

Bojan Janičić

Odsek za psihologiju,
Filozofski fakultet,
Univerzitet u Novom
Sadu¹

**JEDNAKOST PROFILA DOBIJENIH
RAČUNARSKI PODRŽANIM I KLASIČNIM
MODALITETOM MMPI-202²**

Sa sve većom primenom računarski administriranih testova javlja se problem jednakosti merenja klasičnom i računarski podržanom formom. Ispitivanja ekvivalencije računarski podržanog i modaliteta papir-olovka obično uključuju i ispitivanje uticaja individualnih razlika i varijabli kao što su računarsko iskustvo i računarska anksioznost. Dosadašnja istraživanja dala su nekonzistentne rezultate. Cilj ovog istraživanja je bio da utvrdi da li postoje razlike u profilima ispitanika dobijenim pomoću računarski podržane i klasične verzije MMPI-202. Takođe, cilj ovog istraživanja je bio da ispita uticaj pola, starosti, nivoa obrazovanja, računarskog iskustva i računarske anksioznosti jednakost profila ispitanika na računarskom i klasičnom modalitetu ovog testa. Nije utvrđeno postojanje razlika u profilima ispitanika koje se mogu pripisati modalitetu testiranja.

Ključne reči: MMPI-202, računarski podržano testiranje, jedna-
kost merenja, iskustvena ekvivalencija, sličnost profila

¹ Adresa autora:
janicic@ff.uns.ac.rs.

Primljeno: 25. 02. 2015.
Primljena korekcija:
04. 06. 2015.
Prihvaćeno za štampu:
06. 06. 2015.

² Rad je nastao u okviru projekta Ministarstva za prosvetu, nauku i tehnološki razvoj „Nasledni, sredinski i psihološki činioci mentalnog zdravlja“ (broj 179006).

Razvoj računarske tehnologije i prednosti koje računarski podržani testovi (RPT) nude doveli su do sve veće automatizacije postojećih i razvoja novih testova, konstruisanih prevashodno za računarsku administraciju (Bartram & Bayliss, 1984). Najčešće navođene prednosti računarski podržanog testiranja (RPT) su: brža administracija i skorovanje, mogućnost prikupljanja više informacija o ispitaniku (Bugbee, 1996), povećana fleksibilnost (dodavanjem poruka koje daju dodatna objašnjenja, uputstva i podsetnike, mogućnost korekcije grešaka), veća motivacija i zadovoljstvo ispitanika, te zaštita poverljivosti podataka ispitanika (Wijndaele et al., 2007), ekonomičnost (sa aspekta ljudskih resursa i testovnog materijala [Bartram & Bayliss, 1984] i unosa [Schmitz et al., 2000]) i skladištenja i slanja podataka (British Psychological Society – BPS, 1999). RPT ima prednosti i u načinu prezentacije stavki (audio, video format) i olakšava komplikovanije načine skorovanja koji bi u klasičnoj varijanti bili teško izvodljivi (Fajgelj, 2005).

Ono što je možda još bitnije, sa aspekta merenja, prednost RPT je da omogućavaju bolju kontrolu uslova testiranja eliminišući greške merenja koje potiču iz ovog izvora (Fajgelj, 2005), što rezultira većom pouzdanošću i validnošću testova (BPS, 1999). RPT eliminišu i potrebu za unosom podataka, a samim tim i greške koje bi mogle nastati u toj fazi obrade. Na taj način sui samo skorovanje testova i njihova interpretacija tačnijii objektivniji. Postoje nalazi koji govore u prilog činjenici da RPT redukuju ugrožavanje validnosti smanjenjem tendencije biranja socijalno poželjnih odgovora (Surís, Borman, Lind, & Kashner, 2007; Whitener, 1995) i iskrenijim odgovaranjem ispitanika (Bartram & Bayliss, 1984; Burke & Normand, 1987). S druge strane, postoje mišljenja da nije modalitet testiranja (računarski ili klasični) ono što pravi razliku, već da razlike potiču od činjenice da li su ispitanici odgovarali sami ili u prisustvu drugih (Richman, Kiesler, Weisband, & Drasgow, 1999).

RPT ima i svoje nedostatke, od kojih se najčešće navodi to da nisu svi ispitanici jednako vični radu sa računarima. Međutim, kontakt ispitanika sa računarom se obično svodi na jednostavne operacije. Naš utisak je da se sa pojavom tablet računara i ekrana osjetljivih na dodir, razlike u načinu odgovaranja u računarski podržanom i klasičnom modalitetu testiranja sve više brišu. S obzirom na činjenicu da dostupnost i jednostavnost softverskih alata čini konstrukciju RPT sve lakšom, nije čudo što se pojavljuje sve veći broj ovakvih testova.

Kada je u pitanju konstrukcija potpuno novog testa u računarski podržanoj formi, ona prolazi kroz iste faze kao konstrukcija klasičnog testa, ali se dodatno mora testirati softver za njegovu administraciju. Međutim, kada je u pitanju konstrukcija računarski podržane forme postojećeg, klasičnog testa, nije dovoljno samo napraviti softver za njegovu računarsku administraciju, skorovanje i interpretaciju. Naime, psihološko merenje podrazumeva interakciju sa ispitanicima, a uvođenje računara u taj proces menja prirodu te interakcije i može promeniti njegov predmet i samim tim narušiti validnost testa (McDonald, 2002). Zbog toga je izrada softvera samo prvi korak nakon kojeg je nužno ispitati da li su dve forme testa (klasična i računarski podržana) ekvivalentne (Schulenberg & Yutrzeńka, 2001), bez obzira na to što oba testa sadrže potpuno iste stavke i što je način njihovog prezentovanja (gotovo) identičan.

Ekvivalencija računarski podržane i klasične forme testa

BPS u „Smernicama za računarski podržano testiranje“ (BPS, 1991), APA u svojim „Smernicama za računarski zasnovano testiranje i interpretaciju“ (APA, 1986), te Međunarodna komisija za testiranje „Međunarodnim smernicama za računarski podržano i Internet testiranje“ (International Test Commission – ITC, 2005), kažu da je prilikom prevođenja određenog testa u računarski podržan oblik potrebno jasno dokumentovati da su ocene dobijene pomoću dve forme ocenjivanja ekvivalentne. Ekvivalencija između klasične i računarske forme se najčešće definiše preko jednakosti (bar približne) rangova, aritmetičkih sredina, raspršenja i oblika distribucija na dve forme. Aritmetičke sredine, raspršenja i distribucije dve forme ne moraju biti jednaki, ali mora biti moguće učiniti ih jednakim reskaliranjem rezultata dobijenih na računarskoj formi (Schulenberg & Yutrzenka, 2001). Ekvivalentne forme bi trebalo da imaju približne koeficijente pouzdanosti, međusobno koreliraju očekivano visoko u skladu sa procenjenom pouzdanošću, te da sličnokoreliraju sa spoljašnjim kriterijumima (ITC, 2005).

Može se govoriti o psihometrijskoj i iskustvenoj ekvivalenciji (Honaker, 1988). Psihometrijska ekvivalencija se odnosi na metriku dveju formi (McDonald, 2002). Ako postoje razlike u metrici, mogu se razrešiti jednačenjem, pod uslovom da su rangovi formi relativno stabilni i da ne postoje prevelike razlike u pouzdanosti koje jednačenje čine besmislenim. Iskustvena ekvivalencija podrazumeva da ne postoje značajne razlike u stavu prema testu i doživljaju testa od strane ispitanika i važna je za dokazivanje konstruktivne validnosti. Prema McDonaldu (McDonald, 2002), odgovor na ovo pitanje daju upravo rangovi ispitanika na dve forme testa, pouzdanost formi i njihova faktorska struktura. Ukoliko se forme razlikuju po ovome, one verovatno mere različite konstrukte ili je jedna od njih kontaminirana dodatnim, neželjenim predmetom merenja.

Zahtevi koje APA, BPS i ITC u vezi sa dokazivanjem ekvivalencije postavljaju u suštini predstavljaju zahtev da se dokaže jednakost (engl. *equity*) merenja različitim modalitetima, a to je, zapravo, pitanje objektivnosti merenja (Fajgelj, 2005). Mere ispitanika bi trebalo da zavise samo od stepena prisustva merene osobine, a ne i od primenjenog testa, a posebno ne ako se radi samo o različitim modalitetima administracije jednog istog testa. Pri tome, računarski i klasični modalitet istog testa, u najgorem slučaju, možemo smatrati alternativnim formama pošto mere istu stvar na isti način. U najvećem broju slučajeva razlikuje se samo medijum prezentacije stavki i način upisivanja odgovora.

Uzroci nejednakosti različitih modaliteta testova

Postoji veći broj faktora koji mogu uticati na to da računarski podržan i klasični modalitet testa ne budu ekvivalentni. Možemo ih podeliti na one koji se tiču fizičkih osobina testa i na individualne razlike među ispitanicima. Pod fizičkim osobinama se podrazumeva sam izgled testova i način prezentacije. Razlike su očigledne. U klasičnoj formi testa (obično, mada ne nužno) imamo list papira sa

stavkama, dok u računarskoj formi pitanja (obično) bivaju prezenovana na ekranu. Česta razlika između prezentacije stavki u dva modaliteta je u tome što u klasičnoj formi stavke budu prezentovane grupno, na listu papira, dok u je u računarskoj formi uobičajeno da budu prikazivane jedna po jedna. Ove razlike u načinu prezentovanja mogu uticati na odgovaranje ispitanika, ali postoje neslaganja oko toga kakav taj uticaj može biti. Whitener (1995) u tome vidi razlog zanižu internu konzistenciju računarski podržanih testova.

Individualne razlike predstavljaju takođe značajan faktor koji može uticati na ekvivalenciju računarske i klasične forme testa. One mogu uticati na različit doživljaj dva modaliteta testa i na taj način uticati na iskustvenu ekvivalenciju. Po McDonaldu (McDonald, 2002), odgovori ispitanika na nekom testu rezultat su interakcije ispitanika i testa. Promena modaliteta testiranja, menja prirodu te interakcije pa osoba test-situaciju doživljava na drugačiji način, što može zavisiti od različitih faktora, uključujući format testa, ali i od reakcija samog ispitanika. Ako reakcije ispitanika zavise od modaliteta testa, to utiče na konstrukt koji se meri i na taj način na psihometrijsku ekvivalenciju. Kao bitne faktore koji mogu uticati na ekvivalenciju skorova ispitanika na dva modaliteta testova, McDonald ističe računarsko iskustvo, računarsku anksioznost i stavove prema računarima, dok neki drugi autori (Brosnan, 1998; Colley, Gale, & Harris, 1994) pominju i ulogu pola. Računarska anksioznost može se definisati kao stanje povišene anksioznosti prilikom rada sa računarima koje doživljavaju osobe sa malim računarskim iskustvom (Schulenberg & Yutrzenka, 2001), ali i kao strah od računara prilikom njezove upotrebe i strah od mogućnosti da će osoba koristiti računar (Chua, Chen, & Wong, 1999). Heinssen i saradnici (Heinssen, Glass, & Knight, 1987) su mišljenja da je računarska anksioznost emocionalna reakcija prema računarima, odnosno forma straha od mogućih negativnih posledica. Osoba se plaši da će „pokvariti“ računar ili „ispasti glupa“. Računarska anksioznost je stanje, vezana je za određenu situaciju i zavisi od spoljašnjih faktora.

Smith (2003) i Whitaker (2007) navode primere istraživanja koja povezuju pol, odnosno polni identitet, sa nivoom računarske anksioznosti i računarskog samopouzdanja. Istraživanja ukazuju da je maskulini polni identitet povezan sa nižim nivoom računarske anksioznosti, odnosno višim nivoom računarskog samopouzdanja. Schulenberg i Yutrzenka (Schulenberg & Yutrzenka, 2001) smatraju da je računarska anksioznost povezana sa polom i starošću osobe, a da je činilac koji ih povezuje – računarsko iskustvo (žene i stariji su manje vični radu sa računarom). U skladu sa time, i sa prethodno navedenim istraživanjima Colleya i saradnika (Colley et al., 1994) i Brosnana (Brosnan, 1998), je i mišljenje Whitakera (Whitaker, 2007) koji kaže da veći broj studija ukazuje da žene pokazuju viši nivo računarske anksioznosti. Chua i saradnici (Chua, Chen, & Wong, 1999) su izvršili meta-analizu istraživanja računarske anksioznosti i njenih korelata (pola, starosti i računarskog iskustva). Ova analiza obuhvatila je 28 studija objavljenih u periodu 1990–1996. Najkonzistentniji nalaz ove meta-analize jeste da je računarska anksioznost u negativnoj korelaciji sa računarskim iskustvom. Međutim, jačina

ove veze varirala je od studije do studije pa su Chua i saradnici mišljenja da se na osnovu ovih rezultata ne mogu izvoditi definitivni zaključci.

Računarsko iskustvo se operacionalizuje kao: posedovanje ili dostupnost računara, učestalost upotrebe, stavovi prema računarima, pohađanje kurseva o ili na računarima. Međutim, najveći broj istraživanja koje u svom pregledu navodi McDonald (2002), ukazuju na to da računarsko iskustvo nema značajnog efekta na uspeh ispitanika niti na ekvivalenciju formi testova, dok Johnson i White (Johnson & White, 1980) nalaze da uticaj računarskog iskustva postoji, ali je potrebno vrlo malo vežbe da bi se taj efekat eliminisao.

Stavovi prema računarima su povezani sa računarskim iskustvom i računarskom anksioznošću. Veza stavova prema računarima i računarskog iskustva je dvosmerna. Stavovi utiču na to koliko će osoba biti spremna da radi za računarnom, a s druge strane, računarsko iskustvo može uticati na formiranje i menjanje stavova prema računarima (McDonald, 2002).

Istraživanja uticaja računarske anksioznosti na testovno ponašanje ispitanika mahom su se bavila njenim uticajem na skorove ispitanika na testovima sposobnosti. Što se tiče uticaja računarske anksioznosti na odgovaranje na konativnim testovima, Mathews i Mackintosh (Mathews & Mackintosh, 1998) kažu da su stanja anksioznosti povezana sa povećanom pažnjom za ugrožavajuće stimuluse i većom verovatnoćom pesimističnih interpretacija dvosmislenih ajtema. Na ovaj način računarska anksioznost može imati uticaj na različito razumevanje stavki u konativnim testovima, i na taj način ugroziti konstruktivnu validnost računarskih formi testova i, samim tim, ekvivalenciju klasičnog i računarskog modaliteta testova.

Istraživanja ekvivalencije računarski podržanih i klasičnih modaliteta

Većina dosadašnjih ispitivanja računarski podržanih formi testova koji imaju verbalne stimuluse i odgovore, pokazuju da oni poseduju psihometrijsku ekvivalenciju, dok su za neverbalne testove dobijeni nejasni rezultati. Retka su istraživanja koja su se bavila iskustvenom ekvivalencijom (Williams & McCord, 2006). Whitener (1995) navodi primer istraživanja u kojem su korišćene računarski podržane forme testova motiva postignuća, samopouzdanja i lokusa kontrole. Uočeno je da su pouzdanosti ovih testova bile značajno niže nego one koje su objavljene u priručnicima i normama napravljenim na osnovu standardnih verzija. Surís i saradnici (Surís et al., 2007) bavili su se ekvivalencijom sledećih testova: Aggression Questionnaire (AQ), Barratt Impulsiveness Scale-11 (BIS-11), i SF-36 Health Survey (SF-36) na uzorku od 97 veterana. Zaključili su da se računarski podržane forme BIS-11 i SF-36 mogu smatrati psihometrijski ekvivalentnim klasičnim formama, za razliku od AQ, ali se nisu upuštali u objašnjavanje mogućih razloga za to. Barbeite i Weiss (Barbeite & Weiss, 2004) su našli da se računarski podržane forme testova računarskog samopouzdanja i računarske anksioznosti, primenjene na uzorku ispitanika sa Interneta, ne mogu smatrati ekvivalentnim standardnim formama razvijenim na konvencionalnom uzorku. Wijndaele i sa-

radnici (Wijndaele et al., 2007) su ispitivali pouzdanost i ekvivalenciju većeg broja računarski podržanih verzija kliničkih testova u odnosu na standardne verzije na opštoj populaciji. Pouzdanosti (Cronbachova α) računarskih verzija kretale su se u rasponu .52–.98. Kao pokazatelj test–retest pouzdanostikoristili su intraklasni koeficijent korelacije (ICC). U grupi koja je testove radila samo u računarski podržanoj formi, dobijeni ICC su se (za različite testove) kretali u rasponu .58–.92. U grupi koja je menjala modalitete dobijeni su ICC u rasponu .54–.91. Ovakvu ekvivalenciju autori ocenjuju kao „dobru do izvrsnu“. King i Miles (King & Miles, 1995) su sproveli jedno od retkih istraživanja koje se bavilo razlikama u konstruktivnoj validnosti različitih modaliteta testova. Na uzorku od 874 ispitanika primenili su četiri testa ličnosti. Analizom i poređenjem faktorskih rešenja nisu našli razlike u strukturi testova u zavisnosti od modaliteta.

Veliki je i broj studija koje se bave ekvivalencijom računarski podržanih i klasičnih formi MMPI. Ove studije su nama posebno zanimljive pošto će u ovom radu biti ispitivana ekvivalencija naše forme MMPI-202. Lambert i saradnici (Lambert, Andrews, Rylee, & Skinner, 1987), Schulberg (1988), te Watson i saradnici (Watson, Juba, Anderson, & Manifold, 1990), našli su samo neznatne razlike između računarski podržanih i klasičnih verzija testa. Korelacije pojedinačnih skala između dve različite forme kretale su se u rasponu .68–.94. Iste korelacije, u dva istraživanja koja navode Potosky i Bobko (Potosky & Bobko, 1997), kreću se u opsegu .45–.85, te .43–.94. Sukigara (1996) je ispitivao ekvivalenciju dve forme testa na japanskoj verziji MMPI. Test je administrirao dva puta u intervalu od 7 dana, na uzorku od 200 devojaka starih 18–25 godina. Ispitanice su bile svrstane u 4 grupe, pri čemu je prva radila računarsku pa klasičnu formu testa, druga klasičnu pa računarsku, treća samo računarsku, a četvrta samo klasičnu formu testa. On je našao više skorove na skalama D, Pa, Pt i Sc prilikom računarske administracije. Pinsoneault (1996) nije našao razlike između računarske i klasične forme administracije MMPI-2 na uzorku od 30 studenata (22–60 godina). Nije bilo značajnih razlika u aritmetičkim sredinama i standardnim devijacijama pojedinačnih skala u zavisnosti od forme administracije. Dve forme su se pokazale ekvivalentnim po pitanju prisustva ili odsustva kliničkih povišenja (slaganje je bilo 92–97%).

Cilj istraživanja

Cilj ovog istraživanja jeda se ispita mogu li se klasična i računarski podržana administracija testa MMPI-202 smatrati ekvivalentnim, odnosno, razlikuju li se profili ispitanika na testiranju pomoću računarski podržane i klasične verzije MMPI-202. Pri tome, biće ispitano da li je ekvivalencija dva modaliteta MMPI-202 povezana sa računarskom anksioznošću, stanjem anksioznosti, polom, starošću, nivoom obrazovanja i računarskog iskustva.

Metod

Uzorak

Uzorak u ovom istraživanju bio je prigodan i sačinjavalo ga je 238 ispitanika, od čega su oko 200 bili studenti druge godine psihologije na Odseku za psihologiju, Filozofskog fakulteta u Novom Sadu (tri generacije). Preostali ispitanici birani su tako da poprave starosnu i polnu strukturu uzorka, a u pitanju su dobrovoljci iz opšte populacije. Većina ispitanika je bila ženskog pola (88.66%), prosečne starosti 20.77 godina ($SD = 7.19$, $Mdn = 20$) u rasponu 18–67 godina. Prosečan broj godina školovanja ispitanika je 13.83 ($SD = 1.50$, $Mdn = 14$). 61.4% ispitanika je bilo iz grada, a 96.2% je posedovalo računar, koji upotrebljava svakodnevno ili gotovo svakodnevno; 55% njih je svoje računarsko iskustvo procenilo kao osrednje, a 34% kao znatno, dok ga je samo 10% njih ocenilo kao početno ili nikakvo; 90% ispitanika odgovorilo je da računar rado koristi.

Instrumenti

MMPI-202 (Biro, 1995). Kao primer konativnog testa, na kojem će biti ispitivana ekvivalencija dva modaliteta administracije, odabran je MMPI-202. Radi se o jednom od najpopularnijih kliničkih testova koji sadrži 15 supskala: tri skale validnosti – L, F i K; osam kliničkih – Hipohondrijaza (Hs), Depresija (D), Histerija (Hy), Psihopatska devijacija (Pd), Paranoja (Pa), Psihastenija (Pt), Shizofrenija (Sc), Hipomanija (Ma); i četiri dodatne skale – Socijalna introverzija-ekstraverzija (Si), Anksioznost (An), Agresivnost (Ag) i lista kritičnih ajtema (Ci) koja sadrži bizarne i psihotične stavke.

Iako su skale testa u početku bile namenjene razlikovanju normalnog i abnormalnog ponašanja, danas se smatra da su one indikatori klastera varijabli ličnosti (Groth-Marnat, 2003). Osim toga MMPI se koristi i u profesionalnoj selekciji (Butcher, 2009; Stabile, 2002), a i u oblasti istraživanja, gde se osim u svrhu procene psihopatologije koristi i kao objektivna mera ličnosti (Butcher, Derksen, Sloore, & Sirigati, 2002).

U ovom istraživanju korišćene su grupna forma i ranije konstruisana računarski podržana forma MMPI-202 (Janičić, 2004). Bitno je napomenuti da se u grupnoj formi ispitanicima stavke prezentovane u sveščići, a odgovore su zaokruživali na listi za odgovore. U računarskoj formi, stavke su ispitanicima prezentovane pojedinačno, a odgovarali su putem miša ili tastature. Za MMPI-202 u oba modaliteta davano je isto uputstvo s tim da je u računarski podržanoj formi ono dopunjeno uputstvom koje je objašnjavalo način odgovaranja na računaru. U uputstvu je data preporuka ispitanicima da odgovore na sva pitanja pošto računarski podržana verzija MMPI-202 ne dozvoljava završetak testiranja ako postoje stavke na koje ispitanici nisu odgovorili. Protokoli ispitanika, koji u papirnoj formi testa MMPI-202 nisu odgovorili na sva pitanja, nisu uzeti u obradu. Test je (bez obzira

na modalitet) skorovan po standardnoj proceduri koja je ugrađena u program za računarsku administraciju, skorovanje i interpretaciju MMPI-ES.

Profil afektivnih stanja- supskala tenzije/anksioznosti (Profile of Mood States – POMS: McNair, Lorr, Droppleman, 1971, adaptirao na srpski Popov, 2007). Primenjena supskala sadrži devet stavki kojima se meri stanje anksioznosti. Stavke su u formatu petostepene skale Likertovog tipa.

Skala procene računarske anksioznosti (Computer Anxiety Rating Scale: Heinssen, Glass, & Knight, 1987). Za procenu računarske anksioznosti ispitanika korišćena je devetnaestoajtemska Skala procene računarske anksioznosti, koja je za ovu priliku prevedena sa engleskog jezika, metodom povratnog prevoda. Skala se odnosi na bihevioralne, kognitivne i afektivne aspekte računarske anksioznosti. Stavke su u formatu petostepene skale Likertovog tipa.

Metrijske karakteristike primenjenih instrumenata date su u Tabelama 1–3.

Postupak

Redosled zadavanja testova je bio sledeći: ispitanicima je prvo zadata supskala stanja anksioznosti iz testa POMS, zatim MMPI-202 i na kraju skala procene računarske anksioznosti CARS. Ovim testovima ispitanici su testirani u dva navrata, u razmaku od jedne do dve nedelje. Na kraju drugog testiranja ispitanicima je dat i upitnik koji je sadržavao pitanja koja se tiču njihovog računarskog iskustva, interesovanja i upotrebe računara. MMPI-202 je zadavan u dva modaliteta: u računarski podržanoj i klasičnoj formi (papir-olovka). POMS i CARS su zadavani isključivo u formi papir-olovka.

Ispitanici su slučajnim izborom podeljeni u četiri grupe. Prve dve grupe su menjale modalitet u kome su radile MMPI-202 u dva navrata, pri čemu je prva grupa prvo radila na računaru, pa zatim na papiru, a druga obrnuto. Treća (računar) i četvrta grupa (papir-olovka) nisu menjale modalitet u kom su radile test. Ovakav nacrt odabran kako bi se utvrdile razlike u ponašanju ispitanika u zavisnosti od modaliteta testiranja, ali istovremeno kontrolisali i efekti redosleda, pamćenja i zamora. Testiranje je bilo anonimno. Svakom ispitaniku dodeljena je identifikaciona šifra koju je sam pamtio.

Ispitivanje je u najvećem broju slučajeva obavljeno grupno u računarskoj učionici, a u retkim slučajevima individualno. Studenti su bili testirani tokom časova vežbi dok je ostatak uzorka, koji su sačinjavali dobrovoljci, ispitan u približno istim uslovima.

Rezultati

Metrijske karakteristike korišćenih instrumenata

Za sve upotrebene testove izračunate su osnovne metrijske karakteristike. Kao pokazatelj pouzdanosti, za svako testiranje u svakom od modaliteta izračunat

je intraklasni koeficijent korelacije za relativno odlučivanje i prosečnu meru (engl. *average measure*) koji je jednak Cronbachovom koeficijentu pouzdanosti i ovde se tako i tretira.

Iz Tabele 1 vidimo da je pouzdanost većine instrumenata na ovom uzorku zadovoljavajuća bez obzira na modalitet. Pouzdanosti su generalno više u drugom testiranju istim instrumentima. S obzirom na to da se ovde radi o koeficijentu pouzdanosti iz familije koeficijenata interne konzistencije, to je i razumljivo. Ispitanicima je prilikom drugog testiranja istim instrumentom jasnije šta se od njih traži, pa daju konzistentnije odgovore (Fajgelj, 2005). Što se tiče modaliteta testiranja, ne bi se moglo reći da je jedan od njih pouzdaniji od drugog.

Tabela 1
Pouzdanost instrumenata

Skala	Br. stavki	Papir		Računar	
		1. testiranje	2. testiranje	1. testiranje	2. testiranje
POMS-ANX	9	.89	<u>.90</u>		
CARS	19	<u>.85</u>	.84		
L	15	.60	.56	.64	<u>.67</u>
F	41	<u>.66</u>	.52	.59	.65
K	26	.66	.69	.69	<u>.71</u>
Hs	29	.74	.81	<u>.83</u>	.74
D	43	.80	<u>.82</u>	.77	.74
Hy	43	.48	<u>.60</u>	.44	.46
Pd	36	<u>.75</u>	.63	.71	.73
Pa	29	.59	.58	.62	<u>.65</u>
Pt	35	.84	<u>.84</u>	.83	.84
Sc	55	.77	.75	.75	<u>.79</u>
Ma	26	.38	<u>.46</u>	.31	.37
Si	28	.74	<u>.79</u>	.71	.71
An	27	.77	<u>.80</u>	.77	.76
Ag	28	.65	.66	.64	<u>.71</u>
Ci	21	.61	.46	.66	<u>.70</u>

Napomena. Za testove POMS i CARS $N = 238$, za ostale testove za 1. testiranje na papiru i 2. na računaru $n = 121$, odnosno za 2. testiranje na papiru i 1. na računaru $n = 117$. U tabeli su podvučene najviše pouzdanosti za svaki od instrumenata i supskala, a italikom su označene najniže.

Na ovom mestu je zanimljivo prikazati i test–retest korelacije za sve instrumente. S obzirom na to da je razmak između testa i retesta bio relativno mali, interpretacija koeficijenata korelacije kao koeficijenata test–retest pouzdanosti mora biti uzeta sa rezervom.

Tabela 2
Koeficijenti korelacije između testa i retesta po grupama

Skala	Svi	I grupa (r/p)	II grupa (p/r)	III grupa (r/r)	IV grupa (p/p)
POMS-ANX	.52	.50	<u>.67</u>	.43	.55
CARS	.87	.88	.81	<u>.89</u>	<u>.89</u>
L	.80	.74	.82	<u>.84</u>	.76
F	.77	.75	.77	.80	<u>.88</u>
K	.81	.83	.75	.82	<u>.83</u>
Hs	.74	<u>.84</u>	.70	.62	.74
D	.84	<u>.92</u>	.80	.83	.81
Hy	.72	<u>.77</u>	.71	.70	.72
Pd	.76	.75	.78	.75	<u>.82</u>
Pa	.80	.78	.78	.76	<u>.88</u>
Pt	.74	.72	.71	.65	<u>.80</u>
Sc	.63	.54	.66	.55	<u>.73</u>
Ma	.69	.72	.68	.60	<u>.74</u>
Si	.88	.89	.83	.85	<u>.92</u>
An	.84	.84	.78	<u>.88</u>	.83
Ag	.84	.85	.81	.85	<u>.86</u>
Ci	.80	.59	.85	<u>.88</u>	.82

Napomena. Za sve korelacije $p < .001$, ukupni $N = 238$, 1. grupa $n = 59$, 2. grupa $n = 63$, 3. grupa $n = 58$, 4. grupa $n = 58$. U tabeli su podvučene najviše test–retest korelacije za svaki od instrumenata i supskala, a italikom su označene najniže. r/p = računar–papir; p/r = papir–računar; r/r = računar–računar; p/p = papir–papir.

Iz Tabele 2 vidimo da su korelacije između testa i retesta najveće u grupama IV i III (podvučene). To su grupe koje nisu menjale modalitet testiranja, pa bismo mogli pretpostaviti da modalitet testiranja igra bitnu ulogu u testovnom ponašanju ispitanika. Međutim, većina test–retest korelacija iz grupa koje nisu menjale modalitet, ne razlikujese drastično od onih u grupama koje su menjale modalitet testiranja. Skrenućemo pažnju i na sledeću činjenicu. Testovi POMS i CARS rađeni su samo u formi papir–olovka, a u Tabeli 2 su rezultati ispitanika i za njih dati

po grupama. Uočavamo da CARS ima najveću test–retest korelaciju u III i IV grupi, a razlike među koeficijentima korelacije po grupama (kako za CARS, tako i za POMS), slične su kao one na supskalama MMPI-202. Takođe, za svako testiranje u svakom od modaliteta izračunata je prosečna interajtemska korelacija koja predstavlja indikator homogenosti testa (h_1).

Tabela 3
Prosečne interajtemske korelacije

Skala	Br. stavki	Papir		Računar	
		1. testiranje	2. testiranje	1. testiranje	2. testiranje
POMS-ANX	9	.45	<u>.48</u>		
CARS	19	<u>.23</u>	<u>.23</u>		
L	15	.09	.08	.11	<u>.12</u>
F	41	<u>.05</u>	.03	.03	.04
K	26	.07	.08	.08	<u>.09</u>
Hs	29	.09	.13	<u>.14</u>	.09
D	43	.08	<u>.10</u>	.07	.06
Hy	43	.02	<u>.03</u>	.02	.02
Pd	36	<u>.08</u>	.04	.06	.07
Pa	29	.05	.05	.05	<u>.06</u>
Pt	35	<u>.13</u>	<u>.13</u>	<u>.13</u>	<u>.13</u>
Sc	55	<u>.06</u>	.05	.05	<u>.06</u>
Ma	26	.02	<u>.03</u>	.02	.02
Si	28	.09	<u>.12</u>	.08	.08
An	27	.11	<u>.13</u>	.11	.10
Ag	28	.06	.07	.06	<u>.08</u>
Ci	21	.07	.04	.08	<u>.10</u>

Napomena. Za testove POMS i CARS $N = 238$, za 1. testiranje na papiru i drugo na računaru $n = 121$, odnosno za 2. testiranje na papiru, i 1. na računaru $n = 117$. U tabeli su podvučene najviše interajtemske korelacije za svaki od instrumenata i supskala.

Prosečne interajtemske korelacije svih primenjenih instrumenata su dosta niske bez obzira na modalitet (Tabela 3). Razlike, kako među modalitetima, tako i među testiranjima su male.

Deskriptivna statistika i poređenje grupa ispitanika po prediktorima

Jednosmernom analizom varijanse ustanovljeno je da se grupe ispitanika ne razlikuju po prediktorima koji će biti uvršteni u naredne analize (Tabela 4).

Tabela 4
ANOVA – poređenje grupa po prediktorima

Prediktor	<i>F</i>	<i>p</i>
Starost	0.48	.70
Broj godina školovanja	1.01	.39
Samoprocena računarskog iskustva	1.23	.30
POMS – stanje anksioznosti – prvo testiranje	1.81	.15
POMS – stanje anksioznosti – drugo testiranje	0.12	.95
CARS – prvo testiranje	1.86	.14
CARS – drugo testiranje	1.57	.20

Napomena. Za sve analize $df_{bg} = 3$ i $df_{wg} = 234$.

Polna struktura grupa ne razlikuje se značajno ($\chi^2(3) = 5.40, p = .14, MC 95\% CI .128-.146, N = 238$), i proporcionalna je u odnosu na ukupan uzorak.

Stanje anksioznosti i računarska anksioznost su mereni u dva navrata, prilikom svakog testiranja. Prosečna anksioznost merena subskalom testa POMS se u prvom testiranju kretala između 5.71 i 7.82 (u zavisnosti od grupe), a na drugom testiranju između 5.00 i 5.58. S obzirom na to da semogući skorovi na ovom testu kreću od 0 do 36, možemo reći da su ispitanici u sve 4 grupe ispoljili nizak nivo anksioznosti.

Na skali računarske anksioznosti CARS, prosečni skorovi ispitanika su se u prvom merenju kretali od 37.90 do 40.17, a u drugom između 36.77 i 39.82. Mogući skorovi na ovom testu se kreću između 19 i 95, pa možemo reći da su ispitanici ispoljili niži nivo računarske anksioznosti.

Poređenja kodnih nizova

Da bi se utvrdila stabilnost profila u dva testiranja testom MMPI-202, prvo su upoređeni kodni nizovi ispitanika u dva merenja. Naime, rezultati na MMPI se osim profilom, mogu predstaviti i kodnim nizom. Kodni niz je način predstavljanja rezultata na MMPI koji podrazumeva da se skale poređaju po visini ispitanikovog skora na njima (počevši od najviše). U ovom načinu predstavljanja, skale su označene rednim brojevima, osim skala validnosti koje su označene slovima. Visina skora na svakoj od skala označena je simbolom iza njene oznake i to: skor koji prelazi T-skor 90 označava se sa *, T-skor preko 80 sa ", T-skor 70 sa ', T-skor 60 sa -, T-skor 50 sa /, T-skor 40 sa :, a T-skor 30 sa + (Biro, 1995). Postoji delimični

i ekstenzivni kodni sistem. Razlika je u tome što ekstenzivni kodni niz obuhvata i skale validnosti, a delimični ne.

Ako se posmatraju ekstenzivni kodni nizovi, nijedan ispitanik nije imao iste kodne nizove na testu i retestu. To praktično znači da nijedan ispitanik nema isti redosled skala po visini skorova na testu i retestu i/ili se visina skora na bar jednoj od skala značajno razlikuje. Ovaj podatak ukazuje na generalnu nestabilnost profila MMPI-202 dobijenih na ovom uzorku.

U delimičnim kodnim nizovima samo u 6 slučajeva redosled skorova po skalama je isti u testu i retestu. Od toga je 5 slučajeva iz grupa kod kojih se nije menjao modalitet – 3 iz grupe koja je radila u računarski podržanom modalitetu a 2 iz grupe koja je oba puta test radila u klasičnom modalitetu. Preostali slučaj je iz grupe koja je MMPI-202 radila prvo u računarski podržanom, a zatim u klasičnom modalitetu.

Što se tiče razlike u ponašanju ispitanika na različitim modalitetima MMPI-202, na osnovu ovih nalaza ne može se tvrditi da takva razlika postoji. Profili deluju jednako nestabilni bez obzira na modalitet testiranja.

Analiza je obavljena i na delu kodnog niza koji se odnosi samo na skale validnosti. U 40 slučajeva postojalo je poklapanje ovog dela kodnog niza za test i retest. Razlike su testirane hi-kvadrat testom pri čemu je korišćena *bootstrapping* procedura koja je ugrađena u statistički paket SPSS, na 10.000 uzoraka.

Tabela 5

Tabela kontingencije: grupe x isti kodni nizovi za skale validnosti

Grupa		Isti kodni nizovi		Ukupno
		Ne	Da	
I	<i>f</i>	50	9	59
	%	84.7	15.3	100.0
II	<i>f</i>	52	11	63
	%	82.5	17.5	100.0
III	<i>f</i>	48	10	58
	%	82.8	17.2	100.0
IV	<i>f</i>	48	10	58
	%	82.8	17.2	100.0
Ukupno	<i>f</i>	198	40	238
	%	83.2	16.8	100.0

Nisu utvrđene statistički značajne razlike među grupama ($\chi^2(3) = 0.14, p = .99$, MC 95% CI .983–.987, $N = 238$), pa ne možemo reći da modalitet testiranja ima veze sa sličnošću ili razlikama dela profila koji se odnosi na skale validnosti MMPI-202.

Pošto su prethodni nalazi, koji pokazuju da su profili ispitanika na testu i retestu najčešće različiti, bez obzira na modalitet, zanimalo nas je da li su te razlike veće kod ispitanika koji su menjali modalitet testiranja. Takav nalaz bi ukazivao da se modaliteti ne mogu smatrati ekvivalentnim. Kako bismo uzeli u obzir sve informacije koje profili nude (nivo, oblik i raspršenje), odlučili smo se da poredimo koeficijente sličnosti među profilima. Kao pokazatelj sličnosti profila odabran je intraklasni koeficijent korelacije za apsolutno slaganje (engl. *single measure*, mešoviti) pošto on čuva pomenute informacije. Formula je preuzeta iz rada McGrawa i Wonga (McGraw & Wong, 1996) i glasi:

$$ICC = \frac{MS_R - MS_E}{MS_R + (k - 1)MS_E + \frac{k}{n}(MS_K - MS_E)}$$

pri čemu je MS_R – srednji kvadrat redova (supskale MMPI), MS_K – srednji kvadrat kolona (testiranja: test i retest), MS_E – srednji kvadrat greške, k – broj testiranja (u ovom slučaju 2), a n – broj supskala MMPI.

Na taj način dobijeni su pokazatelji sličnosti profila između testa i retesta za svakog ispitanika. Intraklasni koeficijenti korelacije učinjeni su aditivnim pomoću Fisherove z -transformacije (Fajgelj, 2005). Ovako transformisani koeficijenti sličnosti profila su normalizovani i kao zavisna varijabla uvršteni u linearni mešoviti model zajedno sa sledećim prediktorima: pripadnost eksperimentalnoj grupi (promena modaliteta testiranja), pol, starost, broj godina školovanja, računarsko iskustvo, skor na supskali anksioznosti testa POMS, skor na CARS, a kao slučajni efekat je uvršten i faktor subjekta. Treba napomenuti da su skorovi na POMS i CARS bili ponovljeni prediktori. Računarsko iskustvo je dato kao samoprocena ispitanika, a rezidualizovano je u odnosu na pol i starost. Iz obrade su izbačeni autlejeri (2.5% najviših i najnižih ICC).

Isprobani su različiti modeli sa navedenim prediktorima i interakcije među njima, a kontrolisan je i slučajni efekat subjekta. Od pomenutih prediktora, značajan se pokazao samo efekat računarskog iskustva. Ostali prediktori su izbačeni iz konačnog modela (Tabele 6 i 7). S obzirom na to da više nije bilo ponovljenih merenja, nije bilo moguće ispitati ni efekat subjekta pa ni model više nije bio mešoviti.

Tabela 6
ANOVA-Efekat računarskog iskustva na sličnost profila

	Suma kvadrata	Srednji kvadrat	F	df	p
Računarsko iskustvo	10.83	10.83	11.16	1	.001
Rezidual	460.29	0.97		474	

Tabela 7
Bootstrapping testovi efekata modela i parametara

	Waldov χ^2	95% CI		<i>p</i>	β	95% CI	
		d.g.	g.g.			d.g.	g.g.
Odsečak	30.00	11.42	60.08	.000	.79	.514	.887
Računarsko iskustvo	6.68	0.41	19.58	.010	.11	.027	.197

Napomena. d.g = donja granica; g.g = gornja granica; CI = interval poverenja.

Za ovaj model procenjeni $R^2 = .15$, odnosno računarsko iskustvo objašnjava 15% varijanse sličnosti među profilima ispitanika na dva testiranja testom MMPI-202. S obzirom na to da se efekat pripadnosti grupi, a ni bilo koji efekat interakcije sa njom, nije pokazao značajnim, ne možemo reći da je modalitet testiranja uticao na ponašanje ispitanika na testu MMPI-202. Iz Tabele 8 vidimo da se prosečni koeficijenti sličnosti među profilima ne razlikuju bitno u zavisnosti od toga kojim modalitetom su ispitanici testirani, niti od toga da li je dolazilo do promene modaliteta testiranja.

Tabela 8
Koeficijenti sličnosti profila po grupama

	Računar–papir	Papir–računar	Računar–računar	Papir–papir
ICC	.80	.83	.83	.82
95% CI	.76–.84	.79–.86	.78–.86	.78–.86
<i>n</i>	59	63	58	58

Napomena. ICC = intraklasni koeficijent korelacije; CI = interval poverenja.

Da bismo proverili da li je promena modaliteta uticala na konstrukt validnost instrumenta, prvo su ispitane razlike u distribucijama skorova svih korišćenih instrumenata. Korišćen je Wilcoxonov test rangova i *bootstrapping* procedura sa 10.000 uzoraka.

Tabela 9

Poređenje distribucija skorova na testu i retestu u zavisnosti od modaliteta testiranja

Skala	1. rač./papir-olovka				2. računar				3. papir-olovka			
	Z	MC p 2-strana			Z	MC p 2-strana			Z	MC p 2-strana		
		p	99% CI			p	99% CI			p	99% CI	
			d.g.	g.g.			d.g.	g.g.			d.g.	g.g.
Ag	-1.73	.09	.08	.09	-2.50	.01	.01	.01	-1.65	.10	.10	.11
An	-0.89	.38	.37	.39	-2.56	.01	.01	.01	-2.56	.01	.01	.01
Ci	-1.64	.10	.10	.11	-2.52	.01	.01	.01	-2.90	.00	.00	.00
D	-2.59	.01	.01	.01	-1.77	.08	.07	.08	-2.74	.00	.00	.01
F	-4.34	.00	.00	.00	-1.02	.31	.30	.32	-2.23	.03	.02	.03
Hs	-0.31	.76	.75	.77	-0.94	.35	.34	.36	-3.45	.00	.00	.00
Hy	-2.09	.03	.03	.04	-2.49	.01	.01	.01	-3.26	.00	.00	.00
K	-0.51	.62	.61	.63	-3.05	.00	.00	.00	-2.01	.04	.04	.05
L	-0.98	.33	.32	.34	-0.13	.91	.90	.91	-0.13	.90	.89	.91
Ma	-0.62	.54	.53	.55	-2.24	.03	.02	.03	-0.20	.85	.84	.85
Pa	-1.05	.29	.29	.30	-2.68	.01	.01	.01	-3.22	.00	.00	.00
Pd	-2.57	.01	.01	.01	-0.40	.70	.69	.71	-2.22	.02	.02	.02
Pt	-2.04	.04	.04	.04	-0.05	.96	.96	.97	-0.85	.39	.39	.40
Sc	-1.38	.17	.16	.18	-1.41	.16	.15	.17	-1.42	.15	.15	.16
Si	-0.53	.59	.58	.60	-0.02	.98	.98	.99	-1.35	.18	.17	.19

Napomena. MC $p = p$ nivo zasnovan na Markov Chain Monte Carlo simulacijama; d.g = donja granica; g.g = gornja granica; CI = interval poverenja. Boldirane su značajne razlike u distribucijama.

Vidimo da u zavisnosti od modaliteta testiranja (Tabela 9, kolona 1) postoje značajne razlike u distribucijama skorova sledećih supskala MMPI-202: D, F, Hy, Pd i Pt³. Međutim, statistički značajne razlike u distribucijama su najčešće u grupi koja je u oba navrata radila klasičnu formu, a postoje i u grupi koja je test oba puta radila na računaru. Statistički značajne razlike u rangovima nam ukazuju na moguću promenu predmeta merenja između dva testiranja. Ipak, dobijeni nalazi ne ukazuju da je za to odgovorna promena modaliteta testiranja.

S obzirom na to da za proveru u razlika u strukturi dva modaliteta MMPI-202 putem faktorske analize nisu postojali uslovi, ona je ispitana poređenjem matrica interkorelacija stavki. Korišćen je Jenrichov metod (Jenrich, 1970), dostupan u statističkom okruženju R (paket *psych*: Revelle, 2015). Iz analize je izbačeno 6

³ Od ovih supskala, samo za skalu Pt razlika nije značajna u grupi koja je oba puta radila klasičnu formu.

ajtema koji su bar u jednom od modaliteta imali nultu varijansu. Upoređene matrice interkorelacija stavki dve forme MMPI su se statistički značajno razlikovale ($\chi^2(20706) = 298575.60, p < .001, n = 122$) pa možemo pretpostaviti da bi se razlikovala i faktorska struktura podataka sa klasičnog i računarski podržanog testiranja.

Da bismo proverili da li je dobijena razlika rezultat isključivo modaliteta testiranja, upoređene su matrice interkorelacija stavki sa prvog i drugog testiranja u klasičnoj formi. Radi uporedivosti korišćen je isti skup stavki kao u prethodnoj analizi. Zbog problema multikolinearnosti matrice nisu mogle biti invertovane uobičajenim postupkom, pa je Jennrichov postupak modifikovan tako što je umesto uobičajenog inverza matrice korišćen generalizovani inverz matrice interkorelacija. I u ovom slučaju dobijene su značajne razlike između dve matrice interkorelacija ($\chi^2(19900) = 42282.74, p < .001, N = 58$). S obzirom na to da i u slučaju nepromenjenog modaliteta testiranja postoje značajne razlike u matricama interkorelacija, ne možemo sa sigurnošću tvrditi da su razlike u matricama korelacija rezultat različitog modaliteta testiranja.

Diskusija

Uticaj modaliteta testiranja na ponašanje ispitanika ispitivan je na primeru testa MMPI-202, koji je odabran zbog velike količine informacije koju nudi i zbog svoje popularnosti u kliničkoj praksi. Pouzdanost interne konzistencije supskala kretala se u opsegu .31–.84, ali je zadovoljavajuća za većinu supskala, bez obzira na modalitet testiranja. Nema velikih razlika u pouzdanosti u zavisnosti od modaliteta. Generalno, pouzdanost je obično bila nešto viša u retestu.

Test–retest korelacije za supskale kretale su se u opsegu .54–.85. U najvećem broju slučajeva ne razlikuju se drastično u zavisnosti od toga da li je između testa i retesta dolazilo do promene modaliteta testiranja. Ovi nalazi su u skladu sa ranije navedenim nalazima Lamberta i saradnika (Lambert et al., 1987), Schuldburga (Schuldberg, 1988) i Watsona i saradnika (Watson et al., 1990).

S obzirom na to da je primarni način interpretacije rezultata ovog testa preko profila, ispitivali smo da li promena modaliteta utiče na njihovu stabilnost. Kada se posmatraju kodni nizovi (bilo delimični ili ekstenzivni), možemo zaključiti da su se oni pokazali jednako nestabilni iz testa u retest, bez obzira da li je menjan modalitet. Poređenjem koeficijenata sličnosti profila ispitanika ustanovljeno je da modalitet testa nema značajan efekat na njihovu visinu. Drugim rečima, sličnost dva profila istog ispitanika na testu i retestu ne zavisi od toga da li je testiran istim ili različitim modalitetima testa. Kao jedini značajan prediktor sličnosti profila izdvojila se samoprocena računarskog iskustva. Kod ispitanika koji svoje računarsko iskustvo procenjuju kao više, profili sa testa i retesta su sličniji, bez obzira na modalitet testiranja. Možemo samo nagađati o povezanosti računarskog iskustva i sličnosti profila, pa bi objašnjenje ove veze bilo bolje ostaviti za neko naredno istraživanje.

Distribucije skorova na supskalama F, D, Hy, Pd i Pt se značajno razlikuju u zavisnosti od modaliteta testa i retesta. Do sličnih nalaza je došao i Sukigara (1996). Međutim, razlike u distribucijama ukupnih skorova supskala natestu i retestu postoje i u slučaju kada modalitet nije menjan, a najčešće su upravo u grupi koja je oba puta test radila u klasičnoj formi. Stoga, ni ove razlike u distribucijama ukupnih skorova ne možemo pripisati modalitetu testiranja, odnosno ne možemo reći da modalitet utiče na *iskustvenu ekvivalenciju*. Distribucije skorova su jednako nestabilne bez obzira na modalitet, a tu nestabilnost smo skloni da pripišemo primeni kliničkog testa na nekliničkom uzorku, te metrijskim karakteristikama testa. Ovakvi nalazi su u skladu i sa prethodnim istraživanjima različitih modaliteta MMPI (Finger & Ones, 1999; Honaker, Harrell, & Buffalo, 1988).

Kao zaključak o jednakosti profila ispitanika na dva modaliteta MMPI-202, možemo reći da nije utvrđeno postojanje značajnih razlika. Profili su nestabilni, bez obzira na modalitet. Pinsoneault (1996) u svom istraživanju (na 30 studenata master i doktorskih studija), poredeći stabilnost povišenja pojedinačnih skala, te profila baziranih na 2 ili 3 šiljka u računarskoj formi, kaže da je ona bolja nego u ranijim istraživanjima koja su poredila više uzastopnih testiranja klasičnom metodom. Međutim, na kraju dodaje da je stabilnost ovih povišenja generalno bila niska. To se pokazalo i u ovom istraživanju. Slično možemo reći i za strukturu testa, ispitanu na način na koji je to ovde urađeno.

Takođe, možemo reći da ne postoje razlike u profilima ispitanika na različitim modalitetima MMPI-202 u zavisnosti od individualnih razlika. Nema značajnih efekata interakcije modaliteta testiranja i individualnih razlika, poput pola, starosti, obrazovanja i računarske anksioznosti, na sličnost profila. Merenje različitim modalitetima pokazalo se jednakim na ovom uzorku, odnosno nije se pokazalo različitim. McDonald (2002) je, imajući u vidu uticaj pomenutih individualnih razlika, rekao i da na njih treba gledati kao na proizvod svog vremena te da one u budućnosti neće predstavljati tako bitan faktor.

Na kraju, trebalo bi se osvrnuti na neke nedostatke ovog istraživanja. Pre svega to je uzorak koji je daleko od reprezentativnog za našu populaciju. Uzorak je bio prigodan, a sačinjavale su ga uglavnom mladeobrazovane ispitanice, većinom studentkinje psihologije. Pokušaji da uzorak dopunimo ispitanicima iz grupa koje nisu dovoljno bile zastupljene nije bio uspešan. Pregledom dosadašnjih istraživanja ekvivalencije modaliteta MMPI u svetu (ranije navedena), vidimo da su i tamo u velikoj većini uzorci bili prigodni, i neretko su ih sačinjavali studenti (psihologije). Teško da bi se ijedan od njih mogao smatrati reprezentativnim. U pregledu 11 istraživanja koje u svom radu navodi Pinsoneault (Pinsoneault, 1996), pet je izvršeno na uzorku studenata, jedno na uzorku dobrovoljaca iz opšte populacije, za jedno nije navedeno na kakvom uzorku je rađeno, četiri su rađena na uzorcima koje bismo mogli smatrati kliničkim (psihijatrijski bolesnici, alkoholičari i pacijenti dnevne bolnice), a u jednom slučaju se radilo o metaanalizi u kojoj su bili obuhvaćeni različiti uzorci. Imajući to u vidu, rezultati ovog istraživanja se mogu smatrati uporedivim sa prethodnim nalazima.

Nedostatke uzorka u ovom istraživanju pokušali smo da kompenzujemo primenom *bootstrapping* procedure. Međutim, i ova procedura svoj pravi smisao ima tek na reprezentativnom uzorku. Stoga, generalizacije iz ovog istraživanja morali bismo ograničiti na populaciju mladih, obrazovanih, zdravih žena. Uzorak je takav da nemamo pravo da tvrdimo drugačije.

S obzirom na to da je MMPI-202 pre svega klinički test i prvobitno nije bio namenjen proceni „zdrave“ populacije, rezultati u izvesnoj meri mogu biti iskrivljeni restrikcijom opsega na supskalama. Moguće je da bismo drugačije rezultate dobili na uzorku koji bi uključivao ispitanike iz populacije kojoj je MMPI prvobitno namenjen, mada prethodna istraživanja ne podržavaju takvu pretpostavku. U ranije navedenom Pineseaultovom (Pineseault, 1996) pregledu 11 istraživanja ekvivalencije modaliteta MMPI, uočljivo je da u većini istraživanja značajne razlike postoje samo na jednoj do dve skale testa, pri čemu su one najčešće u istraživanjima na uzorcima studenata, dok u istraživanjima na uzorcima psihijatrijskih bolesnika i alkoholičara nisu uočene značajne razlike.

Međutim, da bismo mogli da tvrdimo da se klasični i računarski podržani modaliteti MMPI-202 zaista mogu smatrati ekvivalentnim za upotrebu na kliničkoj populaciji, to bismo svakako morali proveriti i potvrditi na uzorku iz ove populacije.

Ono što bi moglo biti najveći doprinos ovog istraživanja, verovatno nije ono što je bio cilj istraživanja – utvrditi ekvivalenciju dva modaliteta jednog testa (MMPI-202). Prema našem mišljenju, od toga je mnogo značajnije (potencijalno) jačanje svesti u naučnoj i stručnoj javnosti o potrebi dokazivanja ekvivalencije različitih modaliteta psiholoških testova pre njihove ravnopravne upotrebe u praksi.

Reference

- American Psychological Association (1986). *Guidelines for computer-based tests and interpretations*. Washington, DC: APA.
- Barbeite, F. G., & Weiss, E. M. (2004). Computer self-efficacy and anxiety scales for an Internet sample: Testing measurement equivalence of existing measures and development of new scales. *Computers in Human Behavior, 20*, 1–15.
- Bartram, D., & Bayliss, R. (1984). Automated testing: Past, present and future. *Journal of Occupational Psychology, 57*, 221–237.
- Biro, M. (1995). *Dijagnostička procena ličnosti – MMPI-202*. Novi Sad: Futura publikacije i Filozofski fakultet.
- British Psychological Society (1999). *Guidelines for the development and use of computerbased assessments*. Leicester: British Psychological Society.
- Brosnan, M. J. (1998). The impact of psychological gender, gender-related perceptions, significant others, and the introducer of technology upon computer anxiety in students. *Journal of Educational Computing Research, 18*, 63–78.

- Bugbee, A. C. Jr. (1996). The equivalence of paper-and-pencil and computer-based testing. *Journal of Research on Computing in Education*, 28, 282–290.
- Burke, M. J., & Normand, J. (1987). Computerized psychological testing: Overview and critique. *Professional Psychology Research and Practice*, 1, 42–51.
- Butcher, J. N., & Williams, C. L. (2009). Personality assessment with the MMPI-2: Historical roots, international adaptations, and current challenges. *Applied Psychology: Health and Well-Being*, 1, 105–135.
- Butcher, J., Derksen, J., Sloore, H., & Sirigati, S. (2002). Objective personality assessment of people in diverse cultures: European adaptations of the MMPI-2. *Behaviour Research and Therapy*, 41, 819–840.
- Chua, S. L., Chen, D., & Wong, A. F. L. (1999). Computer anxiety and its correlates: A meta-analysis. *Computers in Human Behavior*, 15, 609–623.
- Colley, A., Gale, M., & Harris, T. (1994). Effects of gender role identity and experience on computer attitude components. *Journal of Educational Computing Research*, 10, 129–137.
- Fajgelj, S. (2005). *Psihometrija – Metod i teorija psihološkog merenja*. Beograd: Centar za primenjenu psihologiju.
- Finger, M. S., & Ones, D. S. (1999). Psychometric equivalence of the computer and booklet forms of the MMPI: A meta-analysis. *Psychological Assessment*, 11, 58–66.
- Groth-Marnat, G. (2003). *Handbook of psychological assessment*. New York: John Wiley & Sons.
- Heinssen, R. K. Jr., Glass, C. R., & Knight L. A. (1987). Assessing computer anxiety: Development and validation of the Computer Anxiety Rating Scale. *Computers in Human Behavior*, 3, 49–59.
- Honaker, L. (1988). The equivalency of computerized and conventional MMPI administration: A critical review. *Clinical Psychology Review*, 8, 561–577.
- Honaker, L. M., Harrell, T. H., & Buffaloe, J. D. (1988). Equivalency of Microtest computer MMPI administration for standard and special scales. *Computers in Human Behavior*, 4, 323–337.
- International Test Commission (2005). *International guidelines on computer-based and Internet delivered testing*. Retrieved from <http://www.intestcom.org/upload/sitefiles/62.pdf>
- Janičić, B. (2004). *Konstrukcija i evaluacija ekspertskeg sistema za interpretaciju MMPI* (Neobjavljena magistarska teza). Filozofski fakultet, Novi Sad.
- Jennrich, R. I. (1970). An asymptotic χ^2 test for the equality of two correlation matrices. *Journal of American Statistical Association*, 65, 904–912.
- Johnson, D., & White, C. (1980). Effects of training on computerized test performance in the elderly. *Journal of Applied Psychology*, 65, 357–358.
- King, W. C., & Miles, E. W. (1995). A quasi-experimental assessment of the effect of computerizing noncognitive paper-and-pencil measurements: A test of measurement equivalence. *Journal of Applied Psychology*, 80, 643–651.

- Lambert, M. E., Andrews, R. H., Rylee, K., & Skinner, J. (1987). Equivalence of computerized and traditional MMPI administration with substance abusers. *Computers in Human Behavior*, 3, 139–143.
- Mathews, A., & Mackintosh, B. (1998). A cognitive model of selective processing in anxiety. *Cognitive Therapy and Research*, 22, 539–560.
- McDonald, A. S. (2002). The impact of individual differences on the equivalence of computer-based and paper-and-pencil educational assessments. *Computers and Education*, 39, 299–312.
- McGraw, K. O., & Wong, S. P. (1996). Forming inferences about some intraclass correlation coefficients. *Psychological Methods*, 1, 30–46.
- McNair, D. M., Lorr, M., & Droppleman, L. F. (1971). *Manual for the profile of mood states*. San Diego, CA: Educational and Industrial Testing Services.
- Pinsooneault, T. B. (1996). Equivalency of computer-assisted and paper-and-pencil administered versions of the Minnesota Multiphasic Personality Inventory-2. *Computers in Human Behavior*, 12, 291–300.
- Popov, B. (2007). *Uticaj kognitivnih činilaca na emocionalno reagovanje u situaciji negativne povratne informacije* (Neobjavljena magistarska teza). Filozofski fakultet, Novi Sad.
- Potosky, D., & Bobko, P. (1997). Computer versus paper-and-pencil administration mode and response distortion in noncognitive selection tests. *Journal of Applied Psychology*, 82, 293–299.
- Revelle, W. (2015). psych: Procedures for Personality and Psychological Research (R package version 1.5.1). Retrieved from <http://personality-project.org/r/psych-manual.pdf>
- Richman, W. L., Kiesler, S., Weisband, S., & Drasgow, F. (1999). A meta-analytic study of social desirability distortion in computer-administered questionnaires, traditional questionnaires, and interviews. *Journal of Applied Psychology*, 84, 754–775.
- Schmitz, N., Hartkamp, N., Brinschwitz, C., Michalek, S., & Tress, W. (2000). Comparison of the standard and the computerized versions of the Symptom Check List (SCL-90-R): A randomized trial. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 102, 147–152.
- Schuldberg, D. (1988). The MMPI is less sensitive to the automated testing format than it is to repeated testing: Item and scale effects. *Computers in Human Behavior*, 4, 285–298.
- Schulenberg, S. E., & Yutrzecka, B. A. (2001). Equivalence of computerized and conventional versions of the Beck Depression Inventory-II (BDI-II). *Current Psychology*, 20, 216–230.
- Smith, B. (2003). *Conventional versus computer-based of measures of cognitive ability: An analysis of psychometric, behavioral, experiential and relativity of equivalence* (Doctoral dissertation). Retrieved from <http://ro.uow.edu.au/theses/165>
- Stabile, S. J. (2002). Personality tests as a hiring tool: Is the benefit worth the cost?. *University of Pennsylvania Journal of Labor and Employment Law*, 4, 279–313.

- Sukigara, M. (1996). Equivalence between computer and booklet administrations of the new Japanese version of the MMPI. *Educational & Psychological Measurement, 56*, 570–584.
- Surís, A., Borman, P. D., Lind, L., & Kashner, T. M. (2007). Aggression, impulsivity, and health functioning in a veteran population: Equivalency and test-retest reliability of computerized and paper-and-pencil administrations. *Computers in Human Behavior, 23*, 97–110.
- Watson, C. G., Juba, M., Anderson, P. E., & Manifold, V. (1990). What does the Keane et al. PTSD scale for the MMPI measure? *Journal of Clinical Psychology, 46*, 600–606.
- Whitaker, B. G. (2007). Internet-based attitude assessment: Does gender affect measurement equivalence? *Computers in Human Behavior, 23*, 1183–1194.
- Whitener, E. M. (1995). Equivalence of computerized and traditional research methods: The roles of scanning, social environment, and social desirability. *Computers in Human Behavior, 11*, 65–75.
- Wijndaele, K., Matton, L., Duvigneaud, N., Lefevre, J., Duquet, W., Thomis, M., . . . Philippaerts, R. (2007). Reliability, equivalence and respondent preference of computerized versus paper-and-pencil mental health questionnaires. *Computers in Human Behavior, 23*, 1958–1970.
- Williams, J. E., & McCord D. M. (2006). Equivalence of standard and computerized versions of the Raven Progressive Matrices Test. *Computers in Human Behavior, 22*, 791–800.

Bojan Janičić

Department of
Psychology, Faculty
of Philosophy,
University of Novi
Sad

EQUITY OF PROFILES BETWEEN COMPUTER-BASED AND CLASSICAL MODALITY OF MMPI-202

With the increasing application of computer-based tests, a problem of equivalence between computerized and classical forms has appeared. Studies regarding equivalence of computer-based and paper and pencil forms of psychological tests usually examined the impact of individual differences and variables such as computer experience and computer anxiety. Previous research gave mixed results. The aim of this study was to determine whether there were differences in the profiles of subjects on computer-based and classical modality of the MMPI-202. In addition, the aim of this study was to examine the influence of gender, age, education level, computer experience, and computer anxiety on examinees' profiles on the computer and the classical modality of this test. There were no significant differences in examinees' profiles which could be attributed to the modality of testing.

Keywords: MMPI-202, computer-based testing, equity of measurement, experiential equivalence, profiles similarity