

185

Smiljka Horga, Dušan Metikoš, Nataša Viskić-Štalc, Ankica Hošek, Marijan Gredelj i Davorin Marčelja

Katedra za kineziološku psihologiju i sociologiju

**METRIJSKE KARAKTERISTIKE MJERNIH INSTRUMENATA ZA PROCJENU FAKTORA KOORDINACIJE RUKU**

## **METRICAL CHARACTERISTICS OF TESTS ESTIMATING ARM COORDINATION FACTOR**

Six tests for estimating arm coordination factor were analysed on the sample of 46 first year male students. Tests were of composite type, where items were defined as the repetitions of tasks.

Analysing every test independently discrimination, internal consistency and lower bound of reliability of tests as well as the validity of items for estimating the first principal components of item intercorrelation matrixes were determined.

Analysing the whole battery together it was determined that tests had one unique subject of measurement, which could, only hypothetically, be named as arm coordination factor. It was suggested that tests MVLР, MAML and MZON and MORE in modified pattern could be used for measurement of this factor.

## **ИЗМЕРИТЕЛЬНЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ ТЕСТОВ ОЦЕНКИ ФАКТОРА КООРДИНАЦИИ РУК**

В выборке, состоящей из 46-и студентов первого курса, мужского пола, проведен анализ 6-и тестов, предназначенных для оценки фактора координации рук.

Использованы тесты комплексного типа, т.е. от испытуемых требовалось повторение моторных заданий теста.

При помощи анализа пространства тестов определены чувствительность и надежность тестов, а также валидность заданий для оценки первого главного объекта измерения каждого из тестов.

На основании анализе целой батареи тестов обнаружено, что имеется один единственный общий объект измерения, которого гипотетически можно назвать фактором координации рук. Для измерения этого фактора предлагается использование тестов МВАР, МАМА и МЗОН и теста МОРЕ в измененной форме.

## 1. UVOD

O faktoru koordinacije ruku prvi puta se pod tim imenom govori u radu A. Hošek i D. Metikoša »Faktorska struktura nekih testova koordinacije«. Međutim, kako taj faktor nije bio predviđen hipotezom autora, to se tim istraživanjem ne može smatrati i dokazanim.

Ipak se i u ranijoj literaturi može naići na grupiranje testova kojih predmet mjerenja, bar po opisu izvođenja zadatka, slični na predmet mjerenja testova upotrebljenih u ovom istraživanju. Tako je Cumbee 1954. analizom testova motorne koordinacije dobila faktor agilnosti obje ruke i faktor brzine mijenjanja pravca ruku i nogu. Nažalost, mjerni instrumenti nisu detaljno opisani, ali se može ipak zaključiti da se radilo o motoričkim zadacima koji su slični zadacima upotrebljenim u ovom istraživanju. Interesantno je da su oba faktora međusobno bili više povezani nego što su bili povezani s bilo kojim drugim izoliranim faktorom (.383).

Vjerojatno bi se detaljnim pregledom literature moglo naći još indikatora postojanja ovog faktora, ali se i bez toga predmet mjerenja predložene baterije može preliminarno definirati kao sposobnost koordiniranog izvođenja kompleksnih motoričkih zadataka pretežnom upotrebom gornjih ekstremiteta.

Kako je općenito dimenzije motoričkog prostora teško dokazati ne samo zbog kompleksnosti tog prostora nego i zbog male pouzdanosti, zapravo jednoitemskih, motoričkih mjernih instrumenata, učinjen je pokušaj da se pouzdanost procjene pretpostavljenog faktora koordinacije ruku poboljša konstrukcijom višeitemskih testova, gdje bi se česticom testa smatralo ponavljanje motoričkog zadatka. I neki drugi autori su predlagali ponavljanje motoričkih zadataka više puta, doduše u druge svrhe (postizanje stabilnosti testovnih rezultata), ali je i pouzdanost tako konstruiranih testova bila znatno poboljšana.

## 2. CILJ ISTRAŽIVANJA

Da bi se o prirodi pretpostavljenog faktora koordinacije moglo nešto saznati, potrebno je u prvom redu imati instrumente za mjerenje tog faktora, koji posjeduju zadovoljavajuće mjerne karakteristike. Kako mjerni instrumenti za ovaj faktor do sada uglavnom nisu postojali, cilj ovog istraživanja bio je konstrukcija instrumenata za mjerenje faktora koordinacije ruku i utvrđivanje njihovih mjernih karakteristika, kao i provjera primjene i ponašanja višeitemskih motoričkih mjernih instrumenata.

Ovo istraživanje provedeno je u okviru teme »Utvrđivanje manifestnih i latentnih motoričkih dimenzija« programa istraživačkog rada »Utjecaj tjelesne aktivnosti na psihosomatski status« koji su financirali Savjet za naučni rad SRH i Sveučilište u Zagrebu.

## 3. METODE ISTRAŽIVANJA

### 3. 1 Uzorak ispitanika

Uzorak ispitanika sastojao se od 46 studenata I godine Sveučilišta u Zagrebu, muškog spola, koji pohađaju obaveznu nastavu tjelesnog odgoja na Odjelu za fizički odgoj studenata VŠFK.

Obzirom na preliminarni karakter ovog istraživanja može se smatrati da je uzorak dovoljno velik i da njegova relativna pristranost neće bitno utjecati na dobijene rezultate.

### 3. 2. Uzorak mjernih instrumenata

Sve mjerne instrumente za ovo istraživanje konstruirali su A. Hošek, D. Metikoš, K. Momirović i B. Kuleš. Test MVLR preuzet je iz jednog ranijeg istraživanja A. Hošek i D. Metikoš.

Broj potrebnih ponavljanja u testu da bi se stigla pouzdanost od .90 procijenjen je na temelju formule

$$n = \frac{.90 (r - 1)}{r_{tt} (.90 - 1)}$$

Za MVLR postojao je podatak o pouzdanosti iz ranijeg istraživanja, a za ostale testove je jednoitemska pouzdanost određena prema pouzdanosti starih testova koordinacije.

MVLR — vođenje lopte rukom

Ispitanikov zadatak je da vodi loptu rukom u slalomu oko pet stalaka raspoređenih u dužini od 10 m i to od startne linije do zadnjeg stalaka i natrag. Mjeri se vrijeme potrebno za izvođenje zadatka u desetinkama sekundi, a zadatak se izvodi tri puta.

MORE — odbijanje loptice reketom

Ispitanikov zadatak je da 10 puta zaredom naizmjenice jednom pa drugom stranom stolnoteniskog reketa odbije lopticu, pri čemu se svako dvostruko odbijanje (forehand-backhand) računa kao jedan bod. Bilježi se broj ispravnih dvostrukih odbijanja, pa je prema tome minimalni broj bodova 0, a maksimalni broj bodova 10. Test se izvodi tri puta.

MAML — amortizacija lopte

Ispitanik je udaljen od zida 2 m, sa obje ruke baca košarkašku loptu o zid i amortizira je boljom rukom. Računa se broj ispravno izvedenih amortizacija u deset pokušaja, pa je minimalni rezultat 0, a maksimalni 10. Test se izvodi tri puta, tj. tri puta po deset pokušaja.

MNAL — namještanje loptica

Ispitanik je dužan da iz drvenog okvira postavljenog lijevo premjesti 20 ping-pong loptica na 4 ploče postavljene desno od ispitanika i to tako da

na svakoj ploči bude po 5 loptica. Ispitanik može premještati samo jednu po jednu lopticu, ali se može služiti s obje ruke. Redoslijed premještanja nije važan. Mjeri se vrijeme u desetinkama sekundi od početka izvođenja zadatka pa dok i posljednja loptica nije na svom mjestu. Zadatak se izvodi tri puta.

MLES — provlačenje loptica kroz švedske ljestve

Ispitanikov zadatak je da što brže provlači lijevom i desnom rukom loptice kroz švedske ljestve u dužini od 1,5 m prema gore i prema dolje. Mjeri se vrijeme od početka izvođenja zadatka pa dok ispitanik s obje ruke ne stigne na početnu prečku. Zadatak se izvodi tri puta.

MZON — žongliranje šibicama

Za izvođenje zadatka potrebne su dvije kutije šibica različite težine. Ispitanik mora što više puta baciti kutije unakrst iz ruke u ruku u toku 30 sekundi. Rezultat je broj ispravnih bacanja u toku 30 sekundi. Zadatak se ponavlja tri puta.

### 3. 3 Način provođenja eksperimenta

Za mjerenje faktora koordinacije ruku uvježbano je šest eksperimentatora, od kojih je svaki mjerio samo po jedan test. Ispitanici su bili slučajno raspoređeni po redoslijedu izvođenja testova.

Ponavljanja jednog testa nisu bila slučajno raspoređena, tj. ispitanik bi, kad je počeo neki test, završio sva predviđena ponavljanja.

### 3. 4 Metode obrade rezultata

Svaki od opisanih testova primijenjen je tri puta i rezultati jednog ponavljanja smatrani su česticom testa.

Za svaki test, za svaku česticu posebno, izračunata je aritmetička sredina ( $\bar{x}$ ), standardna devijacija ( $s$ ) i određeni minimalni i maksimalni rezultat (MIN, MAX).

Također je, za svaki test posebno, izračunata matrica interkorelacija čestica (R) i određen prvi karakteristični korjen ( $\lambda_1$ ) i % traga matrice što ga objašnjava prvi karakteristični korjen (PCT), a čestice projicirane na prvu glavnu komponentu matrice njihovih interkorelacija (H).

Određen je i prvi karakteristični korjen ( $\lambda_{1R}$ ) reducirane matrice interkorelacija (s koeficijentima determinacije svake čestice na osnovu preostalih čestica testa u velikoj dijagonali) i % traga (PCT<sub>R</sub>) te matrice što ga objašnjava prvi karakteristični korjen.

Određena je pouzdanost svakog testa na dva načina:

— Spearman-Browneova pouzdanost na osnovu prosječne korelacije čestica — test ( $r_{tt\ SB}$ )

$$r_{tt\ SB} = \frac{n * \bar{h}}{1 + (n - 1) \bar{h}}$$

— donja granica pouzdanosti testa određena Spearman-Browneovim postupkom na osnovu prosječnog koeficijenta determinacije čestica ( $r_{tt\ D}$ )

$$r_{tt\ D} = \frac{n * \bar{\rho}^2}{1 + (n - 1) \bar{\rho}^2}$$

Svi rezultati koji su navedeni sa simbolima u zagradi štampani su za svaki test posebno u tabelama 1—6. Matrica interkorelacija čestica (R) štampana je s koeficijentima determinacije čestica u velikoj dijagonali.

Konačno, rezultat za svakog ispitanika u svakom testu određen je kao suma standardnih vrijednosti ispitanika u česticama ponderanih projekcijama čestica na prvu glavnu komponentu matrice njihovih interkorelacija, pa su određeni: matrica interkorelacija testova (R), karakteristični korjenovi te matrice ( $\lambda$ ), kumulativni doprinos karakterističnih korjenova tragu te matrice (PCT) i glavne komponente matrice interkorelacija (H) na temelju značajnih karakterističnih korjenova i vektora.

Također je metoda glavnih komponenta primijenjena i na reduciranu matricu interkorelacija testova s koeficijentima determinacije svakog testa na temelju svih preostalih u velikoj dijagonali, pa su određeni karakteristični korjenovi te matrice ( $\lambda$ ), njihov kumulativni doprinos tragu matrice (PCT<sub>R</sub>) i glavne osovine (H<sub>R</sub>) na temelju značajnih karakterističnih korjenova i vektora.

Ukoliko je statistički rang obje matrice bio 1, štampani su u tabeli 7 slijedeći rezultati: R (s koeficijentima determinacije u velikoj dijagonali),  $\lambda$ , PCT, H,  $\lambda_R$  i PCT<sub>R</sub>.

Ukoliko je statistički rang bilo jedne, bilo druge matrice, bilo obje matrice bio veći od 1, štampani su svi ranije navedeni rezultati i glavne komponente rotirane u varimax poziciju (V, odnosno V<sub>R</sub>).

## 4. REZULTATI I DISKUSIJA

### 4. 1 Metrijske karakteristike testa MVLR — vođenje lopte rukom

Tabela 1

MVLR — vođenje lopte rukom

	$\bar{x}$	s	MIN	MAX	R				$r_{tt\ SB} = .960$
					1	2	3	H	
1	121.78	28.20	80.00	242.00	(.50)	.74	.60	.86	$r_{tt\ D} = .838$
2	112.09	17.92	81.00	168.00	.74	(.73)	.78	.94	
3	114.72	24.34	80.00	185.00	.60	.78	(.62)	.88	
					$\lambda_1 = 2.42$	PCT = 80.53			
					$\lambda_{1R} = 2.06$	PCT <sub>R</sub> = 68.52			

Relativno slabiji prosječni rezultati u prvoj čestici testa MVLR (mjeri se vrijeme potrebno za izvođenje zadatka) i relativno veće raspšenje u odnosu na ostale čestice ukazuju na to da je na rezultate u tom testu djelovalo uvježbavanje. Kako je minimalni, zapravo najbolji, rezultat konstantan od čestica do čestica, a maksimalno vrijeme potrebno za izvođenje zadatka se smanjuje u drugoj čestici, može se zaključiti da vjerojatno najkoordiniraniji ispitanici postignu svoj najbolji rezultat već u prvom pokušaju, dok na rezultate slabijih djeluje fenomen uvježbavanja. Neznatno povećanje maksimalnog rezultata u trećoj čestici ukazuje na pojavu umora ili na smanjenje motivacije kod ispitanika.

Standardne devijacije i rasponi rezultata u česticama pokazuju da test u dovoljnoj mjeri diskriminira ispitanike.

Iako bi, na prvi pogled, sistem čestica istog testa (ukoliko čestice predstavljaju ponavljanje zadatka) trebao imati jedan jedini predmet mjerenja, postoji mogućnost da taj sistem za svoje objašnjenje zahtijeva više od jedne dimenzije, pa je nužno provjeriti dimenzionalnost tog sistema. Međutim, u ovom slučaju (samo tri čestice) po Guttmanovom kriteriju nije ni moguće dobiti više od jedne značajne glavne komponente, pa je potrebno ustanoviti kolika je proporcija varijance sistema objašnjena zajedničkim predmetom mjerenja testa MVLR. I prva glavna komponenta matrice interkorelacija i prva glavna osovina reducirane matrice interkorelacija objašnjavaju dovoljno varijance svog sistema, pa bi se test MVLR mogao smatrati homogenim testom. Valjana varijanca sistema čestica MVLR iznosi 63% (po PBC — 7).

Sve tri čestice u dovoljnoj su mjeri saturirane prvim glavnim predmetom mjerenja. Interesantno je da najveću projekciju na prvi glavni predmet mjerenja ima druga čestica čiji su rezultati, sudeći po raspršenju, najstabilniji.

Rezultati u testu MVLR su visoko pouzdani. Već donja granica pouzdanosti iznosi .838, dok je unutarnja konzistencija testa (procijenjena na osnovu projekcije čestica na prvu glavnu komponentu interkorelacija čestica, koje se mogu smatrati i item — test korelacijama) neobično visoka (.960).

Iskustva eksperimentatora ukazuju na laku primjenu tog testa.

#### 4. 2 Metrijske karakteristike testa MORE — odbijanje loptice reketom

Niti aritmetičke sredine, niti standardne devijacije, niti minimalni i maksimalni rezultati u ovom testu ne variraju od čestice do čestice, pa bi se moglo smatrati da su rezultati postignuti u tom testu stabilni od pokušaja do pokušaja. Ali, kada se pogledaju distribucije rezultata u svakoj od čestica, vidi se da je stabilnost rezultata zapravo artefakt neprimjerenosti testa i malog teoretskog raspona rezultata. Više od polovine ispitanika postiže maksimalni rezultat, pa je test u ovom obliku prelagan i nedovoljno diskriminira ispitanike.

Tabela 2

MORE — odbijanje loptice reketom

	$\bar{x}$	s	NIM	MAX	R				$r_{tt\ SB} = .986$
					1	2	3	H	
1	7.57	3.54	0.00	10.00	(.75)	.75	.86	.93	
2	7.74	3.50	0.00	10.00	.75	(.64)	.79	.91	
3	7.52	3.39	0.00	10.00	.86	.79	(.79)	.95	$r_{tt\ D} = .889$
					$\lambda_1 = 2.60$	PCT = 86.52			
					$\lambda_{1R} = 2.32$	PCT <sub>R</sub> = 77.48			

Usprkos nedovoljnoj osjetljivosti test MORE je visoko pouzdan test (koeficijent unutarnje konzistencije .986, donja granica pouzdanosti .889). Kako je jedna jedina dimenzija dovoljna za objašnjenje kovarijabiliteta čestica testa, potrebno je utvrditi kakav je odnos čestica i te dimenzije kao i za koliku je količinu varijance sistema čestica ta dimenzija odgovorna.

Prva glavna komponenta kompletne matrice interkorelacija iscrpljuje 86% ukupne varijance sistema čestica, a prva glavna osovina reducirane matrice interkorelacija 77% varijance. Valjana varijanca testa iznosi 73% od ukupne varijance testa.

Sve tri čestice imaju izvanredno visoke projekcije na zajednički predmet mjerenja testa, pa se mogu smatrati valjanim indikatorima tog predmeta mjerenja testa MORE.

Može se očekivati da bi promjena načina ocjenjivanja testa (tj. da se zadatak prekida ukoliko loptica padne na tlo) poboljšala osjetljivost testa.

#### 4. 3 Metrijske karakteristike testa MAML — amortizacija lopte

Tabela 3

MAML — amortizacija lopte

	$\bar{x}$	s	MIN	MAX	R				$r_{tt\ SB} = .980$
					1	2	3	H	
1	7.57	3.54	1.00	10.00	(.74)	.81	.83	.94	
2	7.52	3.39	2.00	10.00	.81	(.75)	.84	.94	
3	7.52	3.39	2.00	10.00	.83	.84	(.78)	.95	$r_{tt\ D} = .903$
					$\lambda_1 = 2.66$	PCT = 88.57			
					$\lambda_{1R} = 2.41$	PCT <sub>R</sub> = 80.35			

Ponašanje centralnih i disperzivnih parametara čestica ovog testa slično je ponašanju centralnih i disperzivnih parametara čestica testa MORE. Zbog malog teoretskog raspona testa i njegove neprimjerenosti uzorku ispitanika (rezultati se gomilaju na desnoj strani distribucije) aritmetičke sredine i standardne devijacije se ne mijenjaju od čestica do čestica.

U ovom obliku test nije dovoljno osjetljiv ne samo zbog toga što je prelagan nego i zbog umjetnog skraćivanja desnog kraja distribucije.

I količina varijance kompletne i količina varijance reducirane matrice interkorelacija, koju

objašnjava zajednički predmet mjerenja (kompleksitet testa je 1.0) je velika. Valjana varijanca sistema čestica iznosi 78% od ukupne varijance sistema čestica.

Projekcije čestica na prvu glavnu komponentu mogu se smatrati svojevrsnim indikatorom valjanosti čestica, odnosno saturiranosti s prvim glavnim predmetom mjerenja. Sve tri čestice su visoko i podjednako valjane za test MAML, iz čega rezultira i neobično visok koeficijent unutarnje konzistencije testa (.980). Kako je i valjana varijanca svih čestica prilično velika, donja granica pouzdanosti procijenjena na temelju prosječnog koeficijenta determinacije čestica iznosi čak .903.

Test je jeftin i vrlo jednostavan za primjenu.

#### 4. 4 Metrijske karakteristike testa MNAL — namještanje loptica

Na rezultate u testu namještanje loptica očito djeluje učenje, jer se rezultati poboljšavaju od čestice do čestice. S uvježbavanjem dolazi i do kontrakcije varijance, nešto više kod druge, a manje kod treće čestice; najvjerojatnije zbog toga što se relativno više mijenjaju rezultati slabijih od rezultata boljih ispitivanja u tom testu.

Koeficijenti determinacije čestica pokazuju da u rezultatima testa MNAL učestvuje vrlo velika greška, pa iz toga rezultira vrlo malena valjana varijanca sistema čestica (32%) i niska donja granica pouzdanosti testa (.571). Da bi test postigao donju granicu pouzdanosti od .90, trebalo bi ga produžiti za 7 puta. Pitanje je da li se to isplati.

Kako su rezultati u ovom testu u znatnoj mjeri kontaminirani greškom mjerenja, o osjetljivosti ovakvog mjernog instrumenta nema smisla ni govoriti.

Tabela 4  
MNAL — namještanje loptica

	$\bar{x}$	s	MIN	MAX	R			
					1	2	3	H
1	228.43	71.49	138.00	460.00	(.37)	.46	.55	.85 $r_{tt\ SB} = .924$
2	201.26	48.57	119.00	341.00	.46	(.23)	.38	.75
3	197.61	60.06	121.00	395.00	.55	.38	(.32)	.81 $r_{tt\ D} = .571$

$\lambda_1 = 1.93$       PCT = 64.34  
 $\lambda_{1R} = 1.25$       PCT<sub>R</sub> = 41.64

Niti postotak ukupne varijance što ga objašnjava prva glavna komponenta nije dovoljno velik, a da bi se moglo smatrati da čestice čine jedinstveni test.

Od svih čestica relativno najviše je saturirana zajedničkim predmetom mjerenja prva čestica. Kako se tokom ponavljanja testa poboljšavaju rezultati, može se smatrati da na prvu česticu relativno najviše djeluje shvaćanje zadataka. Prema tome zajednički predmet mjerenja testa MNAL bio bi prije rješavanje zadatka namještanja loptica na problemnom nivou nego sposobnost izvođenja

zadatka, jer u zajedničkom premetu mjerenja najviše učestvuje prva čestica.

Pouzdanost procijenjena na osnovu projekcije čestica na prvu glavnu komponentu je dovoljno velika, ali i precijenjena upotrebjenom metodom za procjenu pouzdanosti.

Iskustva eksperimentatora pokazuju da se uz rezultate u testu MNAL veže dosta velika greška vjerojatno zbog tehnike mjerenja. Možda bi se test mogao poboljšati u smislu smanjenja greške i povećanja pouzdanosti promjenom ploča na koje se namještaju loptice (stavljanje okvira), ali bi metrijske karakteristike tog novog testa trebalo tek ispitati.

Inače je test vrlo jednostavan za primjenu, a potrebni instrumenti za izvođenje zadatka ne traže znatnije materijalne izdatke.

#### 4. 5 Metrijske karakteristike testa MLES — provlačenje loptica kroz švedske ljestve

Tabela 5

MLES — provlačenje loptica kroz švedske ljestve

	$\bar{x}$	s	MIN	MAX	R			
					1	2	3	H
1	333.04	126.34	115.00	686.00	(.44)	.50	.64	.85 $r_{tt\ SB} = .691$
2	286.07	109.82	137.00	630.00	.50	(.35)	.56	.81
3	250.17	80.40	127.00	510.00	.64	.56	(.49)	.88 $r_{tt\ D} = .943$

$\lambda_1 = 2.14$       PCT = 71.20  
 $\lambda_{1R} = 1.57$       PCT<sub>R</sub> = 52.20

Test MLES nije teško primijeniti ni što se tiče upute ispitanicima ni što se tiče instrumenata potrebnih za izvođenje zadatka.

Ovaj test se ponaša slično kao i test MNAL. Na rezultate provlačenja loptica kroz švedske ljestve djeluje uvježbavanje, što se vidi iz smanjenja aritmetičkih sredina (mjeri se vrijeme potrebno za izvođenje zadatka) i kontrakcije varijance u drugoj i trećoj čestici u odnosu na prvu česticu. Iako su koeficijenti determinacije čestica ovog testa nešto veći nego kod testa MNAL i iako je prvi zajednički predmet mjerenja odgovoran za više ukupne varijance nego kod testa MNAL, ipak to povećanje nije toliko, a da bi se u rezultate testa MLES moglo imati više povjerenja nego u rezultate testa MNAL. Stoga ni osjetljivost ovog testa nema smisla interpretirati. Valjana varijanca sistema čestica iznosi 43%.

Projekcije čestica na prvu glavnu komponentu dovoljno su velike, da bi koeficijent pouzdanosti procijenjen na temelju njih bio zadovoljavajući. Međutim, da bi se koeficijent pouzdanosti osnovan na valjanoj varijanci čestica povećao do željene vrijednosti trebalo bi test produžiti za 4 puta, što bi značilo 12 ponavljanja zadatka u testu MLES. Međutim, time bi test postao vrlo neekonomičan za primjenu.

#### 4. 6 Metrijske karakteristike testa MZON — žongliranje šibicama

	$\bar{x}$	s	MIN	MAX	R				
					1	2	3	H	
1	11.89	4.23	3.00	23.00	(.60)	.73	.71	.90	$r_{tt_{SB}} = .963$
2	12.11	4.58	2.00	23.00	.73	(.61)	.71	.90	
2	12.30	4.15	3.00	22.00	.71	.71	(.58)	.89	$r_{tt_D} = .816$

$\lambda_1 = 2.43$       PCT = 80.94  
 $\lambda_{1R} = 2.02$       PCT<sub>R</sub> = 67.46

Prosjeci rezultata se minimalno, ali konstantno povećavaju od čestice do čestice, pa je vidljivo da na rezultate u testu MZON utječe uvijek bavjanje. Standardne devijacije su gotovo konstantne od pokušaja do pokušaja. Iako su standardne devijacije relativno male, osjetljivost testa je zadovoljavajuća, jer raspon testa pokriva 5 standardnih devijacija testa.

Za objašnjenje kovarijabiliteta čestica dovoljna je prva glavna komponenta, koja objašnjava 80,9% ukupne varijance sistema. I zajednički predmet mjerenja iz reducirane matrice interkorelacija čestica odgovoran je za dovoljno veliku količinu zajedničke varijance čestica. Valjana varijanca sistema iznosi 60% pa je stoga i donja granica pouzdanosti skoro zadovoljavajuća.

Sve tri čestice podjednaki su i visoko valjani indikatori prvog glavnog predmeta mjerenja. Stoga je i pouzdanost procijenjena na temelju saturacije čestica prvim glavnim predmetom mjerenja vrlo visoka.

Osim toga test MZON je vrlo jeftin i jednostavan za primjenu.

#### 4. 7 Analiza latentnog prostora upotrebljenih mjernih instrumenata

Tabela 7

	R					
	MVLR	MORE	MAML	MNAL	MLES	MZON
MVLR	(.500)	.621	.616	.026	.311	.453
MORE	.621	(.581)	.577	.220	.299	.593
MAML	.616	.577	(.526)	-.069	.459	.325
MNAL	0.26	.220	-.069	(.126)	.006	.234
MLES	.311	.299	.459	.006	(.217)	.223
MZON	.453	.593	.325	.234	.223	(.383)

  

	H		V		H <sub>R</sub>
	1	2	1	2	
MVLR	.816	.119	.799	.205	.748
MORE	.854	.182	.718	.497	.806
MAML	.792	.357	.868	.024	.731
MNAL	.174	.861	-.172	.862	.132
MLES	.556	.339	.644	.098	.448
MZON	.700	.375	.502	.616	.608

$\lambda_1 = 2.853$       PCT = 47.547%       $\lambda_R = 2.330$   
 $\lambda_2 = 1.171$       PCT = 67.065%      PCT<sub>R</sub> = 38.841%

U matrici interkorelacija mjernih instrumenata primjećuju se dvije grupacije testova. Testovi MVLR, MORE i MAML imaju međusobno relativno više i podjednake korelacije, dok su sa ostalim testovima u mnogo manjoj vezi. To su ujedno i testovi

koji su pokazali i najveću pouzdanost u bateriji i čiji prvi glavni predmet mjerenja iscrpljuje i najviše varijance (preko 80%, odnosno valjana varijanca, osim testa MVLR, preko 70%). Kako i međusobno imaju dosta zajedničke varijance koeficijenti determinacije su im relativno veći u odnosu na ostale testove. Rezultati na ovim testovima bi se mogli pokazati kao dobre procjene latentnih predmeta mjerenja. Zasad se, naime, zajednički predmet mjerenja ova tri testa ne može nazvati koordinacijom ruku, jer se ne zna kako će se ponašati u sklopu ostalih motoričkih testova.

U ovu grupu spada donekle i test MZON, koji ima veće korelacije s navedena prva tri testa, nego sa ostala dva. Međutim, njegov koeficijent determinacije je znatno niži od koeficijenta determinacije prva tri testa.

I test MLES je više povezan s prva tri testa nego sa ostalima, ali njegov koeficijent determinacije ukazuje na još manju količinu varijance, koju dijeli s ostalim testovima, nego je to bio slučaj kod testa MZON.

Test MNAL očito nema mnogo zajedničkog s ostalim testovima, jer je njegov koeficijent determinacije vrlo nizak, a korelacije čak s tri testa praktički nulte, pa je u matrici interkorelacija izoliran od prve grupe testova.

Da postoje dvije grupe testova vidljivo je i iz analize matrice interkorelacija metodom glavnih komponenata. Dva su karakteristična korjena veća od 1.0 i zajedno su odgovorni za 67% ukupne varijance testova. Prema tome, moglo bi se zaključiti da postoje dva glavna predmeta mjerenja primijenjene baterije testova. Međutim, svi testovi imaju maksimalne projekcije na prvu glavnu komponentu, izuzev testa MNAL, koji sam čini drugu glavnu komponentu matrice interkorelacija i objašnjava čak 20% varijance sistema svih testova. Da su metrijske karakteristike testa MNAL dobre, moglo bi se reći da mjeri nešto specifično što nije sadržano u ostalim testovima. Ali kako je njegova pouzdanost slaba u odnosu na ostale testove, možda ne bi bilo ekonomično provjeravati njegov predmet mjerenja. Najveće projekcije na prvu glavnu komponentu imaju testovi MVLR, MORE, MAML i MZON. Međutim, kada su glavne komponente zarotirane u varimax poziciju, prva tri testa i dalje ostaju dobri reprezentanti zajedničkog predmeta mjerenja, dok se test MZON priključuje testu MNAL na drugoj glavnoj komponenti.

Kada su dužine testova skraćene na valjanu varijancu, samo je jedna dimenzija bila dovoljna da objasni kovarijabilitet mjernih instrumenata, pa je test MNAL definitivno otpao iz ove kombinacije mjernih instrumenata.

Valjana varijanca sistema je prilično mala, pa se može pretpostaviti da će se mjerni instrumenti ove baterije inkorporirati u jedan faktor ili faktore šireg opsega, kada budu primijenjeni zajedno s ostalim motoričkim testovima.

Ipak, kako najveće saturacije sa zajedničkim predmetom mjerenja i najbolje mjerne karakteristike imaju testovi MVLR, MORE, MAML i MZON

predlaže se da oni uđu u bateriju testova s intencionalnim predmetom mjerenja sposobnosti koordiniranog izvođenja kompleksnih motoričkih zadataka pretežnom upotrebom gornjih ekstremiteta.

## 5. ZAKLJUČAK

Analizirano je šest mjernih instrumenata namijenjenih procjeni faktora koordinacije ruku na uzorku od 46 studenata I godine muškog spola. Mjerni instrumenti su bili kompozitnog tipa, pri čemu su čestice testova bile definirane kao ponavljanje zadatka testa.

Analizom u prostoru testova utvrđena je osjetljivost, unutarnja konzistencija i donja granica pouzdanosti testova, kao i valjanost čestica za procjenu prvog glavnog predmeta mjerenja svakog testa.

Analizom cijele baterije zajedno utvrđeno je da baterija ima jedan jedinstveni zajednički predmet mjerenja, koji se zasada samo hipotetski može nazvati faktorom koordinacije ruku. Za mjerenje tog faktora predlažu se testovi MVLR, MAML i MZON i test MORE u modificiranom obliku.

## 6. LITERATURA

1. Baumgartner, T. A. Measurement Schedules for A. S. Jackson Test of Motor Performance. *Res. Quart.*, 1970., Vol. 41, No. 1.
2. Cumbee, F. Z. A Factorical Analysis of Motor Coordination. *Res. Quart.*, 1954., Vol. 25, No. 4, 412-428.
3. Hošek, A. Struktura motoričkog prostora I. Neki problemi povezani sa dosadašnjim pokušajima određivanja strukture psihomotornih sposobnosti. *Kineziologija*, 1972., Vol. 2, br. 2, 25—32.
4. Hošek, A., N. Viskić-Štalec Instrumenti za procjenu motoričkih dimenzija. Ne-publicirani rad Centra za androgoška, psihološka i sociološka istraživanja u JNA. Beograd, 1972.
5. Kurelić, N., K. Momirović, M. Stojanović, D. Radojević, J. Štrum i N. Viskić-Štalec Struktura morfoloških i motoričkih dimenzija omladine Jugoslavije (u štampi).
6. Metikoš, D. i A. Hošek Faktorska struktura nekih testova koordinacije. *Kineziologija*, 1972., Vol. 2, br. 1, 43—50.
7. Štalec, J. i K. Momirović Ukupna količina valjane varijance kao osnov kriterija za određivanje broja značajnih glavnih komponenta. *Kineziologija*, 1971, Vol. 1, br. 1, 79—81.