

ANALIZA POUZDANOSTI INSTRUMENTA YLS POD MODELOM PARALELNIH FORMI

BRANKO NIKOLIĆ*, RAFAEL PEJČINOVIĆ**, JOSIP SARIĆ**

Primljeno: travanj 2002.
Prihvaćeno: travanj 2003.

Stručni rad
UDK: 376.5 - 053.6

Analiza pouzdanosti kompozitnog mjernog instrumenta YLS pod modelom paralelnih formi temelji se na definicijama Stanleya Wilksa. Program ANGEL-E, napisan u svrhu analize mjernih instrumenata sa binarno kodiranim česticama, a izračunava mjere pouzdanosti definirane korelacijom Burtovih komponenti. Osim toga, određuje i mjere pouzdanosti definirane korelacijom glavnih komponenti. Uspoređuje procjene pouzdanosti i za svaku izračunava parametre, distribucije i norme rezultata. Diskriminativnosti čestica YLS instrumenta računaju se na temelju prvog Burtovog i prvog Hotellingovog faktora. Pouzdanosti obje forme procjenjuju se Spearman-Brownovim i Kaiser-Caffreyevim postupkom. Ovaj programski sustav pretpostavlja da rezultati u česticama nisu proizvod nekog multinormalnog generatora, pa ih ne normalizira, već očekuje rezultate izražene binarnim brojevima (1 i 0). Na temelju kvazikanoničkog modela program izračunava kvazikanoničku i standardnu mjeru pouzdanosti (rtt), te kvazikanoničku i standardnu pogrešku mjerenja YLS instrumenta. Primjenom navedenog programa dobivene su zadovoljavajuće metrijske karakteristike YLS instrumenta kod mladih s poremećajima u ponašanju koji se nalaze u institucionalnom tretmanu. Standardna mjera pouzdanosti iznosi 0,90 a kvazikanonička i standardna pogreška mjerenja manje su od 0,20. To znači da upitnik dobro mjeri rizičnost i potrebe mladeži s poremećajima u ponašanju.

Ključne riječi: pouzdanost, paralelne forme, mladež s poremećajima u ponašanju, metrijske karakteristike

Uvod

Jedan od instrumenata za procjenu rizičnosti, odnosno potreba ispitanika je formular YLS/CMI (*The Youth Level of Service/Case Management Inventory*) autora R. D. Hoge i D. A. Andrews (1994). Namijenjen je procjeni razine rizika kod određenog djeteta ili mlade osobe sa svrhom određivanja i planiranja adekvatne razine intervencije. Na taj se način može predvidjeti razvoj čimbenika rizika kako za pojedinca, tako i za skupinu. Time se omogućuje planiranje primjerenih tretmanskih programa i pristupa na razini pojedinca, ali i diferencijacija tretmana i planiranje mreže institucija i programa na razini države, adekvatno procjenjenim potrebama populacije djece i mladeži u riziku ili s ispoljenim poremećajima u ponašanju. Tretman je proces koji teče i koji se ne može zaustaviti da bi se na

miru mogli promotriti njegovi učinci. Zato veoma često, bilo zbog toga što nema dovoljno vremena za obradu i analizu prikupljenih informacija, odluke o daljnjem tijeku tretmana donose se na razini institucije i sporadičnih impresija. Učinkovit nadzor nad procesom tretmana zahtijeva veliku količinu informacija o svakom maloljetniku koje treba vrlo brzo obraditi. (Mejovšek, 1998.).

Metrijska svojstva instrumenata

Kao i u drugim sličnim znanstvenim disciplinama u edukacijskoj rehabilitaciji i socijalnoj pedagogiji, uz izbor uzoraka ispitanika i uzoraka varijabli, veoma je važno ispitati mjerne karakteristike instrumenata, primijenjenih u određenim istraživanjima. Na temelju mjernih karakteristika kao što su: pouzdanost, valjanost, reprezentativnost, diskriminativnost, objektivnost i

* Edukacijsko-rehabilitacijski fakultet Sveučilišta u Zagrebu

** Ministarstvo zdravstva i socijalne skrbi

homogenost, mogu se donositi zaključci o preciznosti mjerenja određenih karakteristika ispitanika, te o tome da li mjerni instrument mjeri ono što bi trebao mjeriti (Krković i sur., 1965., Momirović i Gredelj, 1980.). Od mjernih instrumenta, u socijalnoj pedagogiji obično se koriste: test, upitnik, skala procjene i anketa (Mejovšek, 2002.). Prilikom istraživanja određenih obilježja u socijalnoj pedagogiji, koriste se instrumenti koji imaju poznate mjerne karakteristike, ali isto tako kreiraju se i novi instrumenti ili transformiraju stari, čije je mjerne karakteristike potrebno istražiti. Kad se ispitivanje određenih obilježja objekata vrši instrumentom čije su mjerne karakteristike već ranije izračunate, razina preciznosti mjerenja određivat će primjenu multivarijantnih metoda za analizu dobivenih podataka. Ako se konstruira novi instrument ili se transformira neki već poznati, potrebno je voditi računa o uporabnoj vrijednosti rezultata mjerenja, te o pravilima koja se moraju poštovati da bi rezultati imali znanstvenu i praktičnu vrijednost, koja im potencijalno pripada. Na temelju opće koncepcije mjerenja poznato je da nije moguće dobiti više informacija o nekim obilježjima nego ih ima u samim podacima istraživanja. Različiti matematički i statistički postupci služe da se te informacije pretvore u razumljiv i uporabljiv oblik, ali sami postupci ne povećavaju količinu informacija. Svaki pokušaj da se rezultat mjerenja predstavi u bilo kojem obliku (statističkom, geometrijskom, matematičkom, ...), temelji se na definiciji mjerenja. Poznato je da je mjerenje postupak koji, u skladu s točno definiranim pravilima, nekom objektu pridružuje oznaku, koja može biti broj. Na temelju te oznake može se zaključivati o onoj karakteristikici objekta koja korisnika zanima. Mjerenje je svaka operacija kojom karakteriziramo neki objekt, ako se ta operacija vrši u skladu s čvrsto utvrđenim skupom pravila. S obzirom na željenu preciznost, čestice u svakom mjernom instrumentu trebaju biti kreirane u skladu s jednom od četiri mjerne skale: nominalnom, ordinalnom, intervalnom ili omjernom (Guilford, 1968., Petz, 1994.). Za mjerne instrumente koji se koriste u socijalnoj

pedagogiji potrebno je predložiti pokazatelje koji se obično računaju prilikom analize metrijskih karakteristika, a prije svega mjere pouzdanosti pod različitim modelima. Temeljni čimbenici u teoriji mjerenja su podaci o tome s kolikom pogreškom je neko obilježje izmjereno, te s kolikom točnošću možemo mjeriti različitim mjernim instrumentima?

Pouzdanost možemo definirati kao mjeru koja je proporcionalna činjenici, koliko na rezultat u nekom potpuno objektivnom mjernom instrumentu, utječe stvarni rezultat u sprezi s relativnim udjelom slučajne pogreške mjerenja. U teoriji je za pouzdanost je potpuno svejedno u kojim mjernim jedinicama iskazujemo rezultate. Matematički model pouzdanosti sličan je matematičkom modelu objektivnosti i glasi:

$$z_{ij} = t_{ij} + e_{ij} \quad (1)$$

gdje je t_{ij} pravi rezultat ispitanika na testu, a e_{ij} pogreška koju smo učinili ocjenjujući ispitanika i testom j . Da bi izračunali pouzdanost testa, potrebno je procijeniti pravi rezultat ili pogrešku mjernog instrumenta. Riješavanje jednadžbe (1) može se obaviti pomoću tehnoloških modela i matematičkih ili logičkih modela. Tehnološki modeli su:

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

Matematički ili logički modeli su:

1. Klasični model mjerenja,
2. Moderni (image) model mjerenja.

Klasični model mjerenja ili klasična teorija mjerenja nastala je u 20-tim godinama prošlog stoljeća, a utemeljio ju je Spearman. Međutim, Cronbach se je, 1947. i 1951., temeljito bavio ovim pitanjima, pa se i njegovo ime veže uz klasičnu teoriju mjerenja. Ova teorija temelji se na tri pretpostavke i to:

- osobine koje su predmet mjerenja stabilne su u vremenu,
- komponente pogreške sasvim su slučajne,
- ukupan rezultat jednak je sumi pravog rezultata i komponenti pogreške.

Moderni model mjerenja ili moderna teorija mjerenja naziva se prema tvorcu image analize Guttmanu (1953.), još i Guttmanova teorija mjerenja. Ovaj model dopušta da pogreške mjerenja u jednom testu mogu biti u vezi s pravim rezultatima drugog testa. Budući da ima isti broj jednadžbi koliko i nepoznanica, parametri ovoga modela mogu se egzaktno izračunati.

Model paralelnih ili Tau ekvivalentnih formi

Paralelne forme predstavljaju dva testa koji imaju:

- isti broj čestica,
- iste aritmetičke sredine i varijance,
- jednake korelacije čestica s nekom varijablom izvan testova.

Tau ekvivalentni testovi su testovi koji ne moraju imati isti broj čestica, čije aritmetičke sredine i varijance ne trebaju biti iste, ali zato korelacije svakog testa s nekom izvanjskom varijablom moraju biti jednake.

Tehnologija interne konzistencije

Gotovo da nema testova niti mjernih postupaka koji bi se sastojali od jednog mjerenja ili jedne čestice. Svi mjerni instrumenti sastoje se od više čestica ili više ponavljanja jednog zadatka. Pretpostavimo da je definiran test od m čestica. Prva pretpostavka je da su čestice izabrane iz nekog univerzuma čestica, te da se pomoću njih žele dobiti neke informacije o objektu promatranja. Druga je pretpostavka da sve čestice mjere jednu te istu pojavu, tj. da na temelju rezultata na svakoj čestici izračunamo ono što je zajedničko svima. Sve čestice u nekom testu mogu mjeriti jedno te isto, ali svaka i griješiti na svoj način. Ako sve čestice mjere bez greške onda je test apsolutno pouzdan. Ako sve čestice mjere samo svoje pogreške, a ne prave vrijednosti, onda je test apsolutno nepouzdan.

Model stabilnosti ili test-retest postupak

Ovaj model temelji se na ispitivanju uzorka entiteta nekim mjernim instrumentom u dvije vremenske točke. Oba mjerenja obično se provode u vremenskom intervalu od 6 do 12 mjeseci. S obzirom da se radi o zavisnim rezultatima, problemi se javljaju u napuhanim koeficijentima korelacije, između varijabli prvog i drugog mjerenja ili forme. Za izračunavanje pouzdanosti pod modelom testa-retesta koristit se može kanonička ili kvazikanonička korelacijska analiza (Hotelling, 1936, Cooley i Lohnes, 1971, Dobrić i surad., 1985). Koeficijenti kanoničke i kvazikanoničke korelacije predstavljaju mjeru pouzdanosti mjernog instrumenta.

Izračunavanje pouzdanosti

Formalna definicija pouzdanosti glasi: *Omjer varijance pravih rezultata i ukupne varijance u testu naziva se pouzdanost.*

Računa se na slijedeći način:

$$\sigma^2 = \sigma_t^2 + \sigma_e^2$$

$$r_{tt} = \frac{\sigma_t^2}{\sigma^2} = 1 - \frac{\sigma_e^2}{\sigma^2}$$

gdje je (σ^2 ukupna varijanca, (σ_t^2 varijanca pravih rezultata, a (σ_e^2 varijanca pogreške. Korelacija između rezultata u testu i pravih rezultata u testu, r_{tt} , predstavlja standardnu mjeru pouzdanosti. Ako se rezultat cjelokupnog testa definira kao suma rezultata po pojedinim česticama u testu, a što je 1917. godine Burt nazvao prvim sumacionim faktorom, onda će varijanca tako dobivenog testovnog rezultata biti temelj za nekoliko mjera pouzdanosti. Tako su Spearman i Brown (prema Guilfordu, 1968.) Kuder i Richardson, 1939., Cronbach, 1947., Horst 1953. predložili formule za procjenu standardne mjere pouzdanosti r_{tt} . Svi ti obrasci svode se na jednu te istu formulu koja glasi:

$$r_{tt} = \frac{m}{m-1} \left(1 - \frac{1}{\sigma_r^2}\right)$$

gdje je m broj čestica u testu, a (σ_r^2) varijanca 1. sumacionog faktora ili 1. Burt-ovog faktora.

Standardna mjera pouzdanosti r_{tt} , tj. Cronbach – Spearman – Brown – Kuder – Richardsonova procjena pouzdanosti, veoma je važana mjerna karakteristika nekog instrumenta. Za praktičnu upotrebu nekog testa u socijalnoj pedagogiji, ovaj koeficijent pouzdanosti, treba biti barem 0,80. Najveću moguću mjeru pouzdanosti, u okviru klasične teorije mjerenja, predložili su Kaiser i Caffrey 1965. godine. Ta mjera pouzdanosti, poznata pod imenom ALPHA (α), izračunava se na temelju prve svojstvene vrijednosti matrice korelacija između čestica u nekom testu. ALPHA ili Kaiser-Caffrey-eva mjera pouzdanosti računa se na temelju iste formule kao r_{tt} , samo se umjesto varijance ukupnog rezultata u testu koristi prva svojstvena vrijednost (λ) matrice korelacija. Da bi neki mjerni instrument mogli smatrati pouzdanim i primijenjivim u socijalnoj pedagogiji, potrebno je da bude veći ili jednak od 0,875. Najveću moguću mjeru pouzdanosti u teoriji mjerenja, u okviru moderne ili Guttmanove teorije, predložio je Nicewander, 1975. godine. Ova mjera pouzdanosti naziva se λ_6 (λ_6), a računa se na temelju prve svojstvene vrijednosti matrice kovarijanci čestica, transformiranih u Harrisovu ili univerzalnu metriku (Harris, 1962.), na slijedeći način:

$$\lambda_6 = (1 - \eta^2)^{-1}$$

gdje je η^2 prva svojstvena vrijednost matrice kovarijanci čestica, transformiranih u Harrisovu metriku.

Metrijske karakteristike instrumenata YLS/CMI dobivene programom RTT7

YLS/CMI već ranije je primjenjivan kod 12 centara za socijalnu skrb u Republici Hrvatskoj. Na uzorku od 568 ispitanika u dobi od 11 do 23

godine, koji su bili u tretmanu centara za socijalnu skrb tijekom 1998. godine, utvrđene su njegove dobre metrijske karakteristike, što opravdava korištenje u znanstvene, praktične i edukacijske svrhe (Nikolić, Koller-Trbović i Žižak, 2002.). Ovaj instrument pogodan je i za izradu informatičkog rješenja koje bi trebalo pomoći svim sudionicima u tretmanskome postupanju, a na kraju i samom djetetu, odnosno maloljetniku. Metrijska svojstva YLS/CMI (FPRP) upitnika veoma su dobra. Sve mjere pouzdanosti veće su od 0,87 što ukazuje da je to zadovoljavajuće pouzdan instrument za mjerenje rizičnosti i potreba maloljetnika s poremećajima u ponašanju. Isto tako, mjera reprezentativnosti kod YLS/CMI upitnika iznosila je 0,79. Međutim, homogenost FPRP instrumenta (0,08) veoma je mala. Vjerojatni razlog nalazimo u činjenici da YLS/CMI ima dva glavna predmeta mjerenja i to: rizičnost za kršenje pravila i potreba maloljetnika s poremećajima u ponašanju. Nedvojbeno identifikacija dvaju faktora potvrđuje zadovoljavajuću valjanost ovoga instrumenta, primjenjenog za ispitivanje rizičnosti i potreba kod mladih s poremećajima u ponašanju koji se nalaze u tretmanu centara za socijalnu skrb. Navedeni instrument ima zadovoljavajuća metrijska svojstva i može se bez ograničenja koristiti za procjenu rizičnosti za kršenje pravila i potreba mladih s poremećajima u ponašanju u našim uvjetima.

Ciljevi istraživanja

Iako se YLS/CMI može koristiti za utvrđivanje rizičnosti i potreba kod mladih s poremećajima u ponašanju, to ne znači da se može bez ograničenja primijeniti za ispitivanje efikasnosti tretmana kod maloljetnika koji se nalaze u institucionalnom tretmanu. Karakteristike samog instrumenta takve su da bi adekvatno primjenjen možda mogao poslužiti za ispitivanje efikasnosti institucionalnog tretmana mladih s poremećajima u ponašanju. Zato je bilo potrebno provesti istraživanje o mogućnosti korištenja navedenog instrumenta za procjenu efikasnosti tretmana mladih s poremećajima u ponašanju koji su

smješteni u odgojne ustanove diljem Republike Hrvatske. Da bi se ispitale metrijske karakteristike YLS/CMI upitnika kod mladih s poremećajima u ponašanju koji se nalaze u institucionalnom tretmanu, pomoću standardnog programa za računanje metrijskih karakteristika (RTT7), potrebno bi bilo formirati uzorak od 300 ispitanika. Kod svih tih ispitanika potrebno bi bilo provoditi isti ili sličan tretmanski postupak tijekom jedne školske godine. Podatke bi trebalo prikupiti primjenom navedenog upitnika prije i poslije tretmana. Tek bi se na temelju tako dobivenih informacija moglo zaključiti da li YLS/CMI upitnik mjeri efikasnost institucionalnog tretmana i koliko ga precizno mjeri. S obzirom da je u našim uvjetima nemoguće formirati toliko veliki uzorak ispitanika kod kojih se provodi institucionalni tretman, potrebno je bilo pronaći metode i algoritme koje će analizirati podatke dobivene navedenim instrumentom, primijenjenim na malom uzorku mladih s poremećajima u ponašanju koji se nalaze u institucionalnom tretmanu. Tek na temelju metrijskih karakteristika svih područja i instrumenta kao cjeline, dobila bi se slika o stupnju primjene YLS upitnika za ispitivanje efikasnosti tretmana kod maloljetnika koji se nalaze u institucionalnom tretmanu. Temeljem navedenog proizlaze ciljevi ovoga istraživanja.

Generalni je cilj analiziranje pouzdanosti instrumenta The Youth Level of Service/Case Management Inventory (YLS/CMI), autora Hoge, R.D. i Andrews, D.A. (1994), tj. Formulara za procjenu rizičnosti/potreba (FPRP) djece i mladeži s poremećajima u ponašanju koja se nalaze u institucionalnom tretmanu. Pouzdanosti instrumenta procjenjivane su pod kvazikanoničkim modelom. U tu svrhu izrađeni su algoritmi i programi za kvazikanoničku analizu pouzdanosti pod modelom paralelnih formi. Ako se prvo mjerenje definira kao prva a drugo kao druga forma, onda se ovim programskim sustavom može analizirati pouzdanost pod modelom stabilnosti (test-retest).

Osim toga, jedan od ciljeva istraživanja bio je ispitati uporabljivost modela za izračunavanje

kvazikanoničke pouzdanosti, korištenjem YLS/CMI upitnika za ispitivanje efikasnosti institucionalnog tretmana, kod djece i mladeži s poremećajima u ponašanju.

Metode istraživanja

Uzorak ispitanika

S obzirom na ciljeve istraživanja formiran je uzorak ispitanika od maloljetnika s poremećajima u ponašanju koji borave u Domu za odgoj djece i mladeži u Malom Lošinj (20 ispitanika) i Domu za odgoj djece i mladeži u Osijeku (20 ispitanika), a koji se nalaze u institucionalnom tretmanu. Uzorak je izabran kao dvoetafni grupni uzorak. U prvoj fazi izabrane su navedene ustanove, dok su u drugoj fazi metodom slučajnog uzorka izabrani maloljetnici iz tih ustanova.

Uzorak varijabli

Prostor rizičnosti ili potreba djece i mladeži s poremećajima u ponašanju definiran je upitnikom The Youth Level of Service/Case Management Inventory (YLS/CMI), kanadskih autora Hoge, R.D. i Andrews, D.A. (1994), tj. Formularom za procjenu rizičnosti/potreba (FPRP). Upitnik je strukturiran od osam područja i to:

1. Raniji i sadašnji delinkventni status (5 čestica)
2. Obiteljske prilike (roditeljstvo) (6 čestica)
3. Obrazovanje – zaposlenje (7 čestica)
4. Odnosi s vršnjacima (4 čestice)
5. Zloupotreba sredstava ovisnosti (5 čestica)
6. Aktivnosti u slobodno vrijeme (3 čestice)
7. Osobnost – ponašanje (7 čestica)
8. Stavovi – orijentacija (5 čestica)

Sve čestice u YLS/CMI upitniku binarnog su tipa i mogu se izračunati ukupni rezultati za svako ispitivano područje kao i sveukupan rezultat ispitanika u upitniku.

Metode obrade podataka

S obzirom da je bilo potrebno ispitati metrijska svojstva upitnika YLS/CMI pod modelom paralelnih formi, izrađen je model i programski sustav ANGEL-E za izračunavanje mjera pouz-

danosti pod modelom paralelnih formi, kada su čestice u instrumentu binarno kodirane. Isti programski sustav može analizirati pouzdanost pod modelom test-retesta. Programski sustav slijedi Momirovićev algoritam ANGEL (Krković i sur., 1966) za analizu pouzdanosti pod modelom paralelnih formi temeljen na Wilksovima definicijama, a koji je bio implementiran u programskoj biblioteci SRCE*SS-MAKRO, na Sveučilišnom računskom centru u Zagrebu. Gašenjem računskog sustava UNIVAC, nestao je i program ANGEL, koji je kao i ostali bio napisan u meta jeziku SS (Štalc i sur. 1971).

Način provođenja istraživanja

S obzirom da nije bilo moguće pronaći adekvantne paralelne testove, problem smo pokušali riješiti korištenjem modela test-retest. To znači da se je kao prva forma uzelo ispitivanje prije provođenja institucionalnog tretmana, a kao druga forma ispitivanje poslije provedenog tretmana. U resocijalizacijskim ustanovama (Odgojni dom Mali Lošinj i Centar za odgoj mladež Osijek) prikupljanje podataka proveli su odgajatelji u dva mjerenja. Prvo mjerenje (inicijalno ispitivanje) obavilo se je početkom školske godine 2000./2001., a drugo mjerenje (finalno ispitivanje) provelo se je početkom drugog polugodišta, tj. šest mjeseci poslije prvog.

Analiza pouzdanosti upitnika YLS/CMI pod modelom paralelnih formi

Za analizu pouzdanosti nekog kompozitnog mjernog instrumenta pod modelom paralelnih formi korišten je standardni postupak koji se temelji na definicijama Stanleya Wilksa (1962). Mjere pouzdanosti izračunate su kao korelacije Burtovih komponenti prve i druge forme. Osim toga, pouzdanost instrumenta računat će se i kao korelacija između glavnih komponenti prvog i drugog mjerenja, što predstavlja kvazikanoničku pouzdanost. Usporedit će se ove dvije procjene pouzdanosti. Isto tako, izračunat će se kvazikanonička i standardna pogreška mjerenja

kao i kongruencija koeficijena valjanosti kao mjera slaganja valjanosti dvaju mjerenja. Za sve čestice izračunat će se koeficijenti valjanosti i koeficijenti diskriminativnosti kao korelacije čestica s prvom Burtovom i prvom Hotellingovom komponentom za oba mjerenja. Procjene pouzdanosti svake forme računat će se Spearman-Brownovim i Kaiser-Caffreyevim postupkom. Mjerni instrumenti koji se analiziraju ovim postupkom trebaju biti s binarno kodiranim česticama za koje nema argumenata za pretpostavku da su rezultati produkt nekog multinormalnog generatora. Podaci u česticama ne normaliziraju se, jer je pretpostavka da su nule ili jedinice.

Model i algoritam programskog sustava ANGEL-E

Za dobivanje Spearman-Brownove, Kaiser-Caffreyeve i kvazikanoničke pouzdanosti potrebno je izračunati Burtovu i Hotellingovu komponentu prvog i drugog mjerenja.

Neka je

$$S_1 = (s_{ij}), \quad i = 1, 2, \dots, n; \quad j = 1, 2, \dots, m \quad 5.1.1$$

matrica ulaznih podataka prvog mjerenja ili forme, gdje je n broj entiteta, a m broj varijabli. Varijable iz S_1 binarnog su tipa s rezultatima 0 ili 1. Matrica koeficijena korelacija dobiva se kao

$$R_1 = n^{-1} S_1^T S_1 \quad 5.1.2$$

Rješenjem karakteristične jednadžbe

$$(R_1 - \Lambda I) X = 0 \quad 5.1.3$$

dobiva se matrica svojstvenih vrijednosti Λ i matrica pripadajućih svojstvenih vektora X .

Prva glavna komponenta prvog mjerenja formira se zadržavanjem prve svojstvene vrijednosti λ_1 iz dijagonalne matrice Λ i prvog svojstvenog vektora x_1 iz matrice svojstvenih vektora X . Operacijom

$$H_1 = x_1 \lambda_1^{1/2} \quad 5.1.4$$

izračunava se glavna osovina matrice korelacija prvoga mjerenja, koja predstavlja vektor koeficijena valjanosti prvog mjerenja ili Hotellingovu diskriminativnost čestica prve

forme. Varijanca prve glavne komponente I. forme (L_1) i vektor diskriminacijskih koeficijenata čestica prvog mjerenja (Y_1) računaju se na slijedeći način

$$L_1 = H_1 H_1^T \quad 5.1.5$$

$$Y_1 = H_1 L_1^{-1/2} \quad 5.1.6$$

Formirajmo vektor jedinica duljine m kao

$$I = (1 \ 1 \ 1 \ \dots \ 1_m) \quad 5.1.7$$

Burtovu diskriminativnost čestica prve forme Φ_1 dobivamo na način:

$$G_1 = R_1 I^T \quad 5.1.8$$

$$D_1 = I G_1 \quad 5.1.9$$

$$\Phi_1 = G_1 D_1^{-1/2} \quad 5.1.10$$

Pouzdanosti prvog mjerenja ili forme dobivaju se na slijedeći način

$$M_1 = I I^T \quad 5.1.11$$

$$S_1 = (\text{diag } M_1)^{-1/2} M_1 (\text{diag } M_1)^{-1/2} \quad 5.1.12$$

$$A_1 = M_1 (M_1 - S_1)^{-1} \quad 5.1.13$$

$$\sigma_1 = D_1 M_1^{-1} \quad 5.1.14$$

$$\gamma_1 = S_1 - \lambda_1^{-1} \quad 5.1.15$$

$$\delta_1 = S_1 - \sigma_1^{-1} \quad 5.1.16$$

$$\alpha_1 = A_1 \gamma_1 \quad 5.1.17$$

$$\beta_1 = A_1 \delta_1 \quad 5.1.18$$

gdje je α_1 Kaiser-Caffreyeva pouzdanost prvog mjerenja ili I. forme, a β_1 Spearman-Brownova pouzdanost prvog mjerenja ili I. forme. Sve koeficijente koji su izračunati za prvo mjerenje treba izračunati i za drugo mjerenje ili drugu formu. U tu svrhu neka je

$$S_2 = (s_{ij}), \quad i = 1, 2, \dots, n; \quad j = 1, 2, \dots, m \quad 5.1.19$$

matrica ulaznih podataka drugog mjerenja ili forme, gdje je n broj entiteta, a m broj varijabli. Varijable iz S_2 binarnog su tipa s rezultatima 0 ili

1. Matrica koeficijenata korelacija dobiva se kao

$$R_2 = n^{-1} S_2^T S_2 \quad 5.1.20$$

Rješenjem karakteristične jednadžbe

$$(R_2 - \Lambda I) X = 0 \quad 5.1.21$$

dobiva se matrica svojstvenih vrijednosti Λ i matrica pripadajućih svojstvenih vektora X .

Prva glavna komponenta drugog mjerenja formira se zadržavanjem prve svojstvene vrijednosti α_2 iz dijagonalne matrice Λ i prvog svojstvenog vektora x_2 iz matrice svojstvenih vektora X . Operacijom

$$H_2 = x_2 \lambda_2^{1/2} \quad 5.1.22$$

izračunava se glavna osovina matrice korelacija drugog mjerenja, koja predstavlja vektor koeficijenata valjanosti drugog mjerenja ili Hotellingovu diskriminativnost čestica druge forme. Varijanca prve glavne komponente II. forme (L_2) i vektor diskriminacijskih koeficijenata čestica drugog mjerenja (Y_2) računaju se na slijedeći način

$$L_2 = H_2 H_2^T \quad 5.1.23$$

$$Y_2 = H_2 L_2^{-1/2} \quad 5.1.24$$

Burtovu diskriminativnost čestica druge forme Φ_2 dobivamo

$$G_2 = R_2 I^T \quad 5.1.25$$

$$D_2 = I G_2 \quad 5.1.26$$

$$\Phi_2 = G_2 D_2^{-1/2} \quad 5.1.27$$

Pouzdanosti drugog mjerenja ili forme dobivaju se na slijedeći način

$$M_2 = I I^T \quad 5.1.28$$

$$S_2 = (\text{diag } M_2)^{-1/2} M_2 (\text{diag } M_2)^{-1/2} \quad 5.1.29$$

$$A_2 = M_2 (M_2 - S_2)^{-1} \quad 5.1.30$$

$$\sigma_2 = D_2 M_2^{-1} \quad 5.1.31$$

$$\gamma_2 = S_2 - \lambda_2^{-1} \quad 5.1.32$$

$$\delta_2 = S_2 - \sigma_2^{-1} \quad 5.1.33$$

$$\alpha_2 = A_2 \gamma_2 \quad 5.1.34$$

$$\beta_2 = A_2 \delta_2 \quad 5.1.35$$

gdje je α_2 Kaiser-Caffreyeva pouzdanost dru-

gog mjerenja ili II. forme, a β_2 Spearman-Brownova pouzdanost drugog mjerenja ili II. forme. Za dobivanje kvazikanoničke i standardne mjere pouzdanosti, te kvazikanoničke i standardne pogreške mjerenja, potrebno je izračunati slijedeće.

$$\mathbf{R}_{12} = \mathbf{n}^{-1} \mathbf{S}_1^T \mathbf{S}_2 \quad 5.1.36$$

gdje \mathbf{R}_{12} predstavlja matricu korelacija između prve i druge forme. Kvazikanoničku pouzdanost računamo kao

$$\Psi = \mathbf{L}^{1-1/2} (\mathbf{X}_1^T \mathbf{R}_{12} \mathbf{X}_2) \mathbf{L}^{2-1/2} \quad 5.1.37$$

Kvazikanoničku pogrešku mjerenja definiramo kao

$$\varepsilon = (1 - \Psi^2)^{1/2} \quad 5.1.38$$

Standardnu mjeru pouzdanosti r_{11} računamo na slijedeći način

$$r_{11} = \mathbf{D}_1^{-1/2} (\mathbf{I} \mathbf{R}_{12} \mathbf{I}^T) \mathbf{D}_2^{-1/2} \quad 5.1.39$$

Standardna pogreška mjerenja (računava se kao

$$\eta = (1 - r_{11}^2)^{1/2} \quad 5.1.40$$

Budući su koeficijenti valjanosti korelacije između čestica i prve glavne komponente svakog od mjerenja, moguće je izračunati koeficijent kongruencije između dobivenih koeficijenata kvazikanoničke valjanosti. Ako je kongruencija veća od 0,8 to bi moglo značiti da se koeficijenti valjanosti prvog i drugog mjerenja dobro slažu. Kongruenciju koeficijenata valjanosti Ω prvog i drugog mjerenja računamo kao

$$\mathbf{C}_1 = \mathbf{H}_1^T \mathbf{H}_1 \quad 5.1.41$$

$$\mathbf{C}_2 = \mathbf{H}_2^T \mathbf{H}_2 \quad 5.1.42$$

$$\Omega = \mathbf{C}_1^{-1} \mathbf{H}_1^T \mathbf{H}_2 \mathbf{C}_2^{-1} \quad 5.1.43$$

Upravo kongruencija koeficijenata valjanosti prvog i drugog mjerenja predstavlja informatički doprinos programu za izračunavanje kvazikanoničke pouzdanosti. U tome je razlika

između Momirovićeva programa ANGEL i programa ANGEL-E.

Opis programa u sustavu ANGEL-E

Programski sustav ANGEL-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 ANGEL-E, ovdje neće biti naveden algoritam, već će se ukratko opisati svaki od programa ovoga programskog sustava.

Programski sustav

ANGEL-E

Angel-1

Program učitava podatke za izračunavanje kvazikanoničke i standardne pouzdanosti, te kvazikanoničke i standardne pogreške mjerenja, ako su varijable binarnog tipa. Najprije se učitavaju podaci za prvo mjerenje (1. formu) iz jedne, a zatim za drugo mjerenje (2. formu) iz druge datoteke po istom formatu. (5.1.1, 5.1.19).

Angel-2

Program za izračunavanje matrice korelacija između varijabli prvog mjerenja. (5.1.2).

Angel-3

Program za izračunavanje matrice korelacija između varijabli drugog mjerenja. (5.1.20).

Angel-4

Dijagonalizacija matrice korelacija prvog mjerenja za izračunavanje prve glavne komponente. Zadržavanje prve svojstvene vrijednosti i odgovarajućeg svojstvenog vektora prvog mjerenja (5.1.3).

Angel-5

Dijagonalizacija matrice korelacija drugog mjerenja za izračunavanje prve glavne komponente. Zadržavanje prve svojstvene vrijednosti i odgovarajućeg svojstvenog vektora drugog mjerenja (5.1.21, 5.1.22, 5.1.23, i 5.1.24).

Angel-6

Program za formiranje prve glavne komponente I. mjerenja. Izračunava korelacije svake varijable s prvom glavnom komponentom što predstavlja koeficijente valjanosti prvog mjerenja ili forme. Isto tako izračunava koeficijente diskriminativnosti kao korelacije čestica s Burtovom komponentom. Program računa Kaiser-Caffreyevu i Spearman-Brownovu pouzdanost prve forme.

(5.1.4 - 5.1.11).

Angel-7

Program za formiranje prve glavne komponente II. mjerenja. Izračunavaju se korelacije svake varijable s prvom glavnom komponentom (Hotellingovom komponentom), što predstavlja koeficijente valjanosti druge forme. Koeficijente diskriminativnosti izračunava kao korelacije čestica s Burtovom komponentom. Osim toga, računaju se Kaiser-Caffreyev i Spearman-Brownov koeficijent pouzdanosti II. mjerenja.

(5.1.22 - 5.35).

Angel-8

Program za izračunavanje matrice korelacija između varijabli prvog i drugog mjerenja za kvazikanoničku analizu metrijskih karakteristika instrumenata. (5.1.36).

Angel-9

Program izračunava kvazikanoničku i standardnu pouzdanost, te kvazikanoničku i standardnu pogrešku mjerenja. Osim toga, računa i koeficijent kongruencije između koeficijenata valjanosti prvog i drugog mjerenja (5.1.37 - 5.1.43).

Metrijske karakteristike YLS/CMI upitnika dobivene programskim sustavom**ANGEL-E**

Za analizu pouzdanosti upitnika YLS/CMI (FPRP) potrebno je bilo izračunati metrijske karakteristike samo programskim sustavom ANGEL-E, jer su čestice u instrumentu binarnog tipa, tj. rezultati su izraženi kao 0 ili 1. Budući je trebalo provjeriti funkcioniranje instrumenta YLS/CMI pod modelom paralelnih formi (kao zamjena test-retest), potrebno je bilo ispitati maloljetnike s poremećajima u ponašanju u dvije vremenske točke, tj. u inicijalnom i finalnom stanju. U tu svrhu izabrani su maloljetnici s poremećajima u ponašanju koji se nalaze na institucionalnom tretmanu u Odgojnom domu za mušku omladinu Mali Lošinj i Centru za odgoj Osijek. S obzirom da je ispitanih maloljetnika u obje vremenske točke 40, potrebno je bilo izračunati metrijske karakteristike temeljene na kvazikanoničkom modelu prema definicijama Stanleya Wilksa, budući da broj čestica (42) premašuje broj ispitanika. Analiza kvazikanoničkih metrijskih karakteristika prvog mjerenja ili forme prikazana je u tablici 1.

Tablica 1. Kvazikanoničke metrijske karakteristike prvoga mjerenja ili forme

Kaiser-Caffreyeva	Spearman-Brownova
pouzdanost - Alfa	pouzdanost - r_{tt}
0,825	0,686

Za prvo mjerenje izračunata je Kaiser-Caffreyeva mjera pouzdanosti (α) koja iznosi 0,825 dok standardna mjera pouzdanosti (r_{tt}) iznosi 0,686. Prva mjera pouzdanosti ukazuje na dobra mjerna svojstva cjelokupnog YLS/CMI upitnika, primjenjenog kod maloljetnika s poremećajima u ponašanju u inicijalnom ispitivanju. Drugim riječima, kad se glavni predmet mjerenja YLS/CMI upitnika definira kao prva glavna komponenta čestica, tada se instrument može koristiti za ispitivanje rizičnost/potreba mladih s poremećajima u ponašanju. Spearman-

Brownova ili standardna mjera pouzdanosti nešto je malo slabija od Kaiser-Caffreyeve, međutim upitnik se može primijenjivati i kada se glavni poredmet mjerenja definira kao Burtova komponenta. S obzirom na ovakve mjerne karakteristike cjelokupnog upitnika, potrebno je analizirati metrijska svojstva pojedinih čestica u instrumentu. U tu svrhu poslužit će tablica 2. Budući su za svaku česticu YLS/CMI upitnika izračunati koeficijenti valjanosti, odnosno korelacije čestica s prvom glavnom komponentom, te koeficijenti diskriminativnosti ili korelacije čestica s Burtovom komponentom, moguće je ocijeniti

metrijska svojstva ovih čestica.

Pregledom slijedeće tablice može se zamijeti da samo 16 od 42 čestica ima zadovoljavajuću valjanost, tj. koeficijenti valjanosti veći su ili jednaki 0,31 što predstavlja značajnu korelaciju ($p < 5\%$). Međutim, samo tri koeficijenta diskriminativnosti dovoljno su visoka da bi bili statistički značajni na spomenutoj razini značajnosti. Kod 11 čestica nalazimo veoma niske koeficijente valjanosti ($<0,11$) pa se za ove čestice može pretpostaviti da malo sudjeluju u definiranju prvog predmeta mjerenja YLS/CMI upitnika kao Hotellingove komponente.

Tablica 2. Kvazikanoničke metrijske karakteristike čestica prvog mjerenja

Čestice	Koeficijenti valjanosti	Koeficijenti diskriminativnosti	Čestice	Koeficijenti valjanosti	Koeficijenti diskriminativnosti
YLS01	0,03	0,01	YLS23	0,35	0,16
YLS02	0,18	0,08	YLS24	0,72	0,32
YLS03	0,56	0,25	YLS25	0,53	0,23
YLS04	-0,23	-0,10	YLS26	0,26	0,11
YLS05	0,27	0,12	YLS27	0,54	0,24
YLS06	0,10	0,04	YLS28	0,22	0,10
YLS07	0,35	0,15	YLS29	0,49	0,22
YLS08	-0,03	-0,02	YLS30	0,68	0,30
YLS09	0,49	0,21	YLS31	0,42	0,19
YLS10	-0,04	-0,02	YLS32	0,14	0,06
YLS11	0,00	0,00	YLS33	0,71	0,31
YLS12	-0,07	-0,03	YLS34	-0,05	-0,02
YLS13	-0,21	-0,09	YLS35	-0,46	-0,20
YLS14	-0,29	-0,13	YLS36	-0,19	-0,08
YLS15	-0,23	-0,10	YLS37	-0,17	-0,08
YLS16	-0,04	-0,02	YLS38	0,17	0,07
YLS17	0,70	0,31	YLS39	0,48	0,21
YLS18	0,07	0,03	YLS40	-0,09	-0,04
YLS19	0,11	0,05	YLS41	-0,32	-0,14
YLS20	0,42	0,19	YLS42	-0,10	-0,04
YLS21	-0,14	-0,06			

Kvazikanoničke metrijske karakteristike YLS/CMI upitnika u drugom mjerenju prikazane su u tablici 3. Neznatno lošije metrijske karakteristike nalazimo u drugom mjerenju ili formi. Kaiser-Caffreyeva alfa iznosi 0,824 a standardna mjera pouzdanosti iznosi 0,680. Obje mjere pouzdanosti zadovoljavajuće su, što znači da je YLS/CMI upitnik primjenjiv za ispitivanje rizičnosti ili potreba maloljetnika s poremećajima u ponašanju u institucionalnom tretmanu i u drugoj vremenskoj točki.

Tablica 3. Kvazikanoničke metrijske karakteristike drugog mjerenja ili forme

Kaiser-Caffreyeva	Spearman-Brownova
pouzdanost - Alfa	pouzdanost - r^a
0,824	0,680

Potrebno je utvrditi koje čestice imaju zadovoljavajuće metrijske karakteristike a koje ne. U tu svrhu poslužit će tablica 4 u kojoj se nalaze koeficijenti valjanosti i diskriminativnosti druge forme.

U drugom mjerenju također 16 čestica ima, statistički značajne koeficijente valjanosti, dok samo tri imaju značajan koeficijent diskriminativnosti. Kao i kod prvog mjerenja, samo 10 čestica ima izrazito loše koeficijente kvazikanoničke valjanosti (<0,11). Metrijske karakteristike izračunate pod kvazikanoničkim modelom približno su jednake u oba mjerenja. Malo pogoršanje metrijskih karakteristika zapažamo u drugoj formi.

Tablica 4. Kvazikanoničke metrijske karakteristike čestica drugog mjerenja

Čestice	Koeficijenti valjanosti	Koeficijenti diskriminativnosti	Čestice	Koeficijenti valjanosti	Koeficijenti diskriminativnosti
YLS01	0,02	0,01	YLS23	0,35	0,16
YLS02	0,17	0,08	YLS24	0,73	0,32
YLS03	0,52	0,23	YLS25	0,52	0,23
YLS04	-0,21	-0,09	YLS26	0,26	0,12
YLS05	0,25	0,11	YLS27	0,55	0,24
YLS06	0,06	0,03	YLS28	0,22	0,10
YLS07	0,31	0,14	YLS29	0,49	0,22
YLS08	-0,05	-0,02	YLS30	0,68	0,30
YLS09	0,48	0,21	YLS31	0,45	0,20
YLS10	-0,12	-0,06	YLS32	0,15	0,07
YLS11	0,05	0,02	YLS33	0,70	0,31
YLS12	-0,10	-0,04	YLS34	-0,05	-0,02
YLS13	-0,23	-0,10	YLS35	-0,48	-0,21
YLS14	-0,29	-0,13	YLS36	-0,22	-0,10
YLS15	-0,25	-0,11	YLS37	-0,19	-0,09
YLS16	-0,02	-0,01	YLS38	0,13	0,06
YLS17	0,71	0,31	YLS39	0,44	0,20
YLS18	0,08	0,03	YLS40	-0,08	-0,03
YLS19	0,09	0,04	YLS41	-0,33	-0,15
YLS20	0,41	0,18	YLS42	-0,15	-0,06
YLS21	-0,14	-0,06			

Za donošenje zaključaka o pouzdanosti YLS/CMI upitnika za procjenu rizičnosti ili potreba maloljetnika s poremećajima u ponašanju, poslužiti će pouzdanosti i pogreške

dobivene na temelju kvazikanoničkog modela, te koeficijent kongruencije između Hotellingovih komponenti prvog i drugog mjerenja (Tablica 5).

Tablica 5. *Kvazikanonička analiza pouzdanosti*

Kvazikanonička pouzdanost	Kvazikanonička pogreška	Standardna pouzdanost	Standardna pogreška	Kongruencija koeficijenata valjanosti
0,998	0,067	0,999	0,045	0,998

Kvazikanonička pouzdanost ili korelacija između Hotellingovih komponenti prve i druge forme iznosi 0,998. Pogreška koja se veže za ovu pouzdanost veoma je niska i iznosi 0,067. Korelirajući Burtove komponente prvog i drugog mjerenja dobivena je standardna pouzdanost koja iznosi 0,999 uz pridruženu standardnu pogrešku od 0,045. Temeljem navedenoga može se pretpostaviti da YLS/CMI (FPRP) upitnik, primjenjen za ispitivanje rizičnosti ili potreba maloljetnika s poremećajima u ponašanju u dvije vremenske točke, ima veoma dobre metrijske karakteristike. To znači da se ovaj instrument može koristiti za ispitivanje rizičnosti i/ili potreba maloljetnih delinkvenata koji se nalaze u institucionalnom tretmanu. S obzirom da je kongruencija koeficijenata valjanosti 0,998 može se pretpostaviti da je FPRP upitnik stabilan instrument za ispitivanje rizičnosti i/ili potreba maloljetnika s poremećajima u ponašanju koji borave na institucionalnom tretmanu. Koeficijenti valjanosti veoma dobro se međusobno slažu, što znači da čestice zadovoljavajuće valjanosti zadržavaju takve karakteristike i u duljem vremenskom periodu.

Zaključak

Formular za procjenu rizičnosti/potreba (FPRP) ili YLS/CMI instrument, u prvom redu, mjeri rizičnost za kršenje pravila kod mladeži s poremećajima u ponašanju (Nikolić i suradnici, 2002). S obzirom na mali uzorak ispitanika u odnosu na broj čestica YLS/CMI upitnika, nemoguće je bilo otkrivati glavni predmet mjerenja ovoga instrumenta. Budući da nas zani-

ma koliko dobro YLS/CMI upitnik mjeri rizičnost ili potrebe mladeži s poremećajima u ponašanju koji se nalaze u institucionalnom tretmanu, provedena je kvazikanonička analiza pouzdanosti ovoga instrumenta. U tu svrhu izrađen je programski sustav ANGEL-E koji analizira pouzdanost i stabilnost mjernih instrumenata na temelju kvazikanoničkog modela. Ovaj programski sustav može analizirati metrijska svojstva nekog instrumenta kada su ispitivanja izvršena u dvije vremenske točke (test-retest) ili kada su upotrebljena dva paralelna instrumenta za mjerenje jedne te iste pojave (paralelne ili Tau ekvivalentne forme). Rezultati primjene navedenog programskog sustava pokazuju da su kvazikanoničke pouzdanosti YLS/CMI upitnika, dobivene pod test-retest modelom, takve da potvrđuju pretpostavku kako upitnik zadovoljavajuće mjeri rizičnosti/potrebe mladeži s poremećajima u ponašanju koji se nalaze na institucionalnom tretmanu. Tome u prilog ide i visoka standardna mjera pouzdanosti koja je veća od 0,90. Kvazikanonička i standardna pogreška mjerenja manje su od 0,20 što je veoma dobar rezultat za ovakve mjerne instrumente.

Može se zaključiti da YLS/CMI upitnik predstavlja pouzdan instrument za mjerenje rizičnosti/potreba mladeži s poremećajima u ponašanju koji se nalaze u institucionalnom tretmanu.

Isto tako, kada se vrše ispitivanja u dvije vremenske točke onda instrument može mjeriti i efikasnost institucionalnog tretmana maloljetnika s poremećajima u ponašanju, što bi moglo biti predmet nekog drugog rada.

Literatura

- Cooley, W.W., Lohnes, P.R.(1971): *Multivariate data analysis*. New York:Wiley.
- Cronbach, L.J.(1947): Test "Reliability": Its meaning and determination. *Psychometrika* 12, 1-16.
- Dizdar, D.(1999): RTT.stb – Program za utvrđivanje metrijskih karakteristika kompozitnih mjernih instrumenata. U Zborniku radova "Kineziologija za 21. stoljeće" (str.450-454), Dubrovnik: Fakultet za fizičku kulturu Sveučilišta u Zagrebu.
- Dobrić, V., Momirović, K., Gredelj, M.(1985): Quasicanonical relationships of variables in universal metric space. *Proceedings of 7th International Symposium "Computer at the University"*(514), Cavtat.
- Guilford, 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.
- Hoge, R. D., Andrews, D. A. (1994): *The Youth Level of Service / Case Management Inventory, Description and Evaluation*. Ottawa, Ontario: Carleton University.
- Horst, P. (1953): Correcting the Kuder-Richardson reliability for dispersion of item difficulties. *Psychology Bull* 50, 371-374.
- Hotelling, H. (1936): Relations between two sets of variates. *Biometrika* 28, 321-377.
- Kaiser, H.F., Caffrey, Y. (1965): Alpha Factor Analysis. *Psychometrika* 30, 1-44.
- Krković, A., Momirović, K., Petz, B. (1966): *Odabrana poglavlja iz psihometrije i neparametrijske statistike*. Zagreb: DPH i RZZZ.
- Mejovšek, M. (1998): *Cybernetic Model Of Correctional Treatment, Croatian Review of Rehabilitation Research* 34(1), 39-45.
- Mejovšek, M. (2003): *Uvod u metode znanstvenog istraživanja u društveno-humanističkim znanostima*. Zagreb: Edukacijsko-rehabilitacijski fakultet Sveučilišta u Zagrebu (u tisku).
- 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., Gredelj, M. (1980): *Primjena elektroničkih računala u određivanju metrijskih karakteristika i izračunavanje testovnih rezultata*. Zagreb: Društvo psihologa Hrvatske.
- Nikolić, B. (1997): Analysis of Changes in Simple of Respondents Described by Group of Characteristics in Two Points in Time. 5th Scientific Conference of Faculty of Special Education and Rehabilitation University of Zagreb "Rehabilitation and Inclusion" : *Proceedings* (103-114). Zagreb.
- Nikolić, B., Koller-Trbović, N., Žižak, A. (2002): Metrijske karakteristike formulara za procjenu rizičnosti/potreba (FPRP). *Hrvatska revija za rehabilitacijska istraživanja* 38(1),103-121.
- Petz, B. (1999): *Osnovne statističke metode za nematematičare*. Jastrebarsko: Naklada Slap.
- Richardson, M.W., Kuder, G.F. (1939): The calculation of test reliability coefficients based upon the method of rational equivalence. *The Journal of Educational Psychology* 30, 681-687.
- Štalec, J., Momirović, K. (1971): Ukupna količina valjane varijance kao osnov kriterija za određivanje broja značajnih glavnih komponenata. *Kineziologija* 1(1), 79-81.
- Wilks, S.S. (1962): *Mathematical Statistics*. New York: Wiley.

Reliability analysis of YLS instrument under model of parallel forms

Abstract

Reliability analysis of composite measure instrument YLS under model of parallel forms is based on definitions provided by Stanley Wilks. ANGEL-E programme, created for the purpose of analysis of measure instruments with binary coded particles is measuring reliability measures defined by correlation of Burt's components. Furthermore, it determines reliability measures defined by correlation of the main components. It compares reliability estimates and for each one it calculates parameters, distribution and result norms. Discriminative validity of particles of YLS instrument is calculated on the basis of Burt's first and Hotelling's first factors. Reliability of both forms is estimated by Spearman-Brown and Kaiser-Caffrey procedure. This programme system assumes that results in particles are not the product of some multinormal generator, therefore it does not normalize but expects results marked in binary numbers (1 and 0). On the basis of quasicanonic model, the programme calculates quasicanonic and standard reliability measure (rtt – real-time technology) as well as quasicanonic and standard error of YLS instrument measuring. Application of the aforementioned programme has provided satisfactory metric characteristics of YLS instrument at youth with behavioral disorders who are in institutional treatment. Standard reliability measure is 0.90, and quasicanonic and standard error of measuring are less than 0.20. It means that questionnaire thoroughly measures risk and needs of youth with behavioral disorders.

Key words: reliability, parallel forms, youth with behavior disorders, metrics characteristics