

METRIJSKE KARAKTERISTIKE INSTRUMENATA OPISANIH NA MALIM UZORCIMA

BRANKO NIKOLIĆ*, ANTE BILIĆ-PRČIĆ*, RAFAEL PEJČINOVIĆ**

Primljeno: travanj 2003.
Prihvaćeno: svibanj 2003.

Izvorni znanstveni rad
UDK: 376.32

Za izračunavanje metrijskih karakteristika instrumenata, ispitanih na malim uzorcima, primjenjena je kanonička analiza kovarijance, tj. kvazikanonička analiza. Pouzdanost instrumenta, opisanog na malom uzorku ispitanika, definirana je kao kvazikanonička pouzdanost pod modelom paralelnih ili TAU ekvivalentnih formi. Napisan je algoritam i program za analizu metrijskih karakteristika nekog kompozitnog mjernog instrumenta koji izračunava pouzdanost pod kvazikanoničkim modelom kao korelaciju između glavnih komponenti dviju formi. Ako se nekim instrumentom ispita mali uzorak u dvije vremenske točke, te ako se inicijalno ispitivanje definira kao prva, a finalno kao druga forma, moguće je procijeniti stabilnost tog mjernog instrumenta. Osim kvazikanoničke pouzdanosti, program izračunava kvazikanoničku pogrešku mjerenja te koeficijente valjanosti i diskriminativnosti za obe forme. Standardna mjera pouzdanosti izračunava se kao korelacija između Burtovih komponenti dviju formi. Primjenom ovog modela za analizu metrijskih karakteristika upitnika «Tehnike videćeg vodiča» kod slijepih i slabovidnih osoba, gdje prvu formu tvore karakteristike samostalnosti a drugu formu karakteristike motivacije, dobivena su zadovoljavajuća mjerna svojstva na malom uzorku ispitanika. Veoma visoki koeficijenti kvazikanoničke pouzdanosti i kongruencije koeficijenata valjanosti ukazuju na mogućnost upotrebe ovih modela za analizu metrijskih karakteristika instrumenata kada su istraživanja provedena na malim uzorcima ispitanika. To znači da se analiza metrijskih karakteristika može efikasno provoditi na malim uzorcima ispitanika ako je moguće eksplicitno definirati dvije paralelne forme.

Ključne riječi: kvazikanonička pouzdanost, mali uzorci ispitanika, osobe oštećena vida

1. Uvod

Analiza metrijskih svojstava instrumenata, namijenjenih utvrđivanju specifičnih obilježja u području edukacijske rehabilitacije, veoma je zahtjevna a veoma često i neprovediva. Istana je da postoji visoko sofisticirani matematički, statistički i informatički instrumentarij koji omogućava analizu velike količine podataka ali je skoro neupotrebljiv u nekim rehabilitacijskim područjima kao što je oštećenje vida i autizam. Naime, u ovim područjima veoma često nailazimo na male uzorke ispitanika koji su opisani skupovima varijabli, u kojima je broj varijabli približno jednak ili čak veći od broja ispitanika. Obzirom da klasične multivarijatne tehnike zahtjevaju da broj ispitanika bude barem tri puta veći

od broja analizirajućih varijabli, paktično su istraživači dovedeni do nemogućnosti uporabe takvih multivarijatnih analiza, obzirom da su obilježja obično opisana velikim brojem varijabli ili čestica. Ovaj problem javlja se i prilikom analize metrijskih svojstava instrumenata, primjenom RTT7 (Momirović, 1983) ili RTT7.stb (Dizdar, 1999) programa. Za dobivanje pouzdanih informacija pomoću programa RTT7 ili RTT7.stb potreban je odnos između broja ispitanika i broja varijabli barem 5:1. Ponekad se istraživači mogu zadovoljiti odnosom 1:3 (na jednu varijablu dolaze tri ispitanika), međutim to je donja granica kod koje se mogu očekivati donekle pouzdana metrijska svojstva instrumenata. Ako je broj ispitanika manji od trostrukog broja čestica nekog instrumenta, ne može se analiza metrijskih karak-

* Edukacijsko-rehabilitacijski fakultet Sveučilišta u Zagrebu

** Ministarstvo rada i socijalne skrbi, Zagreb

teristika, kao i bilo koja druga multivarijatna analiza, smatrati prihvatljivom i dovoljno pouzdanom. U takovim slučajevima, za rješavanje problema izračuna metrijskih svojstava instrumenata, potrebno je koristiti kvazikanoničke metode (Pejčinović, 2002). Naravno, to podrazumijeva da se trebaju konstruirati paralelni ili Tau ekvivalentni testovi, odnosno ispitati uzorak entiteta jednim instrumentom u dvije vremenske točke (test-retest postupak). Obzirom da se u radu bavimo metrijskim svojstvima instrumenata, potrebno se je kratko osvrnuti na osnovne elemente teorije mjerenja.

1.1. Opća koncepcija mjerenja

Teorija mjerenja bavi se zakonima i postupcima kojima je cilj dobiti upotrebljive informacije. Da bi neka karakteristika postala mjerenjem mora biti dobivena u skladu s nekim skupom pravila tako da ima obilježje reprodukcije, što znači da se može ponoviti i potvrditi, te da su karakteristike pridružene objektu jasno definirane (Anastasi, 1968). Neka operacija je mjerenje onda ako joj je pridružen dodatni skup informacija na temelju kojih možemo suditi koliko rezultat ovisi o stvarnim karakteristikama objekata, a ne o karakteristikama onoga koji mjeri. Pri tom se postavlja nekoliko važnih pitanja kao što su: Koliko je karakteristika objekta točna u smislu da će se ponovnim ispitivanjem dobiti približno isti rezultat? U kojoj je mjeri postupak reprezentativan za sva moguća ispitivanja koja se mogu upotrijebiti u tu svrhu? Da li taj postupak stvarno daje informacije o karakteristikama koje nas zanimaju? Gdje se ti rezultati mogu upotrijebiti i koju pogrešku činimo kad podatke dobivene mjerenjem koristimo u praksi? Niti jedno mjerenje nije bez pogreške. Pozicija objekta u prostoru varijabli definirana je s nekom pogreškom mjerenja što znači da svaki rezultat dobiven mjerenjem predstavlja samo približno točan rezultat. Moguće je konstruirati pravila koja kažu koliki bi bio rezultat kada pogreške ne bi bilo. Rezultat u kome je isključena pogreška mjerenja naziva se

pravi rezultat, a rezultat koji je dobiven izravno mjerenjem naziva se manifestni rezultat. Pravi rezultat nije zanimljiv istraživačima, jer pokazuje samo karakteristike instrumenta. Manifestni rezultat je vidljivi rezultat opterećen greškom mjerenja. Ono što nas, kao istraživače, zanima to je stvarni rezultat, odnosno stvarna veličina onoga što smo htjeli saznati. Mjerenje je trostruka operacija koju čine detekcija manifestnog rezultata, projekcija manifestnog rezultata na drugu ljestvicu gdje se utvrđuje pravi rezultat, te projekcija pravog rezultata na treću ljestvicu da bi se dobio stvarni rezultat onoga što smo željeli mjeriti. Teorija mjerenja je znanstvena tehnika koja definira tri operacije (tj. spoznaju o istinitom rezultatu), te koja određuje karakteristike svakog postupka za prikupljanje podataka s ciljem dobivanja informacije koja se može smatrati istinitom. Operacije mjerenja mogu proizvesti rezultate različitog karaktera kao što su: visina u centimetrima, težina u kilogramima, vrijeme u sekundama, brzina u metrima u sekundi, znanje u bodovima itd.

1.2. Mjerne skale

Sustav jedinica pomoću kojega izražavamo kvantitet osobine koja je predmet mjerenja naziva se mjernom skalom. U suglasju s pitanjima kako iskazati veličinu onoga što mjerimo te kojim je mjernim jedinicama moguće ili dopustivo iskazati ono što se mjeri, pojavljuju se mjerne skale koje mogu biti:

- Strogo kvantitativne skale
- Apsolutne skale
- Aditivne skale
- Omjerne skale
- Intervalne skale
- Ordinalne skale
- Nominalne ili kvalitativne skale
- Prave nominalne skale ili disjunktivne nominalne skale
- Razlivene nominalne skale.

1.3. Metrijske karakteristike mjernih instrumenata

1.3.1. Problemi objektivnosti

Objektivnost je metrijska karakteristika, proporcionalna utjecaju ispitivača ili mjeritelja na rezultat mjerenja. Mjerne instrumente potrebno je tako koristiti, da se isključi svaka subjektivnost onih koji vrše ispitivanja ili mjerenja. S obzirom na navedeno, razlikujemo tri vrste testova.

Konstruktivno objektivni testovi

To su testovi kod kojih se mjerenje vrši pomoću elektronskih uređaja. Kod takvih testova utjecaj ispitivača na rezultat mjerenja tehnički je nemoguć. Ovakvi su testovi po svojoj konstrukciji objektivni.

Manipulativni testovi

Kod ove vrste testova, operaciju mjerenja ili ocjenjivanja, tj. vrednovanja rezultata ispitanika, mora izvesti neki ispitivač ili više njih. Primjeri primjene ovih testova su: mjerenje visine, ocjenjivanje uspješnosti rješavanja zadatka iz matematike i sl. Ako primjenjuje ovakve testove, ispitivač može učiniti pogrešku. Postavljaju se dva pitanja u vezi s eventualno učinjenom pogreškom:

- kolika je ta pogreška?
- da li je pogreška približno jednaka za različite ispitivače?

Naravno, pogreška reducira objektivnost testa. Ako različiti ispitivači proizvode različite pogreške, u procjeni objektivnosti treba uzeti u obzir i osobnu jednadžbu ispitivača.

Procjena objektivnosti manipulativnih testova Uvjet za bilo koju procjenu objektivnosti nekog testa je definiranje matematičkog modela ili jednadžbe koja izražava pretpostavku o tome koji čimbenici mogu utjecati na neki događaj. Kod manipulativnih testova, kod kojih se ne pretpostavlja postojanje različitih pogreški za različite ispitivače, matematički model ili jednadžbu možemo napisati kako slijedi. Neka je

$$L_{ij} ; i=1,2,\dots,n ; j=1,2,\dots,m,$$

rezultat i -tog ispitanika kojega je procijenio j -ti ispitivač, n je broj upitnika, m je broj ispitivača.

Objektivnost je moguće procijeniti samo ako više ispitivača ili ocjenjivača ocijeni neki test. Može se napisati jednadžba za manifestni rezultat na nekom testu kao:

$$L_{ij} = p_i + e_j$$

gdje je p_i pravi rezultat i -tog ispitanika na određenom testu, a e_j pogreška koju donosi ispitivač ili ocjenjivač j . Pretpostavimo da je test neka intervalna skala, te da su rezultati standardizirani. Uvjet nepristranosti testova je

$$\sum_{i=1}^n z_{ij} \frac{1}{n} = \mu_j = 0, j = 1, 2, \dots, m$$

tj. da je aritmetička sredina jednaka nuli. Ocjenjivači su jednako osjetljivi, tj. jednako diskriminiraju rezultate pod uvjetom

$$\sum_{i=1}^n z_{ij}^2 \frac{1}{n} = \sigma_j^2 = 1, j = 1, 2, \dots,$$

tj. da je varijanca jednaka 1. Rezultate se treba moći izraziti u istim mjernim jedinicama za sve ispitivače, tj. da jednako dobro diskriminiraju ispitanike. Teorijski mogu biti tri pogreške ispitivača i to:

- pogreška lokacije ili pristranosti koja sistematski proizvodi bolje ili lošije rezultate od rezultata ispitanika, pa u tom slučaju nema smisla računati pogreške ispitivača;
- razlike u diskriminativnosti ili osjetljivosti ispitivača ili ocjenjivača, što znači da jednako dobro razlikuju ispitanike kao što bi to činio i mjerni instrument kad bi bio bez greške;
- veličina slučajnog odstupanja rezultata od pravog rezultata može za različite ispitivače biti različita, što znači da ocjenjivači ili ispitivači imaju jednak "metar", odnosno mjerne jedinice, te da nisu pristrani.

Pronaći pravi rezultat p_i , te utvrditi kolika je pogreška mjerenja e_j , osnovni je problem objektivnosti. Klasična teorija mjerenja, za procjenu

objektivnosti pretpostavlja da:

- pogreška koju ispitivač čini nije u vezi s pravim rezultatom ispitanika,
- svi ispitivači ili ocjenjivači smatraju se jednako dobrim ili lošim.

Ako su ove pretpostavke točne može se procijeniti pravi rezultat π i pogreška e_j . Metoda koja služi za ovu procjenu naziva se dvofaktorska analiza varijance. Na rezultat mogu utjecati dva faktora, ispitanici i ispitivači. Ukupna varijanca, koja predstavlja ukupno razlikovanje u karakteristikama velikog broja ispitanika, je zajednička pogreška ispitanika i pogreška ispitivača. Ukupna se varijanca može rastaviti na varijancu ispitanika σ_p^2 i varijancu ispitivača σ_e^2 , tj.

$$\sigma^2 = \sigma_p^2 + \sigma_e^2.$$

Ako su manifestni rezultati standardizirani, onda će ukupna varijanca biti jednaka 1 pa procjenu varijance pogreške koju ispitivači unose u test možemo izračunati na slijedeći način:

$$\sigma^2 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m z_{ij}^2 \frac{1}{n \cdot m}$$

$$\sigma_e^2 \approx \frac{m}{\sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^m r_{jk}}$$

gdje su r_{jk} koeficijenti korelacije između ispitivača j i h .

Opća mjera objektivnosti može se izračunati kao:

$$O_m = \frac{m}{m-1} \left(1 - \frac{m}{\sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^m r_{jk}} \right)$$

O_m je koeficijent koji pokazuje koliki je udio varijance ispitanika σ_p^2 u ukupnoj varijanci σ^2 . Koeficijent objektivnosti testa definira se kao:

$$O = \frac{\sigma_p^2}{\sigma^2} = 1 - \frac{\sigma_e^2}{\sigma^2}$$

te ima slijedeća svojstva:

- vrijedi samo onda ako vrijede pretpostavke da pogreške ispitivača ne zavise o ispitanicima i da su svi ispitivači jednako vrijedni;
- ako ocjenjivanje i mjerenje obavlja više ispitivača ili ocjenjivača, objektivnost testa raste u funkciji njihovog broja.

Dodavanjem testova objektivnost se ne može smanjiti.

1.3.2. Dokimološke procedure

To su postupci u kojima nema mjernog instrumenta već je mjerilac mjerni instrument, kao na primjer ispitivač na ispitu. Školsko ocjenjivanje je dokimološka procedura. Kod dokimoloških procedura rezultati ispitivanja leže na nekoj ordinalnoj skali, a potrebno je razlikovati slijedeće:

1. Koliko je neka procedura kao takva objektivna?
2. Da li mjeritelj (ispitivači) unose sustavne pogreške?

Postupak izvođenja mjere objektivnosti isti je kao kod manipulativnih testova, uz dodatni uvjet, da se rezultati mogu kvantificirati, tj. prevesti iz ordinalne u intervalnu skalu (Abramowitz i Stegun, 1964). Ovdje se javlja i problem osobne pogreške pod kojom se podrazumijeva mogući različiti udjeli ispitivača ili ocjenjivača u određivanju ukupnog rezultata, dobivenog sumiranjem ocjena različitih ocjenjivača. Procjena osobne pogreške svakog ispitivača izvodi se tako da se izračuna prosječna ocjena za svakog ispitanika Z_i , a zatim se pronađu korelacije $r_{i,j}$ između ocjena svakog ocjenjivača i prosječne ocjene Z . Koeficijent objektivnosti O_j , kao mjera koja kaže kolika je relativna varijanca svakog ispitivača, računa se kvadriranjem koeficijenata korelacije.

$$Z_i = \sum_{j=1}^m z_{ij} \frac{1}{m}$$

$$r_{i,j} = \sum_{i=1}^n z_i z_{ij}$$

$$O_j = r_{i,j}^2 \quad j=1,2,\dots,m$$

Indeks objektivnosti računa se na slijedeći način:

$$O_j^2 = \frac{\sum_{k=1}^m r_{jk}}{\sqrt{\sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^m r_{jk}}}; O = \sqrt{O_j^2} \quad j=1,2,\dots,m$$

Ako se ocjenjivači međusobno znatno razlikuju, tj. ne vrijedi pretpostavka da su jednako diskriminativni, onda ovi postupci nemaju mnogo smisla. Manipulativni testovi i dokimološke procedure imaju veliku primjenu u socijalnoj pedagogiji.

Priistranost

Sustavno pridjeljivanje manjih ili većih rezultata u odnosu na stvarne u nekom mjerenju, nazivamo priistranost i obilježavamo s b . Mjera priistranosti b računa se kao:

$$b_j = \frac{\mu_j - \mu}{\sigma} \quad j=1,2,\dots,m$$

gdje je μ_j aritmetička sredina ocjenjivača, a μ je prosjek svih aritmetičkih sredina ocjenjivača. Vrijedi slijedeće:

- ako je $b_j = 0$, ocjenjivač nije pristrasan,
- ako je $b_j > 0$, ocjenjivač je pozitivno pristran (daje niže ocjene od ostalih),
- ako je $b_j < 0$, ocjenjivač je negativno pristran (daje više ocjene od ostalih).

Procjena intenziteta priistranosti b_j računa se kao:

$$b_j = \frac{(\mu_j - \mu) \sqrt{n}}{\sigma} \quad j=1,2,\dots,m$$

Ako su karakteristike koje mjerimo normalno distribuirane, onda je i priistranost normalno distribuirana.

1.3.3. Problemi pouzdanosti

Problem pouzdanosti moguće je riješiti primjenom jednog od slijedećih tehnoloških modela:

1. Model paralelnih ili Tau (τ) ekvivalentnih formi,
2. Model interne konzistencije,
3. Model stabilnosti (test-retest).

Obzirom da 2. i 3. model nisu predmeti ovoga istraživanja, osvrnut ćemo se samo na 1. model te njega pokušati definirati.

Model paralelnih ili Tau ekvivalentnih formi

Smatramo da su 2 testa paralelna ako ispunjavaju slijedeća četiri uvjeta:

1. Broj zadataka u prvom testu jednak je broju zadataka u drugom testu.
2. Aritmetička sredina rezultata u prvom testu jednaka je aritmetičkoj sredini rezultata u drugom testu.
3. Varijanca rezultata u prvom testu mora biti jednaka varijanci rezultata u drugom testu.
4. Korelacije varijabli prvog testa i neke varijable y , jednake su korelacijama varijabli u drugom testu i te iste varijable y .

Prva tri uvjeta odnose se na konstrukcijske uvjete testa. Četvrti uvjet znači da testovi na potpuno jednak način mjere jednu te istu pojavu. Pravih paralelnih testova ima jako malo. Za pouzdanost je nužan 4. uvjet, tj. da testovi jednako dobro mjere istu pojavu.

Tau ekvivalentni testovi su testovi koji jednako dobro mjere jednu te istu pojavu, ali to čine na različite načine. Mogu biti sastavljeni od različitog broja zadataka s različitim aritmetičkim sredinama i različitim varijancama. Korelacija svakog od ova dva testa s varijablom y , koja je izvan testa, treba biti ista. Ako vrijedi klasični model mjerenja, onda se pouzdanost definira kao korelacija između rezultata u 1. i 2. testu. Ta pouzdanost je kovarijanca između pravih rezultata u oba testa. Konstrukcija Tau ekvivalentnih testova veoma je složena.

1.3.4. Problemi valjanosti mjernih instrumenata

Instrument je valjan ako mjeri ono za što je konstruiran da mjeri. Da bi se ispitalo što instrument mjeri, potrebno je analizirati podatke prikupljene nekim instrumentom na reprezentativnom uzorku ispitanika. Valjanost mjernog instrumenta ne određuje se izračunavanjem nekog koeficijenta, već je potrebno obaviti kondenzaciju čestica ili pronaći kriterijsku varijablu koja mjeri isto što i čestice instrumenta. Kondenzirajući čestice testa dobiva se jedna ili više latentnih varijabli. Valjanost koja se može egzaktno odrediti računskim putem može biti faktorska i prognostička.

Faktorska valjanost

Ako je nekim instrumentom ispitan reprezentativan i slučajan uzorak ispitanika, onda se valjanost instrumenta može odrediti kondenzacijom čestica. Ova kondenzacija obično se izvodi primjenom faktorske analize (Anderson, 1958; Mulaik, 1972;). Temeljem matrice korelacija između čestica, izračunavaju se svojstvene vrijednosti i odgovarajući svojstveni vektori. Drugim riječima, ekstrahiraju se latentne varijable koje predstavljaju kondenzate manifestnih čestica mjernog instrumenta. Temeljem PB kriterija (Štalec i Momirović, 1971; Momirović i Štalec, 1984) i GK kriterija (Guttman-Kaiser) zadržava se optimalni broj glavnih osovina. Za dobivanje boljih projekcija čestica na glavne osovine obavi se ortogonalna i kosa rotacija glavnih osovina. Tako dobivene faktore trebalo bi moći identificirati kao osnovne predmete mjerenja instrumenta. Ako su dobiveni faktori prepoznati kao varijable koje mjeri dotični instrument, tada se može zaključiti da je on valjan. Što je instrument homogeniji to će faktorska analiza proizvesti manji broj komponenti, tj. manji broj glavnih predmeta mjerenja instrumenta.

Prognostička valjanost

Temelji se na pronalazanju kriterijske varijabli za koju je poznato da mjeri isto ono što bi trebao mjeriti ispitivani instrument. Provede li se regre-

sijska analiza između čestica u instrumentu kao prediktora i kriterijske varijable, dobiva se podatak o prognostičkim svojstvima instrumenta (Cooley i Lohnes, 1971). Ako je dobiveni koeficijent multiple korelacije statistički značajan, može se zaključiti da je prognostička valjanost instrumenta zadovoljavajuća.

1.3.5. Problemi reprezentativnosti i homogenosti mjernih instrumenata

Da bi se mogli donositi suvisli zaključci o nekoj populaciji na temelju uzorka ispitanika, formiranog iz te populacije, uzorak osim što treba biti slučajan, potrebno je da bude i reprezentativan za tu populaciju. Isto tako, želi li se donositi pouzdan sud o mjernom instrumentu, primijenjenom na reprezentativnom uzorku ispitanika, potrebno je da instrument bude dovoljno reprezentativan. Izračunavanje generalne mjere reprezentativnosti nekog instrumenta predložili su Kaiser i Rice (1974). Ovaj koeficijent reprezentativnosti cjelokupnog mjernog instrumenta računa se kao omjer sume kvadrata matrice korelacija anti-image varijabli (Guttman, 1953; Harris, 1962; Momirović i sur., 1985(2)) i sume kvadrata matrice korelacija između čestica (Dizdar, 1999). Da bi se moglo govoriti o reprezentativnom mjernom instrumentu, koeficijent reprezentativnosti trebao bi biti veći od 0,80. Koeficijent reprezentativnosti instrumenta može se izračunati kao

$$v = 1 - \frac{(I^T (A - U^2) \otimes (A - U^2) I)}{(I^T (R - I) \otimes (R - I) I)}$$

gdje je $U^2 = (\text{diag } R^{-1})$ unikna varijanca svake čestice s preostalim iz skupa, a R je matrica korelacija između čestica. Homogeni mjerni instrumentu imaju mali broj glavnih predmeta mjerenja. Kada bi instrument imao samo jedan predmet mjerenja onda bi homogenost instrumenta bila maksimalna i iznosila bi 1. Budući da mjerni instrumenti na području edukacijske rehabilitacije uvijek imaju nekoliko glavnih predmeta mjerenja, ukupna homogenost instrumenta veoma rijetko prelazi vrijednost 0,50. Određiva-

njem valjanosti instrumenta posredno se dobiva informacija o homogenosti mjernog instrumenta. Što se faktorizacijom dobiva više faktora, to bi homogenost mjernog instrumenta trebala biti manja. Ukupna homogenost nekog instrumenta može se izračunati na dva načina. Kao mjera homogenosti instrumenta može poslužiti prosječna korelacija između čestica, koja se računa kao

$$H_1 = \frac{I^T RI - m}{m^2 - m}$$

gdje je **R** matrica korelacija između čestica, **I** matrica identiteta, a *m* broj čestica.

Homogenost se može računati i kao Momirovićev (1977) koeficijent homogenosti, koji se temelji na relativnoj varijanci prve svojstvene vrijednosti matrice kovarijanci varijabli, transformiranih u image metriku. Mjera homogenosti instrumenta izračunava se kao

$$H_2 = \frac{\lambda}{\text{trag}C}$$

gdje je α svojstvena vrijednost prve glavne komponente matrice korelacija, a **C** matrica kovarijanci između čestica.

1.3.6. Standardna pogreška mjerenja

Niti jedno mjerenje ne može biti izvršeno bez pogreške. Međutim, ako se pogreška može kontrolirati onda postoji mogućnost da se i minimizira. Pogreška mjerenja nekog instrumenta u izravnoj je vezi s koeficijentom pouzdanosti tog istog instrumenta. Što je koeficijent pouzdanosti veći, trebala bi pogreška mjerenja biti manja. Standardna pogreška mjerenja računa se kao (Guillford, 1965)

$$S_x = S_0 \sqrt{1 - \omega}$$

gdje je S_0 procjena odgovarajuće standardne devijacije mjernog instrumenta, a ω je jedan od koeficijenata pouzdanosti (r_{ii} , α ili λ_0).

1.3.7. Metrijske karakteristike čestica

Osim metrijskih karakteristika cjelokupnog instrumenta potrebno je navesti i metrijske karakteristike čestica instrumenta koje je potrebno računati da bi se utvrdila njihova metrijska svojstva. U prvom redu, za svaku česticu u instrumentu potrebno je izračunati **donju granicu pouzdanosti** koja predstavlja image varijancu čestice. Isto tako potrebno je izračunati Kaiser - Rice-ove **koeficijente reprezentativnosti čestica**.

Koeficijenti homogenosti računaju se kao kovarijance čestica s prvom glavnom komponentom kada su rezultati na česticama transformirani u parcijalni image oblik.

Koeficijenti valjanosti definirani su kao korelacije čestica s prvom glavnom komponentom standardiziranih rezultata tih istih čestica. Prva glavna komponenta naziva se Hotellingova komponenta.

Koeficijenti diskriminativnosti predstavljaju korelacije čestica sa zbirom rezultata svih čestica. Suma rezultata svih čestica naziva se Burtova komponenta.

Veoma su važni i **koeficijenti sudjelovanja čestica u prvoj glavnoj komponenti standardiziranih rezultata**, te **koeficijenti učešća čestica u prvoj glavnoj komponenti izračunatoj iz rezultata koji su reskalirani na Harrisovu ili univerzalnu metriku**.

Metrijske karakteristike čestica u nekom instrumentu mogu poslužiti za bolji uvid u strukturu mjernog instrumenta. Isto tako, ako neke čestice imaju izrazito loše metrijske karakteristike, potrebno ih je izbaciti iz mjernog instrumenta. Tim izbacivanjem poboljšat će se metrijska svojstva cjelokupnog instrumenta.

3. Ciljevi istraživanja

Temeljni je cilj ovoga rada izračunavanje i vrednovanje metrijskih karakteristika instrumenata, dobivenih na malim uzorcima ispitanika. U tu svrhu predložit će se matematički model, te izraditi programi za kvazikanoničku analizu pouzdanosti. Ovi modeli i programi analizirat će

metrijska svojstva instrumenata pod modelom paralelnih ili Tau ekvivalentnih formi. Ako se inicijalno ispitivanje proglasi prvom, a finalno drugom formom, onda će se ovim sustavom programa moći analizirati metrijske karakteristike instrumenata pod modelom stabilnosti, odnosno test-retest modelom.

Provjera funkcioniranja programskog sustava provest će se analiziranjem metrijskih svojstava instrumenta «Tehnike videćeg vodiča» primijenjenog na uzorku osoba oštećena vida.

4. Metode rada

4.1. Uzorak ispitanika

Uzorak ispitanika sačinjavalo je 28 odraslih osoba oštećena vida koji su se uključili u rehabilitaciju u Centru za odgoj i rehabilitaciju «Vinko Bek» (Runjić, 2001). Sve su to bili slijepi i slabovidni sudionici Domovinskog rata koji su vid izgubili uslijed ratnih djelovanja.

4.2. Uzorci varijabli

Kao uzorci varijabli uzeti su djelovi «Liste za procjenu aktivnosti svakodnevnog življenja», što predstavlja instrumente Likertova tipa (6 stupnje-

va) kojima se utvrđuje stupanj samostalnosti u aktivnostima svakodnevnog življenja, te motivacija ispitanika za iste aktivnosti. Liste primjenjene u istraživanju nastale su na temelju liste Evaluation of independent living skills for the visually impaired (Runjić, 2001). Obzirom da se željelo ispitati funkcioniranje programa za izračunavanje metrijskih karakteristika pod modelom paralelnih formi, potrebno je bilo pronaći dva instrumenta s jednakim brojem čestica, koji temeljno mjere isto obilježje. Smatrali smo da paralelne forme mogu činiti:

1. Upitnik za ispitivanje samostalnosti u svladavanju tehnike videćeg vodiča kod slijepih i slabovidnih osoba (1. test ili 1. forma)
2. Upitnik za ispitivanje motivacije u svladavanju tehnike videćeg vodiča kod slijepih i slabovidnih osoba (2. test ili 2. forma).

4.3. Način provođenja ispitivanja

Podaci o osobama koje su izgubile vid tijekom Domovinskog rata dobiveni su od socijalne radnice na Odjelu za kasnije oslijepljele odrasle osobe pri Centru za odgoj i obrazovanje «Vinko Bek», gdje su prikupljeni i osnovni biografski podaci o ispitanicima. Na početku susreta,

VARIJABLE	Samostalnost	Motivacija
Slijedi na primjeren način	STEV01	MTEV01
Traži primjerenu pomoć	STEV02	MTEV02
Koristi pravilno osnovni hvat	STEV03	MTEV03
Pravilno prolazi kroz uski prostor	STEV04	MTEV04
Otvora I zatvara vrata	STEV05	MTEV05
Mijenja strane	STEV06	MTEV06
Penje se i spušta stepenicama	STEV07	MTEV07
Koristi lift	STEV08	MTEV08
Koristi pokretne stepenice	STEV09	MTEV09
Koristi vrata koja se vrte	STEV10	MTEV10
Ulazi u automobil	STEV11	MTEV11
Koristi postupak odbijanja pomoći	STEV12	MTEV12
Podučava tehničari videćeg vodiča novom videćem vodiču	STEV13	MTEV13
Zadržava orijentaciju dok koristi tehniku videćeg vodiča	STEV14	MTEV14

vođenjem neformalnog ali ciljanog razgovora, nastojalo se opustiti ispitanika, ali i dobiti neke podatke o njegovim sadašnjim životnim navikama, načinu života prije ranjavanja, njegovoj prilagodbi na sljepoću, obitelji i sl.

Nakon toga pristupilo se samom ispitivanju prema instrumentima. Ispitivanje je provedeno tako da su ispitaniku čitane tvrdnje, a on je morao sam odrediti odgovor, koji je ispitivač potom upisivao u upitnike. Ispitanici su obaviješteni da ne moraju odgovarati na svaki upitnik ili na sva pitanja nekog upitnika, kao i na to da mogu u svakom trenutku prekinuti ispitivanje.

4.4. Metode obrade podataka

Podaci dobiveni spomenutim upitnicima obrađeni su programskim sustavom BOCK-E za kvazikanoničku analizu pouzdanosti, odnosno za procjenu stabilnosti mjernog instrumenta (Bock i Maogard, 1968; Momirović, 1984; Momirović i sur., 1985(1), Momirović i sur., 1977; Momirović i sur., 1978; Momirović, 1979),

Da bi navedeni upitnici zadovoljavali sve kriterije modela paralelnih formi izračunata je multipla korelacija između varijabli samostalnosti u svladavanju tehnika videćeg vodiča i kriterijske varijable «Uspješnost rehabilitacije». Isto tako, izračunat je koeficijent multiple korelacije između skupa varijabli koje definiraju motivaciju za svladavanje tehnika videćeg vodiča i uspješnosti rehabilitacije.

5. Kvazikanonička pouzdanost i stabilnost instrumenata

Za analizu pouzdanosti nekog kompozitnog mjernog instrumenta pod modelom paralelnih ili Tau ekvivalentnih formi koristit će se kvazikanonički model. Pouzdanost pod kvazikanoničkim modelom računata je kao korelacija između glavnih komponenti prve i druge forme. Stabilnost instrumenta može se ispitati pod uvjetom da se prvo mjerenje definira kao prva a drugo kao druga forma. Izrađeni su modeli i programski sustav BOCK-E za izračunavanje

kvazikanoničke pouzdanosti i stabilnosti mjernog instrumenta ako su čestice u upitniku ordinalnog tipa. Programski sustav slijedi Momirovićev algoritam BOCK za kanoničku analizu pouzdanosti pod modelom paralelnih formi, koji je bio implementiran u programskoj biblioteci SRCE*SS-MAKRO, na Sveučilišnom računskom centru u Zagrebu. Gašenjem računskog sustava UNIVAC, nestali su programi za multivarijantnu analizu, a među njima i program BOCK, koji je kao i ostali bio napisan u meta jeziku SS (Štalc i sur., 1971). BOCK-E (Bock i sur., 1968) izračunava kvazikanoničku pouzdanost, dok je Momirovićev BOCK izračunavao i kanoničku pouzdanost (Bartlett, 1941; Bartlett, 1978). Obzirom da se izračunavaju koeficijenti valjanosti čestica, u prvom i drugom mjerenju, moguće je bilo izračunati kongruenciju između tih koeficijenata kao mjeru stabilnosti instrumenta s ordinalnim česticama.

5.1. Model i algoritam programskog sustava BOCK-E

Za dobivanje kvazikanoničke pouzdanosti potrebno je izračunati prvu glavnu komponentu prvog i drugog mjerenja (Morrison, 1967).

Neka je

$$\mathbf{Z}_1 = (z_{ij}), \quad i = 1, 2, \dots, n; \quad j = 1, 2, \dots, m \quad 5.5.1.1$$

matrica ulaznih podataka prvog mjerenja, gdje je n broj entiteta, a m broj varijabli. Varijable iz \mathbf{Z}_1 normalizirane su i standardizirane tako da je

$$\mathbf{Z}_1^T \mathbf{1}_n = 0 \quad 5.5.1.2$$

gdje je $\mathbf{1}_n$ vektor od n jedinica. Matrica korelacija dobiva se kao

$$\mathbf{R}_1 = n^{-1} \mathbf{Z}_1^T \mathbf{Z}_1 \quad 5.5.1.3$$

Rješenjem karakteristične jednadžbe

$$(\mathbf{R}_1 - (\Lambda \mathbf{I}) \mathbf{X} = 0 \quad 5.5.1.4$$

dobiva se matrica svojstvenih vrijednosti Λ i matrica pripadajućih svojstvenih vektora \mathbf{X} , uz uvjet da je

$$\mathbf{X}^T \mathbf{X} = \mathbf{X} \mathbf{X}^T = \mathbf{I}, \quad 5.5.1.5$$

gdje je \mathbf{I} matrica identiteta.

Prva glavna komponenta prvog mjerenja formira se zadržavanjem prve svojstvene vrijednosti λ_1 iz dijagonalne matrice Λ i prvog svojstvenog vektora \mathbf{x}_1 iz matrice svojstvenih vektora \mathbf{X} .

Operacijom

$$\mathbf{H}_1 = \mathbf{x}_1 \lambda_1^{1/2} \quad 5.5.1.6$$

izračunava se glavna osovina matrice korelacija prvoga mjerenja, koja predstavlja vektor koeficijenata valjanosti prvog mjerenja. Poslije operacija

$$(\mathbf{H}_1 \mathbf{H}_1^T)^{-1/2} = \mathbf{L}_1, \quad 5.5.1.7$$

$$\mathbf{Y}_1 = \mathbf{H}_1 \mathbf{L}_1, \quad 5.5.1.8$$

$$\Gamma_1 = \mathbf{Y}_1 \mathbf{L}_1, \quad 5.5.1.9$$

dobiva se vektor koeficijenata komponente prvog mjerenja (Γ_1).

Sve koeficijente koji su izračunati za prvo mjerenje treba izračunati i za drugo mjerenje ili drugu formu. U tu svrhu neka je

$$\mathbf{Z}_2 = (z_{ij}), \quad i = 1, 2, \dots, n; \quad j = 1, 2, \dots, m \quad 5.5.1.10$$

matrica ulaznih podataka drugog mjerenja, gdje je n broj entiteta, a m broj varijabli. Varijable iz \mathbf{Z}_2 normalizirane su i standardizirane tako da je

$$\mathbf{Z}_2^T \mathbf{1}_n = 0 \quad 5.5.1.11$$

gdje je $\mathbf{1}_n$ vektor od n jedinica. Matrica korelacija dobiva se kao

$$\mathbf{R}_2 = n^{-1} \mathbf{Z}_2^T \mathbf{Z}_2 \quad 5.5.1.12$$

Rješenjem karakteristične jednadžbe

$$(\mathbf{R}_2 - \Lambda \mathbf{I}) \mathbf{X} = 0 \quad 5.5.1.13$$

dobiva se matrica svojstvenih vrijednosti Λ i matrica pripadajućih svojstvenih vektora \mathbf{X} , uz uvjet da je

$$\mathbf{X}^T \mathbf{X} = \mathbf{X} \mathbf{X}^T = \mathbf{I} \quad 5.5.1.14$$

gdje je \mathbf{I} matrica identiteta. Prva glavna komponenta drugog mjerenja formira se zadržavanjem prve svojstvene vrijednosti λ_2 iz dijagonalne matrice Λ i prvog svojstvenog vektora \mathbf{x}_2 iz matrice svojstvenih vektora \mathbf{X} . Operacijom

$$\mathbf{H}_2 = \mathbf{x}_2 \lambda_2^{1/2} \quad 5.5.1.15$$

izračunava se glavna osovina matrice korelacija drugoga mjerenja, koja predstavlja vektor koeficijenata valjanosti drugoga mjerenja. Poslije operacija

$$(\mathbf{H}_2 \mathbf{H}_2^T)^{-1/2} = \mathbf{L}_2, \quad 5.5.1.16$$

$$\mathbf{Y}_2 = \mathbf{H}_2 \mathbf{L}_2, \quad 5.5.1.17$$

$$\Gamma_2 = \mathbf{Y}_2 \mathbf{L}_2, \quad 5.5.1.18$$

dobiva se vektor koeficijenata komponente drugoga mjerenja (Γ_2).

Kvazikanoničku pouzdanost dobivamo na sli-

jedeći način:

$$\mathbf{R}_{12} = n^{-1} \mathbf{Z}_1^T \mathbf{Z}_2, \quad 5.5.1.19$$

gdje \mathbf{R}_{12} predstavlja matricu korelacija između prvog i drugog mjerenja.

Kvazikanoničku pouzdanost računamo kao

$$\Psi = \Gamma_1 \mathbf{R}_{12} \Gamma_2. \quad 5.5.1.20$$

Kvazikanoničku pogrešku mjerenja definiramo kao

$$\varepsilon = (1 - \Psi)^{1/2} \quad 5.5.1.21$$

Da bi ispitali stabilnost instrumenta potrebno je usporediti koeficijente kvazikanoničke valjanosti. Budući da su koeficijenti valjanosti korelacije između varijabli i prve glavne komponente svakog od mjerenja ili forme, moguće je izračunati koeficijent kongruencije između dobivenih koeficijenata kvazikanoničke valjanosti prvog i drugog mjerenja. Ako je koeficijent kongruencije veći od 0,8 to bi moglo značiti da se koeficijenti valjanosti prvog i drugog mjerenja dobro slažu. Drugim riječima, uz visok koeficijent kongruencije može se smatrati da mjerni instrument ostaje stabilan i mjeri jedno te isto kod ponovljenog mjerenja. Kongruenciju koeficijenata valjanosti Ψ prvog i drugog mjerenja računamo kao

$$\mathbf{P}_1 = \Gamma_1^T \Gamma_1, \quad 5.5.1.22$$

$$\mathbf{P}_2 = \Gamma_2^T \Gamma_2, \quad 5.5.1.23$$

$$\Phi = \mathbf{P}_1^{-1} \Gamma_1^T \Gamma_2 \mathbf{P}_2^{-1}. \quad 5.5.1.24$$

Upravo kongruencija koeficijenata valjanosti prvog i drugog mjerenja predstavlja informatički doprinos programu za izračunavanje kvazikanoničke pouzdanosti. U tome se očituje razlika između Momirovićeva programa BOCK i programa BOCK-E.

5.2. Programski sustav BOCK-E

Programski sustav BOCK-E sastoji se od devet manjih programa, napisanih u višim programskim jezicima FORTRAN i PASCAL. S obzirom da je prethodno prezentiran matematički model, koji je implementiran u programskom sustavu BOCK-E, ovdje neće biti naveden niti algoritam niti programi ovog programskog sustava. Prva forma odgovara prvom mjerenju, a druga forma 2. mjerenju.

5.3. Metrijske karakteristike upitnika «Tehnike videćeg vodiča» dobivene programskim sustavom BOCK-E

Upitnik «Tehnike videćeg vodiča», koji se sastoji od «Samostalnosti» kao prve forme i «Motivacije» kao druge forme, potrebno je bilo podvrći analizi metrijskih karakteristika pod kvazikanoničkim modelom (Gredelj i sur., 1986). U tu svrhu poslužit će tablica 1. Obzirom da su

sve varijable ordinalnog tipa, provedena je njihova normalizacija i standardizacija.

Kvazikanonička pouzdanost, dobivena pod modelom paralelnih formi iznosi 0,926. Kvazikanonička pogreška ovoga upitnika iznosi 0,272. Može se zaključiti da upitnik za mjerenje dostignuća u svladavanju tehnika videćeg vodiča kod slijepih i slabovidnih osoba ima veoma dobre metrijske karakteristike, dobivene pod

Tablica 1. Kvazikanonička analiza pouzdanosti

Kvazikanonička pouzdanost	Kvazikanonička pogreška	Kongruencija koeficijenata valjanosti
0,926	0,272	0,980

kvazikanoničkim modelom. Želeći usporediti slaganje koeficijenata valjanosti čestica ovoga upitnika u prvoj i drugoj formi, izračunat je Tuckerov koeficijent kongruencije koji iznosi 0,980. To znači da se koeficijenti valjanosti čestica upitnika «Tehnike videćeg vodiča» skoro potpuno međusobno slažu u prvoj i drugoj formi. S obzirom da su dobivene dobre metrijske karakteristike ovoga upitnika pod kvazikanoničkim modelom, potrebno je pogledati distribucije

frekvencija, varijance glavnih komponenti i analizirati koeficijente valjanosti čestica u prvoj i drugoj formi. U tu svrhu poslužit će tablice 2, 3 i 4.

Promatrajući raspored frekvencija po kategorijama svih varijabli, uočava se da 35% slijepih i slabovidnih osoba samostalno ne slijedi na primjeren način, dok 32% ispitanika nije niti motivirana za to. Svi ostali su u nekoj mjeri samostalni pa i motivirani za svladavanje ove

Tablica 2. Distribucija relativnih frekvencija u postocima za Prvu formu (Samostalnost) i Drugu formu (Motivacija)

Varijable	Prvo forma (Samostalnost)						Varijable	Druga forma (Motivacija)					
	0	1	2	3	4	5		0	1	2	3	4	5
STEV01	35	11	11	11	14	18	MTEV01	32	4	7	11	4	42
STEV02	60	4	4	32			MTEV02	43	4	14	39		
STEV03	88	0	4	4	4		MTEV03	61	4	7	4	24	
STEV04	39	7	4	7	7	36	MTEV04	39	0	7	7	45	
STEV05	25	4	7	4	60		MTEV05	25	0	11	11	53	
STEV06	29	7	4	7	53		MTEV06	22	7	7	64		
STEV07	29	4	7	7	4	49	MTEV07	29	4	7	60		
STEV08	32	11	4	14	39		MTEV08	32	4	7	11	46	
STEV09	43	14	11	7	25		MTEV09	39	4	7	11	39	
STEV10	63	4	11	4	18		MTEV10	50	4	7	4	35	
STEV11	36	7	7	7	43		MTEV11	32	4	4	14	46	
STEV12	57	7	7	4	25		MTEV12	54	7	4	35		
STEV13	60	4	7	4	25		MTEV13	57	4	4	35		
STEV14	68	0	7	25			MTEV14	46	4	4	4	42	

faze videćeg vođa. Što se tiče varijable STEV02 (Traži primjerenu pomoć), 60% je nesamostalno a 43% potpuno nemotivirano za tu radnju. Osnovni hvat pravilno koristi (STEV03) samo 12% slijepih i slabovidnih osoba, dok je 39% motivirano za učenje te radnje. Samostalnost u pravilnom prolazu kroz uski prostor (STEV04) nalazimo kod 61% ispitanika, a upravo su oni motivirani za uspješno svladavanje ove tehnike videćeg vođa. Najbolje rezultate u samostalnosti i motivaciji kod ovih osoba nalazimo (75%) za radnju koja se odnosi na otvaranje i zatvaranje vrata (STEV05). Neku samostalnost u mijenjanju strana (STEV06) ispoljava 71% osoba oštećena vida, dok ih je motivirano za tu radnju približno 78%. Sve ispitane osobe koje ispoljavaju samostalnost u penjanju i spuštanju stepenica (STEV07) također su i motivirane za svladavanje ove radnje (71%). Lift samostalno koristi (STEV08) približno 68% osoba oštećena vida, a oni su ujedno i motivirani da dobro svladaju ovu tehniku videćeg vođa. Pokretne stepenice (STEV09) koristi oko 57% ispitanih osoba, a motivirano ih je oko 61%. S obzirom da je korištenje vrata koja se vrte (STEV10) zahtjevna radnja, u nekoj mjeri je to svladalo 36% osoba oštećena vida, dok ih je 50% motivirano da ovladaju tom tehnikom. Samostalno u automobil ulazi (STEV11) približno 64% osoba oštećena vida, a motivirano je za svladavanje te radnje oko 68% ispitanika. Postupak odbijanja pomoći koristi (STEV12) 43% osoba oštećena vida, dok ih je 46% motivirano za ovu radnju. Na varijabli

STEV13 (Podučava tehnicu videćeg vođa novom videćem vođi) 60% ispitanika ne pokazuje nikakvu samostalnost, dok ih 57% nije niti motivirano za korištenje ove radnje. Orijentaciju dok koristi tehniku videćeg vođa (STEV14) zadržava približno 32% osoba oštećena vida, a motivaciju za tim ispoljava približno 54% tih osoba. Može se zaključiti da su osobe oštećena vida motivirane za svladavanje pojedinih tehnika videćeg vođa, ali su zbog različitih poteškoća nešto slabije ovladali pojedinim specifičnim tehnikama. Postupak izračunavanja kvazikanoničke pouzdanosti zahtjeva formiranje prve glavne komponente I. forme te prve glavne komponente II. forme. Izvršena je spektralna dekompozicija matrice korelacija između varijabli koje definiraju samostalnost u korištenju tehnika videćeg vođa. Pri tom su izračunate svojstvene vrijednosti i pripadajući svojstveni vektori. Isti izračuni provedeni su i za drugu formu koja predstavlja motivaciju za svladavanje tehnika videćeg vođa. Svojstvene vrijednosti nalaze se u tablici 3. Obzirom da se metrijske karakteristike pod kvazikanoničkim modelom računaju na temelju prvih glavnih komponenti, zadržana je prva svojstvena vrijednost za samostalnost (I. forma) (6.65) i prva svojstvena vrijednost za motivaciju (II. Forma) (7.96), te pripadajući svojstveni vektori.

Koeficijenti valjanosti predstavljaju korelacije čestica s prvom glavnom komponentom. Obzirom na tu činjenicu može se odrediti koje čestice upitnika «Tehnike videćeg vođa» imaju

Tablica 3. Svojstvene vrijednosti matrice korelacija za I. formu (Samostalnost) i II. Formu (Motivacija)

Svojstvene vrijednosti	Prva forma		Svojstvene vrijednosti	Druga forma	
	Kumulativna varijanca	% kumulativne varijance		Kumulativna varijanca	% kumulativne varijance
6,65	6,65	47,53	7,96	7,96	56,88
1,77	8,42	60,14	1,49	9,45	67,53
1,27	9,69	69,24	1,47	10,93	78,04
1,05	10,75	76,76	0,82	11,74	83,88
1,01	11,75	83,95	0,70	12,44	88,89
0,79	12,54	89,59	0,52	12,97	92,63

zadovoljavajuću valjanost, a koje ne. Sve korelacije koje su veće ili jednake 0,37 statistički su značajne uz 5% proporciju pogreške. Temeljem toga, mogu se identificirati čestice u prvoj i drugoj formi koje imaju dobra metrijska svojstva izražena preko koeficijenata valjanosti. Naravno, komponente I. i II. forme znatno su manje od valjanosti, a i ne mogu se uspoređivati s nekim čvrstim rezultatom, pa se na temelju njih ne može donositi pouzdana odluka o kvaliteti metrijskih karakteristika pojedinih čestica u upitniku «Tehnike videćeg vodiča». Ovi koeficijenti nalaze se u tablici 4.

U području samostalnosti ili prve forme, najveći koeficijent valjanosti ima varijabla STEV05 (Otvora i zatvara vrata) (0,89). STEV07 (Penjanje i spuštanje stepenicama) također ima veoma visoku valjanost, jer je korelacija s prvom glavnom komponentom 0,86. Veoma visoki koeficijent valjanosti (0,85) nalazimo kod varijable STEV08 (Koristi lift). Sve varijable koje definiraju nivo samostalnosti kod korištenja tehnika videćeg vodiča imaju veoma dobre koeficijente valjanosti, osim varijable STEV03

(Koristi pravilno osnovni hvat), kod koje valjanost iznosi 0,17. Slično se ponašaju i koeficijenti komponente, samo su te vrijednosti znatno niže od korelacija s prvom glavnom komponentom ili koeficijenata valjanosti. Što se tiče motivacije za svladavanje tehnika videćeg vodiča, koeficijenti valjanosti svih varijabli su veoma dobri. Budući su to korelacije varijabli s prvom glavnom komponentom, ekstrahiranom iz motivacije ili II. forme, može se kazati da su sve statistički značajne uz 5% proporciju pogreške. Ipak, najveću valjanost nalazimo kod varijable MTEV08 (Koristi lift) koja iznosi 0,93. Također varijabla MTEV05 (Otvora i zatvara vrata) ima veoma visok koeficijent valjanosti koji iznosi 0,90. Varijable MTEV07 (Penje se i spušta stepenicama) i MTEV09 (Koristi pokretne stepenice) imaju potpuno identičnu valjanost (0,89). Motivacija za mijenjanjem strana (MTEV06) također ima visoki koeficijent valjanosti koji iznosi 0,85. Nešto niži koeficijent valjanosti (0,84) nalazimo kod varijable MTEV11 (Ulazi u automobil). Najmanju valjanost nalazimo kod varijable MTEV14 (Zadržava orijentaciju dok

Tablica 4. Koeficijenti valjanosti i komponente I. forme (Samostalnost) i II. Forme (Motivacija)

Varijable	Prva forma-Samostalnost		Druga forma-Motivacija		
	Koeficijenti valjanosti	Koeficijenti komponente	Varijable	Koeficijenti valjanosti	Koeficijenti komponente
STEV01	0,66	0,10	MTEV01	0,59	0,07
STEV02	0,55	0,08	MTEV02	0,69	0,09
STEV03	0,17	0,03	MTEV03	0,69	0,09
STEV04	0,69	0,10	MTEV04	0,71	0,09
STEV05	0,89	0,13	MTEV05	0,90	0,11
STEV06	0,69	0,10	MTEV06	0,85	0,11
STEV07	0,86	0,13	MTEV07	0,89	0,11
STEV08	0,85	0,13	MTEV08	0,93	0,12
STEV09	0,80	0,12	MTEV09	0,89	0,11
STEV10	0,58	0,09	MTEV10	0,65	0,08
STEV11	0,80	0,12	MTEV11	0,84	0,11
STEV12	0,61	0,09	MTEV12	0,65	0,08
STEV13	0,69	0,10	MTEV13	0,69	0,09
STEV14	0,46	0,07	MTEV14	0,41	0,05

koristi tehniku videćeg vodiča), a koja iznosi 0,41. I ovaj koeficijent valjanosti statistički je značajan uz 5% proporciju pogreške.

Koeficijenti komponente prostora koji defini- ra motivaciju za svladavanje tehnika videćeg vodiča slijede koeficijente valjanosti, ali su mnogo niži. U prostoru varijabli koje definiraju samostalnost u svladavanju tehnika videćeg vodiča samo jedna varijabla ima slabiji koefici- jent valjanosti. To je STEV03 (Koristi pravilno osnovni hvat) (0,17). Što se tiče motivacije, sve varijable imaju veoma dobre koeficijente val- janosti. Može se zaključiti da su prva i druga forma dobro odabrane, te da nije potrebno inter- venirati ni na jednoj varijabli u području samostalnosti i motivacije. Upitnik «Tehnike videćeg vodiča», primijenjen na uzorku slijepih i slabovidnih osoba, može predstavljati pouzdan instrument za utvrđivanje nivoa samostalnosti u svladavanju tehnika videćeg vodiča, prilikom rehabilitacije osoba oštećena vida.

6. Zaključak

Primjenom kvazikanoničkog modela riješen je problem izračunavanja metrijskih svojstava instrumenata koji su opisani na malim uzorcima ispitanika. Izračunata je kvazikanonička pouz- danost i pogreška na temelju prvih glavnih kom- ponenti obiju formi. Isto tako, izračunata je kon- gruencija ili slaganje koeficijenata valjanosti za područje samostalnosti i za područje motivacije u svladavanju tehnika videćeg vodiča, kod osoba oštećena vida. Predloženi su modeli, algoritmi i sustav programa za analizu metrijskih karakteris- tika instrumenata s ordinalnim varijablama, koje je prije izračunavanja potrebno normalizirati i standardizirati. Rezultati su pokazali da se upitnik «Tehnike videćeg» vodiča može bez ograničenja koristiti prilikom utvrđivanja razine samostalnos- ti i motivacije za svladavanje tehnika, koje će osobama oštećena vida pomoći u svakodnevnom životnom okruženju. Visoki koeficijenti kvazikanoničke pouzdanosti i kongruencije koeficijenata valjanosti prve i druge forme ukazuju na mogućnost upotrebe navedenih moda- ela za analizu metrijskih svojstava instrumenata kada se istraživanja provode na malim uzorcima ispitanika, što je čest slučaj u području edukaci- jske rehabilitacije. Analiza metrijskih karakteris- tika može se efikasno provoditi i na malim uzorcima ispitanika ako je moguće jednoznačno definirati prvu i drugu formu.

Literatura

- Abramowitz, M., Stegun, I.A. (1964): Handbook of mathematical functions with formulas, graphs and mathematical tables. Washington: D.C.: U.S. Government Printing Office.
- Anastasi, A. (1968): Psychological testing. New York: MacMillan.
- Anderson, T.W. (1958): An introduction to multivariate statistical analysis. New York: Wiley.
- Bartlett, M.S. (1941): The statistical significance of canonical correlations. *Biometrika* (32), 29-38.
- Bartlett, M.S. (1978): An introduction to stochastic processes (30 ed.). Cambridge: Cambridge University Press.
- Bock, R.D., Haggard, E.A. (1968): The use of multivariate analysis of variance in behavioral research, Ch. 3 in Witla, D.K. (ur.), Handbook of measurement and assessment in behavioral sciences. Reading, Mass.: Addison-Wesley.
- Cooley, W.W., Lohnes, P.R. (1971): Multivariate data analysis. New York: Wiley.
- Dizdar, D., (1999): RTT.stb – Program za utvrđivanje metrijskih karakteristika kompozitnih mjernih instrumenata. Zbornik radova «Kineziologija za 21. stoljeće» (str. 450-454). Dubrovnik: Fakultet za fizičku kulturu Sveučilišta u Zagrebu.
- Gredelj, M., Momirović, K., Dobrić, V. (1986): Some relations between canonical covariance analysis and principal component analysis. Proceedings of 8th International Symposium "Computer at the University" (str. 503), Cavtat.
- Guillford, J.P. (1965): Fundamental Statistics in Psychology and Education. New York: McGraw-Hill.
- Guttman, L. (1953): Image Theory for the Structure of Quantitative variates. *Psychometrika* (18), 277-296.
- Harris, C.W. (1962): Some Rao-Guttman relationships. *Psychometrika* (27), 247-263.
- Kaiser, H.F., Rice J. (1974): Little Jeffy. Mark IV. Educational and psychological measurements (34), 111-117.
- Momirović, A. (1983): Algorithm and program for the determination of some metric characteristics of cognitive psychological tests. Proceedings of 5th international symposium "Computer at the University". Cavtat.
- Momirović, K. (1977): Dvije alternativne definicije homogenosti mjernog instrumenta. *Psihologija* (1), 87-90.
- Momirović, K. (1979): Jednostavni algoritmi za analizu bilinearnih formi u biološkim, psihološkim i medicinskim istraživanjima. "Primena na kompjuterite vo biomedicinske oblasti". Skopje.
- Momirović, K., Dobrić, V., Gredelj, M. (1985(1)): Quasicanonical relationships of partial image variates. Proceedings of 6th International Symposium "Computer at the University" (522). Cavtat.
- Momirović, K., Dobrić, V., Gredelj, M. (1985(2)): Some properties of quasicanonical correlation analysis in Guttman and Harris space. Annual Conference of Bernoullian Society. Amsterdam.
- Momirović, K., Gredelj, M., Herak, M. (1978): COCAIN - Algoritam i program za kanoničku korelacijsku analizu. *Kineziologija* 10(1-2), 117-123.
- Momirović, K., Štalec, J. (1984): A general criterion for the estimation of the number of important principal components. Proceedings of 6th International Symposium "Computer at the University" (512, 1-9). Cavtat.
- Morrison, D.F. (1967): Multivariate statistical methods. New York: McGraw-Hill.
- Mulaik, S.A. (1972): The Foundations of Factor analysis. New York: McGraw-Hill.
- Pejčinović, R. (2002): Empirijska validacija instrumenta za ispitivanje efikasnosti tretmana kod mladeži s poremećajima u ponašanju. Magistarski rad. Edukacijsko-rehabilitacijski fakultet Sveučilišta u Zagrebu.
- Runjić, T. (2001): Posttraumatski stresni poremećaj u slijepih invalida Domovinskog rata i njegove implikacije na

neke aspekte rehabilitacije. Doktorska disertacija. Edukacijsko-rehabilitacijski fakultet Sveučilišta u Zagrebu.

Štalec, J., Momirović, K. (1971): Ukupna količina valjane varijance kao osnov kriterija za određivanje broja značajnih glavnih komponenta. *Kineziologija* 1(1), 79-81.

Metric characteristics of instruments used in small samples

Abstract

In order to calculate metric characteristics of instruments applied to small samples, a canonical covariance analysis or quasicanonical analysis has been applied. Instrument reliability, described on a small sample of subjects, is defined as quasicanonical reliability in parallel or TAU equivalent forms model. Both an algorithm and a metric characteristics analysis program of a composite instrument have been made. This program calculates reliability in a quasicanonical model as a correlation between principal components of two forms. If an instrument is used to assess a small sample in two different temporal stages, defining the initial testing as the first, and the final testing as the second form, it is possible to assess stability of the measuring instruments. Besides quasicanonical reliability, this program also calculates the quasicanonical error as well as the validity and discriminativity coefficients for both forms. Standard reliability measure can be calculated as a correlation between Burt's components of the two forms. By applying this model for analyzing metric characteristics of a questionnaire « Methods of a sighted guide », with the blind and the visually impaired, where the first form is consisted of independence characteristics, and the second form is made of motivation characteristics, satisfactory measuring features in a small sample of subjects have been obtained. Very high coefficients of quasicanonical reliability and congruency between validity coefficients imply the possibility of using these models in order to analyze metric characteristics of instruments when having small samples of subjects in research studies. In other words, the metric characteristics analysis can be efficiently used even in small samples of subjects if there is a possibility of explicit definition of two parallel forms.

Key words: quasicanonical reliability, small samples of subjects, visually impaired persons