X}$	s	MIN	MAX
1	104.97	15.97	69.00	148.00
2	101.28	16.93	57.00	143.00
3	100.17	18.40	58.00	145.00
4	97.42	19.50	52.00	147.00
5	98.28	20.37	48.00	161.00
6	98.55	20.73	45.00	144.00

	1	2	3	4	5	6	H
1.	(.75)	.86	.77	.77	.69	.70	— .86
2.	.86	(.91)	.92	.87	.78	.80	— .94
3.	.77	.92	(.94)	.94	.83	.84	— .96
4.	.77	.87	.94	(.92)	.87	.87	— .96
5.	.69	.78	.83	.87	(.83)	.89	— .91
6.	.70	.80	.84	.87	.89	(.84)	— .92

$$L_1 = 5.14$$

$$PCT = .86$$

$$L_R = 5.01$$

$$PCT_R = .83$$

$$r_{tt} = 0.987$$

Prema rezultatima u tabeli 3 vrijednosti aritmetičkih sredina se poboljšavaju, a standardne devijacije se sukcesivno povećavaju od itema do itema. To ukazuje na bolju osjetljivost testa kod zadnjih itema, ali se također može pretpostaviti da prilagođavanje na zadatak i adaptacija muskulature i zglobova na ekstremne amplitude može utjecati na stvarno raspršenje rezultata.

Međutim, u svih šest itema, a osobito u prva tri, varijabilitet nije osobito visok, pa bi u ovom slučaju bila potrebna izvjesna modifikacija ocjenjivanja.

Koeficijenti povezanosti među česticama vrlo su visoki izuzev ponovo prvog itema, koji je u nešto nižim relacijama sa ostalima. Visoka povezanost trećeg itema sa drugim i četvrtim uvjetovala je i najviši koeficijent determinacije trećeg itema. Najmanji koeficijent determinacije ima prva čestica, pa izgleda da prvi item u znatnoj mjeri nosi neke informacije, koje nisu zajedničke svim ostalim česticama ovog testa.

Ovo potvrđuje i relativno niska projekcija prvog itema na prvi zajednički predmet mjerenja primijenjenih čestica.

Ekstrahiran je samo jedan značajan karakteristični korijen, koji iscrpljuje 86% od ukupne varijance sistema čestica testa I.

Vrlo visoke projekcije itema na prvu glavnu komponentu matrice njihovih korelacija dokazuju da sve čestice u vrlo velikoj mjeri sadrže zajednički predmet mjerenja, pa se homogenost testa može ocijeniti kao dobra.

Pouzdanost testa izvanredno je visoka i gotovo je jednaka jedinici.

Test se pokazao kao dobar i primjenljiv, ali obzirom na značajno odstupanje osnovnih parametara prvog u odnosu na parametre ostalih itema i nešto niže njegove korelacije sa ostalima, kao i obzirom na njegovu relativno malu količinu zajedničke varijance može se pretpostaviti da bi tretiranje ovog itema kao probnog pokušaja bilo opravdano, s tim da se ne uključuje u obradu rezultata. Obzirom na rezultate dobijene metodom glavnih komponenata predlažu se samo tri stvarna pokušaja.

### 7.4. Metrijske karakteristike testa BŠ — bočna špaga

Kako se vidi iz table 4, aritmetičke sredine čestice lagano rastu, dok je raspršenje rezultata oko aritmetičkih sredina prilično malo, pa bi se u cilju poboljšanja osjetljivosti ovog testa trebao modificirati sistem ocjenjivanja.

Raspon rezultata je najveći u drugoj čestici, gdje je i raspršenje rezultata najveće.

Koeficijenti povezanosti među česticama su vrlo visoki. I u ovom testu prvi item ima, premda visoke, relativno niže korelacije sa ostalim itemima. Njegov koeficijent determinacije također je nešto niži, a iznosi .81.

Pregnantnost korelacijske matrice unatoč izvjesnih aberacija prvog itema je nesumnjiva, pa je potpuno sigurno da sve čestice ovog mjernog instrumenta pripadaju jednom zajedničkom manifestnom dijelu psihomotornog prostora.

Ovo potvrđuju i izrazito visoke projekcije svih itema na prvu i jedinu značajnu glavnu komponentu. Obzirom da su sve projekcije prilično konstantne (variraju od .94 do .98) i homogenost ovog testa je nesumnjiva.

Pouzdanost testa skoro je ravna jedinici.

Tabela 4

Var.	X	s	MIN	MAX
1	174.10	12.46	133.00	200.00
2	174.18	14.54	120.00	205.00
3	175.47	12.20	136.00	200.00
4	176.42	11.67	137.00	198.00

	R				
	1	2	3	4	H
1.	(.81)	.87	.88	.89	.94
2.	.87	(.92)	.95	.93	.97
3.	.88	.95	(.94)	.95	.98
4.	.89	.93	.95	(.92)	.98

$$L_1 = 3.74$$

$$PCT = .93$$

$$L_R = 3.63$$

$$PCT_R = .91$$

$$r_{tt} = 0.991$$

Praktična primjena ovog testa je vrlo jednostavna, a obzirom na veliku homogenost itema dovoljna su samo tri ponavljanja.

### 7.5. Metrijske karakteristike testa ČŠ — čeona špaga

Kako je vidljivo iz tabele 5, aritmetičke sredine itema uglavnom su nepromjenjive. Međutim, obzirom na varijabilitet i raspon rezultata osjetljivost i ovog mjernog instrumenta je prilično slaba. Rezultati uglavnom variraju u veoma malom rasponu lijevo i desno od aritmetičke sredine, pa bi modifikacija sistema ocjenjivanja i veći uzorak ispitanika vjerojatno znatno utjecali na poboljšanje ove metrijske karakteristike testa.

Koeficijenti korelacije među česticama su vrlo visoki i uglavnom nepromijenjeni izuzev prvog itema, koji ima relativno slabije korelacije s ostalim česticama, ali još uvijek dovoljno visoke da ne narušavaju kompleksitet ove korelacijske matrice.

Tabela 5

Var.	$\bar{X}$	s	MIN	MAX
1	170.88	11.25	143.00	195.00
2	169.65	13.08	125.00	197.00
3	170.88	12.95	130.00	196.00
4	172.38	11.19	138.00	196.00

	R				
	1	2	3	4	H
1.	(.79)	.79	.79	.89	— .91
2.	.79	(.93)	.96	.88	— .96
3.	.79	.96	(.93)	.90	— .96
4.	.89	.88	.90	(.89)	— .97

$$L_1 = 3.61$$

$$L_R = 3.49$$

$$PCT = .90$$

$$PCT_R = .87$$

$$r_{tt} = 0.987$$

Očito je da svi dijelovi ovog testa zajednički nose informaciju o samo jednom predmetu mjerenja, što je potvrđeno i ekstremno visokim koeficijentima determinacije izuzev onog koji pripada prvom itemu. Prema tome, može se zaključiti da je i donja granica pouzdanosti testa vrlo visoka.

Ekstrahiran je samo jedan značajan karakteristični korijen, koji iscrpljuje izrazito veliku količinu od ukupne varijance sistema (90%).

Sve projekcije itema na prvu glavnu komponentu su visoke, pa je i homogenost testa sasvim dobra.

Pouzdanost testa je vrlo dobra, gotovo se približava jedinici.

Test je vrlo jednostavan za primjenu, a preporučuju se samo tri ponavljanja. Ova redukcija najvjerojatnije ne bi narušila dobijenu strukturu testa ČŠ.

### 7.6. Metrijske karakteristike testa O — otklon

Izuzev za prvi item vrijednosti aritmetičkih sredina one su gotovo konstantne. Rarspršenje rezultata oko aritmetičke sredine na izgled nije za-

dovoljavajuće, obzirom na relativno niske vrijednosti standardnih devijacija. Međutim, teško je pretpostaviti koliki je stvarni varijabilitet ovog testa u populaciji, budući je stupanj slobode kretanja unutar kralježnice prilično mali, osobito kod netreniranih osoba.

Tabela 6

Var.	$\bar{X}$	s	MIN	MAX
1	24.77	4.86	10.00	37.00
2	26.48	3.58	19.00	39.00
3	27.07	4.26	19.00	42.00
4	27.10	3.65	19.00	37.00
5	27.57	3.90	18.00	38.00

	R					
	1	2	3	4	5	H
1.	(.59)	.76	.72	.70	.73	.83
2.	.76	(.90)	.93	.90	.89	.96
3.	.72	.93	(.88)	.90	.87	.95
4.	.70	.90	.90	(.90)	.93	.95
5.	.73	.89	.87	.93	(.89)	.95

$$L_1 = 4.34$$

$$PCT = .87$$

$$L_R = 4.19$$

$$PCT_R = .84$$

$$r_{tt} = 0.985$$

Koeficijenti korelacije među itemima dosta su visoki osim kod prve čestice, koja je niže povezana sa svim ostalim česticama. Izrazito visoki koeficijenti determinacije nesumnjivo ukazuju da itemi dva, tri, četiri i pet nose najveću količinu zajedničkih informacija. Međutim, zajednička varijanca prvog itema sa ostala četiri nije osobito visoka (premda iznosi .59), pa se može pretpostaviti da ovaj item znatnim dijelom svoje varijance pripada nekom drugom, nedefiniranom prostoru.

Na osnovu samo jednog značajnog karakterističnog korijena koji iscrpljuje 87% od ukupne varijance cjelokupnog sistema i visokih projekcija, osim prvog itema, na prvu glavnu komponentu može se govoriti o vrlo visokoj homogenosti ovog testa. Jedino bi određenu korekciju trebalo izvršiti kod prvog itema, ili bi ga trebalo eliminirati iz konačne obrade rezultata.

Pouzdanost testa je vrlo visoka.

Obzirom na pregnantnost i visoke veze u korelacijskoj matrici i projekcije itema na prvu glavnu komponentu ovog testa predlaže se četiri ponavljanja od kojih prvo kao probno, jer se i pouzdanost na osnovu tako reduciranih pokušaja pokazala vrlo visokom (0.984).

Test je jednostavan za primjenu, ali s napomenom da se ispitivač mora striktno držati uputa o provođenju testa, jer su moguće manifestacije vrlo sličnih pokerta, koji latentno ne bi pripadali ovako definiranom predmetu mjerenja testa.

### 7.7. Metrijske karakteristike testa PR — pretklon raskoračni

Aritmetičke sredine sistematski rastu od prvog do zadnjeg itema. Međutim, standardne devijaci-

je se gotovo uopće ne mijenjaju tokom ponavljanja zadatka.

Itemi pokazuju vrlo veliku međusobnu povezanost, kao i ujednačene i velike koeficijente determinacije. Izvjesno je da bez izuzetka svi dijelovi ovog testa zajednički nose informaciju samo o jednom predmetu mjerenja. I donja granica pouzdanosti aproksimativno procijenjena na temelju inspekcije koeficijenta determinacije je izrazito visoka.

Ekstrahiran je samo jedan značajan karakteristični korijen koji iscrpljuje izvanredno veliki dio (97%) ukupne varijance sistema itema.

Projekcije itema na prvu glavnu komponentu izrazito su velike. Prema tome može se pretpostaviti i odlična homogenost testa.

Teorijska pouzdanost ovoga testa je vrlo visoka i iznosi gotovo jedinicu.

Tabela 7

Var.	$\bar{X}$	s	MIN	MAX
1	50.38	10.16	29.00	76.00
2	52.60	10.43	29.00	79.00
3	53.62	10.28	30.00	82.00
4	53.62	10.66	31.00	80.00
5	54.17	10.65	30.00	84.00

R

	1	2	3	4	5	H
1	(.97)	.98	.96	.92	.94	— .98
2	.98	(.98)	.98	.93	.95	— .99
3	.96	.98	(.98)	.96	.97	— .99
4	.92	.93	.96	(.97)	.98	— .98
5	.94	.95	.97	.98	(.98)	— .99

$$L_1 = 4.84 \quad PCT = .97$$

$$L_R = 4.81 \quad PCT_R = .96$$

$$r_{tt} = 0.997$$

Test je vrlo jednostavan za primjenu bez obzira na kakvoj se populaciji primjenjuje. Obzirom na izvanredne metrijske karakteristike ovog testa može se očekivati da isključivanje dva itema ne bi bitno narušilo njegovu pouzdanost, homogenost i valjanost. Stoga se predlaže modifikacija u smislu primjene samo tri ponavljanja.

#### 7.8. Metrijske karakteristike testa Z — zaklon

Tabela 8

Var.	$\bar{X}$	s	MIN	MAX
1	110.28	18.37	26.00	140.00
2	108.12	17.71	28.00	134.00
3	108.85	18.67	24.00	135.00
4	108.75	19.08	19.00	135.00
5	108.73	18.67	19.00	140.00

R

	1	2	3	4	5	H
1	(.93)	.96	.95	.95	.93	.97
2	.96	(.96)	.96	.97	.96	.98

3	.95	.96	(.98)	.99	.97	.99
4	.95	.95	.99	(.98)	.97	.99
5	.93	.96	.97	.97	(.95)	.98

$$L_1 = 4.84$$

$$PCT = .97$$

$$L_R = 4.80$$

$$PCT_R = .97$$

$$r_{tt} = 0.996$$

Distribucija rezultata aproksimativno određena na temelju histograma pokazuje izrazitu zakrivljenost u zoni niskih, realno boljih rezultata.

Naizgled, test Z je pretežak za ovaj uzorak ispitanika. Međutim, inspekcijom originalnih rezultata ustanovljeno je da se svi minimumi u ovom testu odnose na samo jednog ispitanika, dok su svi ostali rezultati relativno ravnomjerno raspoređeni oko aritmetičke sredine. Male standardne devijacije mogu biti između ostalog i indikator slabe osjetljivosti ovog mjernog instrumenta.

Inspekcijom matrice interkorelacija vidi se da su koeficijenti korelacije između itema vrlo visoki, što se svakako odrazilo i na koeficijente determinacije, jer svaki item ima vrlo veliku zajedničku varijancu sa svima ostalima. Prema tome, može se tvrditi da je i donja granica pouzdanosti ovog testa vrlo velika.

Samo jedan značajni karakteristični korijen je bio dovoljan da iscrpi čak 97% od ukupne varijance sistema.

Projekcije itema na prvu glavnu komponentu su izrazito velike, pa je izvjesna i odlična homogenost ovog testa.

Pouzdanost je također vrlo velika, i to jedna od tri najveće u cijeloj bateriji testova. Test se pokazao i kao lako primjenjiv. Kao i ranije predlaže se, da se zadrže samo tri itema, obzirom na to da ovakva redukcija ne bi bitno promijenila metrijske karakteristike testa.

#### 7.9. Metrijske karakteristike testa U — upor

Tabela 9

Var.	$\bar{X}$	s	MIN	MAX
1	83.30	31.10	6.00	139.00
2	81.00	31.53	6.00	149.00
3	78.50	30.82	5.00	132.00
4	78.50	29.97	5.00	127.00
5	76.47	28.16	7.00	126.00

	1	2	3	4	5	H
1	(.94)	.97	.93	.94	.90	— .97
2	.97	(.96)	.96	.96	.92	— .98
3	.93	.96	(.97)	.98	.95	— .99
4	.94	.96	.98	(.97)	.95	— .99
5	.90	.92	.95	.95	(.90)	— .96

$$L_1 = 4.77$$

$$PCT = .93$$

$$L_R = 4.74$$

$$PCT_R = .95$$

$$r_{tt} = 0.996$$



Distribucija rezultata pokazuje tendenciju neznatnog gomilanja u zoni većih, tj. lošijih rezultata. Vrijednosti standardnih devijacija ukazuju na relativno dobro raspršenje rezultata oko aritmetičkih sredina itema, pa izgleda da je i osjetljivost ovog testa za razliku od svih prethodnih zadovoljavajuća.

Povezanost između čestica je vrlo dobra što daje prvu informaciju o zajedničkom predmetu mjerenja svih itema. Visoke vrijednosti koeficijenta determinacije svakog itema potvrđuju ovu činjenicu, pa se može reći da je donja granica pouzdanosti testa vrlo visoka. Obzirom da jedini značajni karakteristični korijen iscrpljuje veliki dio ukupne varijance sistema (96%), nesumnjivo je da svih pet itema pripada jednoj zajedničkoj manifestnoj dimenziji. Ovo osobito iz razloga što projekcije itema na prvu glavnu komponentu ni u jednom slučaju nisu manje od .96. Prema tome, homogenost ovog testa može se smatrati odličnom. Pouzdanost testa je izrazito dobra i skoro jednaka jedinici.

Test se pokazao kao vrlo dobar i primjenjiv mjerni instrument. Obzirom na visoku pouzdanost može se pretpostaviti da i u ovom slučaju smanjenje broja itema na tri neće bitno utjecati na metrijske karakteristike testa upor.

#### 7.10. Metrijske karakteristike testa M — most

Tabela 10

Var.	$\bar{X}$	s	MIN	MAX
1	113.06	23.15	43.00	167.00
2	111.77	23.47	52.00	158.00
3	109.78	26.33	46.00	154.50
4	108.64	27.06	30.00	166.00

  

	1	2	3	4	H
1	(.80)	.89	.86	.85	— .93
2	.89	(.90)	.93	.92	— .97
3	.86	.93	(.94)	.96	— .97
4	.85	.92	.96	(.93)	— .97

$$L_1 = 3.71$$

$$PCT = .96$$

$$L_R = 3.61$$

$$PCT_R = .90$$

$$r_{tt} = 0.990$$

Na osnovu inspekcije standardnih devijacija vidljivo je, da se raspršenje rezultata oko aritmetičke sredine sistematski povećava od prvog do četvrtog itema pri čemu izgleda i osjetljivost testa postaje optimalna tek u trećem, a osobito u četvrtom ponavljanju.

Koeficijenti korelacije među česticama, izuzev onih koji pripadaju prvoj čestici, vrlo su visokih vrijednosti.

Zajedničke varijance svakog itema sa svima ostalima pokazuju tendenciju povećanja od prvog prema zadnjem itemu (najmanja je .80). Prema tome, može se kazati da je donja granica pouzdanosti testa dobra.

Jedini značajni karakteristični korijen iscrpljuje veliki dio ukupne varijance (93%), a projekcije itema na prvu glavnu komponentu ukazuju i na vrlo visoku homogenost ovog testa. Nešto niža projekcija prve čestice mogla bi se objasniti specifičnom odgovornim za adaptiranje ispitanika na ovaj motorički zadatak, koji se kod ove populacije vrlo rijetko ili nikako primjenjuje.

Teoretska pouzdanost ovog testa je izrazito dobra.

Ovaj test, iako relativno jednostavan, pokazao se dosta problematičnim u preciznosti izvođenja motoričkog zadatka kod ovog uzorka. Na selekcioniranom uzorku ili uzorku iz ženske populacije vjerojatno se ne bi javljali ovi nedostaci. Ukoliko je pak nužno ovaj test primijeniti na neselekcioniranoj muškoj populaciji, prvi pokušaj bi se morao tretirati kao probni.

#### 7.11. Metrijske karakteristike testa PT — pretklon s trakom

Tabela 11

Var.	X	s	MIN	MAX
1	36.38	5.68	22.00	48.00
2	34.98	6.03	14.00	47.00
3	34.43	6.11	14.00	47.00
4	34.20	6.36	13.00	48.00
5	33.53	6.39	12.00	46.00

  

	1	2	3	4	5	H
1	(.88)	.94	.91	.87	.89	— .94
2	.94	(.97)	.98	.94	.95	— .99
3	.91	.98	(.98)	.98	.95	— .99
4	.87	.94	.98	(.96)	.94	— .97
5	.89	.95	.95	.94	(.92)	— .97

$$L_1 = 4.73$$

$$PCT = .95$$

$$L_R = 4.68$$

$$PCT_R = .94$$

$$r_{tt} = 0.994$$

Izuzev prvog, aritmetičke sredine i standardne devijacije itema su nepromijenjene, kao što i raspon rezultata ostaje prilično konstantan od drugog do petog itema.

Osnovni parametri prvog itema nešto se razlikuju od ostalih, u smjeru numerički većih vrijednosti, pa se može pretpostaviti da i ovaj motorički zadatak zahtijeva izvjesnu adaptaciju miškulature i zglobova, a vjerojatno i adaptaciju na sam pokret.

Isto se može vidjeti i iz matrice korelacija, gdje prvi item ima relativno niske korelacije sa svima ostalima.

Koeficijenti determinacije bez obzira na niže vrijednosti kod prvog itema (.88), nisu manji od

.92, pa je nesumnjivo i najmanja moguća pouzdanost testa PT procijenjena kao dobra.

Projekcije itema na prvu i jedinu značajnu glavnu komponentu, ukazuju na odličnu homogenost ovog testa, dok je teorijska pouzdanost po svojoj veličini četvrta po redu u cijeloj bateriji testova.

Test je vrlo jeftin i lako primjenjiv, a pretpostavlja se da smanjenje broja ponavljanja na svega tri neće bitno narušiti njegove ovako dobre metrijske karakteristike.

### 7.12. Metrijske karakteristike testa ZS — zaklon stojeći

Obzirom na izrazitu tendenciju povećanja rezultata od itema do itema, i na raspršenje rezultata oko aritmetičke sredine, može se pretpostaviti da je unatoč svojih izvanrednih metrijskih karakteristika ovaj test kontaminiran komponentom adaptacije ispitanika na ovu testovnu situaciju. Naime, tokom mjerenja uočeno je da ispitanici pokazuju izvjestan strah od gubitka ravnoteže vjerojatno stoga što nisu svjesni svojih maksimalnih mogućnosti u ovom zadatku. Stjecanje izvjesnog osjećaja sigurnosti tokom izvođenja svakog pojedinog zadatka utjecalo je izgleda i na povećanje testovnih rezultata. Ovo potvrđuju i najmanji koeficijenti korelacije prve čestice sa svakom česticom posebno, dok nadalje povezanost sistematski raste, pri čemu je najveći koeficijent korelacije između četvrte i pete čestice.

Tabela 12

Var.	X	s	MIN	MAX
1	150.75	49.24	50.00	290.00
2	163.00	50.93	65.00	310.00
3	169.88	53.76	55.00	380.00
4	177.08	56.17	70.00	440.00
5	183.75	55.44	75.00	450.00

### 7.13. Analiza latentnog prostora upotrijebljenih mjernih instrumenata

Tabela 13

#### REDUCIRANA MATRICA INTERKORELACIJA TESTOVA

	PK	PD	I	BŠ	ČS	O	PR	Z	U	M	PT	ZS
PK	(.72)	.65	-.45	.31	.34	.19	.72	-.14	-.71	-.18	-.72	.18
PD	.65	(.56)	-.39	.26	.31	.18	.70	-.80	-.57	-.18	-.52	.11
I	-.45	-.39	(.45)	-.30	-.28	-.23	-.50	.28	.52	.35	.51	-.26
BŠ	.31	.26	-.30	(.66)	.80	.05	.31	-.01	-.22	-.04	-.38	.14
ČS	.34	.31	-.28	.80	(.66)	.12	.33	-.02	-.19	-.01	-.37	.17
O	.19	.18	-.23	.05	.12	(.26)	.25	-.35	-.26	-.24	-.22	.28
PR	.72	.70	-.50	.31	.33	.25	(.71)	-.28	-.66	-.12	-.67	.21
Z	-.14	-.08	.28	-.01	-.02	-.35	-.28	(.31)	.19	.33	.26	-.06
U	-.71	-.57	.52	-.22	-.19	-.26	-.66	.19	(.67)	.36	.58	.01
M	-.18	-.18	.35	-.04	-.01	-.24	-.12	.33	.36	(.31)	.16	.00
PT	-.72	-.52	.51	-.38	-.37	-.22	-.67	.26	.58	.16	(.61)	-.15
						.29	.21	-.06	.01	.00	-.15	(.24)

Matrica interkorelacija sadrži veliki broj srednjih i visokih koeficijenata, koji formiraju tri, međusobno slabo korelirane grupe.

	R					H
	1	2	3	4	5	H
1	(.75)	.85	.76	.63	.57	-.82
2	.85	(.88)	.90	.83	.77	-.94
3	.76	.90	(.91)	.92	.87	-.97
4	.63	.83	.92	(.93)	.94	-.95
5	.57	.77	.87	.94	(.89)	-.91

$$L_1 = 4.23 \quad PCT_R = 4.11$$

$$L_R = .82 \quad PCT = .85$$

$$r_{tt} = 0.982$$

Koeficijenti determinacije rastu do četvrte čestice, dok je najmanja vrijednost ovog koeficijenta kod prvog itema. Ovo, međutim, ne može bitno utjecati na zaključak da je donja granica pouzdanosti čestica i ovog testa potpuno zadovoljavajuća. Ovaj zaključak potkrepljuje i pouzdanost cijelog testa koja iznosi čak .98.

Jedini značajni karakteristični korijen iscrpljuje dobar dio ukupne varijance (85%), ali je to u ovoj bateriji testova, uz testove I i O, jedna od najmanjih veličina iscrpljene ukupne varijance.

Iako prvi item ima nešto nižu korelaciju sa prvom glavnom komponentom, homogenost procijenjena na osnovu ovih koeficijenata je nesumnjiva. Prema tome, prvi se item, premda ne narušava bitno strukturu cijelog testa, može isključiti iz ovog sistema bez velike štete po njegove metrijske karakteristike.

Osim toga, da bi se izbjegla komponenta straha, a pretpostavka je da ona u ovom testu postoji, preporuča se da ispitanici ne izvode ovaj test oslonjeni prednjom stranom natkoljenice o zid.

Može se odmah uočiti da svi mjerni instrumenti koji sadrže pregibanje (antefleksio) kralježnice i zgloba kuka i zahtijevaju elastičnost mišića zadnje

lože buta (PK, PD, PR, U, PT) imaju izvanredno visoke međusobne koeficijente povezanosti, dok sa svim ostalim varijablama imaju nešto niže, eventualno niske ili beznačajne korelacijske veze.

Testovi koji se manifestiraju opružanjem (retrofleksio) kralježnice, te kontrakcijom leđne i glutealne muskulature i rastezljivošću prednje strane buta i trupa (Z, M i ZS) imaju osim testa ZS međusobno niže korelacije. Vjerojatno se gotovo nikakva povezanost testa »zaklon stojeći«, sa navedena dva može protumačiti lošom konstrukcijom, koja se očitovala u znatnom utjecaju sposobnosti za održavanje ravnotežnog položaja na rezultate u ovom testu, jer je, zbog blizine zida, kompenzatorno kretanje kukova prema naprijed bilo onemogućeno.

Varijable, koje se manifestiraju pokretljivošću zgloba kuka gdje dolazi do izvanrednog opterećenja Bertinijevih veza i adduktora (ČŠ), te rastezljivosti mišića prednje i zadnje strane buta (BŠ), imaju vrlo visoke međusobne korelacije dok su oba testa sa svakim drugim u niskim ili beznačajnim odnosima.

Iskret (I) ne pripada striktno ni jednoj od navedenih grupa testova, obzirom da gotovo sa svima (izuzev sa O) ima značajne ili čak nešto povišene korelativne veze. U ovom testu je za pokretljivost izričito odgovoran zglob ramena. Za razliku od njega otklon (O) ima gotovo sve beznačajne korelacije izuzev nešto veće povezanosti sa zaklonom i zaklonom stojećim. Ovaj test je uglavnom odgovoran za kontrakciju mišića trupa koji omogućuju laterofleksiju i rastezljivost njihovih antagonista.

Koeficijenti determinacije testova (u dijagonali) izrazito su visoki izuzev za testove O, Z, M, ZS, čiji je zajednički varijabilitet sa kompletnom baterijom primijenjenih testova relativno nizak. Razlog tome može biti što se najveći dio baterije sastoji od testova čija je zajednička karakteristika isključivo antefleksija trupa, pa je stoga nešto manja njihova zajednička varijanca sa testovima retro ili laterofleksije trupa.

Tabela 14

**Karakteristični korijenovi (L), postotak iscrpljene varijance (PCT) značajne komponente (H) kompletne matrice korelacija, varimax faktori (V) i komunaliteti (h<sup>2</sup>) testova**

	H <sub>1</sub>	H <sub>2</sub>	H <sub>3</sub>	H <sub>4</sub>	V <sub>1</sub>	V <sub>2</sub>	V <sub>3</sub>	V <sub>4</sub>	h <sup>2</sup>
PK	-.84	.03	-.28	.14	-.88	.15	.05	0.8	.81
PD	-.74	.03	-.32	.13	-.81	.11	.01	.03	.67
I	.69	.14	-.15	.08	.51	-.24	-.42	-.18	.53
BŠ	-.51	.65	.32	-.33	-.20	.93	.02	.02	.90
O	-.38	-.39	.50	.21	-.14	-.02	.50	.57	.60
PR	-.85	-.01	-.19	.20	-.85	.14	.09	.19	.79
Z	.34	.54	-.38	.21	.09	.02	-.74	-.19	.59
U	.78	.21	.32	.09	.82	-.03	-.30	.11	.77
M	.34	.53	-.17	.51	.14	-.02	-.80	.18	.69
PT	.81	-.04	.11	-.04	.76	-.26	-.15	-.11	.68
ZS	-.27	.07	.55	.65	-.09	.12	-.05	.88	.80

L <sub>1</sub> = 4.71	PCT <sub>1</sub> = .39%
L <sub>2</sub> = 1.65	PCT <sub>2</sub> = .53%
L <sub>3</sub> = 1.30	PCT <sub>3</sub> = .64%
L <sub>4</sub> = 1.04	PCT <sub>4</sub> = .73%

Iz kompletne matrice interkorelacija ekstrahirana su četiri značajna karakteristična korijena po Guttman-Kaiserovom kriteriju.

Inspekcijom tabele 14 vidljivo je da je moguća interpretacija sva četiri varimax faktora pri čemu treći i četvrti samo djelomično pripadaju latentnom psihomotornom prostoru gibljivosti.

Prvi varimax faktor koga definiraju varijable PK, PD, I, PR, U, PT može se interpretirati kao sposobnost izvođenja pokreta maksimalnom amplitudom pri čemu je bitna gibljivost zgloba kuka, kralježnice, ramenih zglobova i rastezljivost mišića zadnje lože buta. Uz izvjesna ograničenja ovaj je faktor može shvatiti kao zajednička mjera gibljivosti uopće.

Drugi varimax faktor je međutim odgovoran isključivo za fleksiju zglobova kuka i okolnih mišića obzirom da ga definiraju jedino testovi bočna špaga i čeonu špaga.

Kod trećeg varimax faktora, koga definiraju testovi Z i M, vjerojatno se radi o testovima znatno kontaminiranim snagom leđne muskulature, dok je elastičnost muskulature prednje strane trupa i nogu, te gibljivost kralježnice od sekundarnog značaja.

Četvrti varimax faktor, koga definiraju testovi ZS i O najvjerojatnije bi se mogao interpretirati, obzirom na konstrukciju oba testa, primarno kao faktor održavanja ravnoteže i stava tijela, a tek sekundarno kao faktor gibljivosti.

Komunaliteti varijabli dobiveni nakon varimax transformacije značajnih glavnih komponenata relativno su visoki, izuzev nešto nižih kod testova koji su definirali treći varimax faktor. Ipak, ovi su komunaliteti još uvijek toliki da se error komponenta kompletne baterije može smatrati gotovo zanemarljivom.

Tabela 15

**Karakteristični korijenovi (L), postotak iscrpljene varijance (PCT), značajne glavne komponente reducirane matrice korelacija (H) i varimax faktori (V)**

	H <sub>1</sub>	H <sub>2</sub>	V <sub>1</sub>	V <sub>2</sub>
PK	-.83	-.07	-.71	.44
PD	-.71	-.06	-.60	.37
I	.64	.09	.57	-.30
BŠ	-.50	.66	-.01	.83
ČŠ	-.51	.66	-.01	.84
O	-.33	-.19	-.38	.04
PR	-.83	-.09	-.72	.42
Z	.29	.29	.41	.06
U	.76	.27	.77	-.24
M	.30	.31	.42	.07
PT	.78	.01	.63	-.46
ZS	-.23	.08	-.14	.20
L <sub>1</sub> = 4.32			PCT <sub>1</sub> = .36%	
L <sub>2</sub> = 1.20			PCT <sub>2</sub> = .46%	

Iz reducirane matrice interkorelacija (tabela 15) ekstrahirane su dvije značajne glavne komponente pri čemu se prva ponaša kao generalni faktor gibljivosti, obzirom da gotovo sve varijable imaju na nju visoke projekcije (izuzev O, Z, M i ZS). Kao što se moglo i očekivati, svi testovi tipa zaklona imaju znatno niže projekcije od ostalih što potvrđuje hipotezu da ove varijable slabo definiraju prostor gibljivosti. Na ovo ukazuju i vrlo niske projekcije ovih testova na prvi varimax faktor, koji je definiran u najvećoj mjeri testovima PK, PD, I, PR, U i PT, pri čemu se ovaj faktor može definirati kao sposobnost izvođenja pokreta maksimalnom amplitudom u zglobovima kuka, kralježnice, ramena i rastezljivošću mišića zadnje strane tijela.

Drugi varimax faktor je i u ovom slučaju definiran testovima bočna špaga i čeonu špaga, pa se može interpretirati kao topološki faktor gibljivosti kukova.

Obzirom da je pri ekstrakciji značajnih karakterističnih korijenova reducirane matrice interkorelacija upotrijebljen kriterij po kojem se kao posljednji značajni smatra karakteristični korijen veći ili jednak 1.00, može se pretpostaviti da je u ovom slučaju (obzirom da se radi o reduciranoj matrici interkorelacija) došlo do hipofaktorizacije. Možda bi neki drugi nekonvencionalni kriterij proizveo tri značajne komponente pri čemu bi izolirani varimax faktori vjerojatno bili kongruentni sa faktorima kompletne matrice interkorelacija.

## 8. ZAKLJUČAK

Nakon što su izračunate metrijske karakteristike 12 mjernih instrumenata za procjenu hipotetskog faktora gibljivosti i nakon što je izračunata faktorska struktura tih instrumenata, može se za-

ključiti da svi primijenjeni testovi imaju izvanredne metrijske karakteristike (pouzdanost im se u prosjeku kreće od .98 — .99).

Nesumnjivo je da svi itemi svakog pojedinog mjernog instrumenta pripadaju jednom zajedničkom manifestnom prostoru, obzirom na vrlo pregnantne strukture korelacijskih matrica itema i njihove izrazite projekcije na prve glavne komponente.

Utvrđena je također faktorska struktura primijenjenih testova pri čemu su realno izolirane dvije dimenzije odgovorne za gibljivost više zglobova, odnosno za gibljivost samo zgloba kuka.

Na osnovu tako utvrđenih metrijskih karakteristika primijenjenih testova i faktorske strukture, predlaže se da se uz izvjesnu modifikaciju (koja je navedena u interpretaciji testova) zadrže testovi PK, PD, I, PR, U i PT kao mjerni instrumenti za procjenu generalnog faktora gibljivosti i testovi BŠ i ČŠ kao mjerni instrumenti za procjenu hipotetskog faktora gibljivosti kukova.

## 9. LITERATURA

1. Agrež, F. Pragmatična validacija nekaterih testov gibljivosti. Ljubljana, 1972.
2. Harman, H. H. Modern factor analysis. Chicago, 1970.
3. Harnis, M. L. A factor analytic study of flexibility. The research quarterly, 1969, Vol. 40, No. 1, pp 62—70.
4. Nemessúri, M. Funktionale Sportanatomie. Berlin, 1963.
5. Sermeev, B. V. Sportsmenam o vospitanii gibkosti. Moskva, 1970.