

Generacijske razlike u fluidnoj inteligenciji: Flynn-efekt hrvatskih kohorta 1986. - 2004. na Cattellovom testu inteligencije

Meršinjak, Oliver Martin

Master's thesis / Diplomski rad

2024

Degree Grantor / Ustanova koja je dodijelila akademski / stručni stupanj: **University of Zagreb, Faculty of Humanities and Social Sciences / Sveučilište u Zagrebu, Filozofski fakultet**

Permanent link / Trajna poveznica: <https://urn.nsk.hr/urn:nbn:hr:131:072349>

Rights / Prava: [In copyright](#) / [Zaštićeno autorskim pravom.](#)

Download date / Datum preuzimanja: **2024-10-17**



Sveučilište u Zagrebu
Filozofski fakultet
University of Zagreb
Faculty of Humanities
and Social Sciences

Repository / Repozitorij:

[ODRAZ - open repository of the University of Zagreb
Faculty of Humanities and Social Sciences](#)



Sveučilište u Zagrebu

Filozofski fakultet

Odsjek za psihologiju

**GENERACIJSKE RAZLIKE U FLUIDNOJ INTELIGENCIJI:
FLYNN-EFEKT HRVATSKIH KOHORTA 1986. – 2004.
NA CATTELLOVOM TESTU INTELIGENCIJE**

Diplomski rad

Oliver Martin Meršinjak

Mentor: Prof. dr. sc. Denis Bratko

Zagreb, 2024.

IZJAVA

Pod punom moralnom odgovornošću izjavljujem da sam ovaj rad izradio samostalno te da u njemu nema kopiranih, prepisanih ili preuzetih dijelova teksta tuđih radova koji nisu propisno označeni kao citati s navedenim izvorom iz kojeg su preneseni.

Zagreb, 20. kolovoza 2024.

Oliver Martin Meršinjak

ZAHVALA

Zahvaljujem Odsjeku za psihologiju Filozofskog fakulteta Sveučilišta u Zagrebu na znanjima i spoznajama psihološke struke predanim studentima, a poštovanim profesorima na susretljivosti iskazanoj kroz studij. Osobito zahvaljujem svom mentoru, prof. dr. sc. Denisu Bratku, na iskazanom interesu i pomoći pri izradi ovog diplomskog rada.

Također, zahvaljujem dragim kolegama i prijateljima, koji su mi uljepšali protekle studentske godine; na dobrom društvu, kolegijalnosti i pomoći koje su mi pružili.

Izrazito zahvaljujem i Hrvatskoj kontroli zračne plovidbe i Eurocontrolu, osobito poštovanim kolegama odjela za ljudske potencijale, koji su mi omogućili korištenje svojih podataka za provedbu ovog istraživanja.

Naposljetku, zahvaljujem svojoj dragoj zaručnici Antoniji Pupačić, na svemu strpljenju i podršci koje mi je pružala proteklih godina.

Oliver Martin Meršinjak

Sadržaj

Uvod	1
<i>Povijest mjerenja inteligencije</i>	1
<i>Modeli inteligencije</i>	2
<i>Korelati kvocijenta inteligencije</i>	3
<i>Flynn-efekt</i>	6
Cilj, problem, hipoteza	8
Metoda	9
<i>Sudionici</i>	9
<i>Mjerni instrumenti</i>	10
<i>Postupak</i>	11
Analiza podataka i rezultati	14
<i>Grupiranje kohorta i deskriptivna analiza</i>	14
<i>Preliminarna analiza – razlike u IQ prema kohorti, starosti i točki testiranja</i>	15
<i>Preliminarna analiza – povezanost spola i razine stručne spreme s IQ</i>	16
<i>Kontrola kovarijabiliteta – ANCOVA i hijerarhijska regresija</i>	18
Rasprava	20
<i>Praktične implikacije</i>	28
<i>Metodološka ograničenja i smjernice za buduća istraživanja</i>	29
Zaključak	30
Literatura	31
Prilog	35

**Generacijske razlike u fluidnoj inteligenciji:
Flynn-efekt hrvatskih kohorta 1986. – 2004. na Cattellovom testu inteligencije**
**Generational differences in fluid intelligence:
Flynn effect of Croatian cohorts 1986 – 2004 on Cattell's culture fair intelligence test**
Oliver Martin Meršinjak

Sažetak: Flynn-efekt opisuje opaženi porast prosječnih rezultata testova inteligencije između kohorta. Ovo istraživanje ispituje postojanost Flynn-efekta na hrvatskim kohortama od 1986. do 2004. godine koristeći Cattellov kulturalno nepristrani test inteligencije. Podaci IQ-a za $N = 4223$ sudionika prikupljeni su analizom arhivske građe prijašnjih selekcijskih testiranja Hrvatske kontrole zračne plovidbe za poziciju kontrolora zračnog prometa. Uzorak je sačinjen od 72.5% muških sudionika, ograničenog raspona starosti od 20 do 28 godina. Istraživanje također ograničava utjecaj čimbenika poput spola, starosti i razine stručne spreme na rezultate IQ-a. Analize su pretežito provedene na kohortama grupiranim u četiri grupe prema polovicama desetljeća. Utvrđeno je da odnos kohorte i IQ-a moderiraju spol i razina stručne spreme. Rezultati pokazuju statistički značajan porast fluidne komponente IQ-a među uključenim kohortama veličine od otprilike 0.3 IQ boda godišnje, što je u skladu s hipotezom rasta IQ-a prema Flynn-efektu. Nalaz je moguće generalizirati na iste kohorte opće hrvatske populacije, iako je veličina efekta uvjetovana specifičnostima i ograničenjima uzorka korištenog u istraživanju. Sukladno dobivenim rezultatima, potrebna je potencijalna restandardizacija i normiranje Cattellovog testa inteligencija za hrvatsku populaciju.

Ključne riječi: Flynn-efekt, Hrvatska, Cattellov test inteligencije, fluidna inteligencija

Abstract: The Flynn effect describes secular increases in the average intelligence test scores between cohorts. This study examines the existence of the Flynn effect in Croatian cohorts from 1986 to 2004 using the Cattell's Culture Fair Intelligence Test. IQ data for $N = 4223$ participants was collected by analysis of archival material from previous selection tests conducted by the Croatian air traffic control for the air traffic control officer position. The sample consisted of 72.5% male participants, with a restricted age range of 20 to 28 years. The study also restricts the influence of factors such as sex, age, and education level on IQ scores. Analyses were primarily conducted on cohorts grouped into four groups by decade halves. A moderation effect of sex and education level on the relationship between cohorts and IQ was found. The results indicate a statistically significant increase in the fluid IQ component among the included cohorts, with gains of approximately 0.3 IQ points per year, which is consistent with the IQ growth according to the Flynn effect hypothesis. The found effect can be generalized on the same cohorts of the general Croatian population, although the effect size is conditioned by the specific characteristics and limitations of the study sample. Based on the obtained results, potential restandardization and norming of the Cattell's Culture Fair Intelligence Test for the Croatian population is necessary.

Key words: Flynn effect, Croatia, Cattell Culture Fair Intelligence Test, fluid intelligence

Uvod

Ne postoji stručni konsenzus oko definicije inteligencije, kao ni dovoljno simplificirana i jasna deskripcija tog konstrukta koja bi reducirala stoljetni angažman psihologa u sveobuhvatnu frazu. Današnja pučka fiksacija inteligencijom, osobito izražena u individualnoj identifikaciji s rezultatom testova inteligencije, primjer je mitologizacije ovog konstrukta u popularnoj kulturi. Naravno, osim inteligencije kao definitivne karakteristike ljudskog roda, koja nas prema mnogima razlikuje od ne-ljudi ili životinja, ovo je posljedica i duge stručne fiksacije i tradicije istraživanja psihologijskog konstrukta inteligencije, koja je rezultirala atraktivnom idejom da se inteligencija može brojevno izraziti.

Povijest mjerenja inteligencije

Zarevski (2012) sažima povijest testiranja inteligencije kompilacijom utjecaja različitih pionira psihologije, statistike i eugenike. Navodi da porast interesa za individualne devijacije od općih zakona potiče razvoj individualne psihologije i istraživanja mjerenja ljudske inteligencije, a imperativ diferencijacije individua rezultira prvim testom inteligencije 1905. godine – Binet-Simon skalom. Autori skale dobivaju zadatak francuskom sustavu javnog školstva pružiti instrument identifikacije djece koja nisu u stanju pratiti redovitu nastavu (Rathus, 2001). Zadatku pristupaju u razdoblju kada, kako autori skale navode, još ne postoji konsenzus oko toga može li se inteligencija izmjeriti ili ne (Binet i Simon, 1916). Skala koju konstruiraju mjeri mentalnu dob djece: retardaciju, tj. zaostalost, mentalne dobi u odnosu na stvarnu dob kod intelektualno retardirane djece, ili naprednost mentalne dobi kod napredne djece (Binet i Simon, 1916). Revidirana verzija ove skale Lewisa Termana, Stanford-Binet skala inteligencije, mjeru mentalne dobi zamjenjuje kvocijentom inteligencije (IQ, engl. *intelligence quotient*), omjerom mentalne i kronološke dobi pomnoženim sa 100; ispitanici čija je mentalna dob veća od njihove kronološke dobi imaju IQ veći od 100, dok u suprotnom slučaju imaju IQ manji od 100; a danas češće viđenje IQ-a bliže je onom s Wechslerovih skala, sa standardiziranim normama prema kojima se rezultati testa distribuiraju u zvonoliku krivulju, tj. normalnu distribuciju, s aritmetičkom sredinom rezultata 100 i standardnom devijacijom 15 bodova IQ-a (Rathus, 2001).

Modeli inteligencije

Spearmanov (1904) model inteligencije, konceptom opće ili generalne inteligencije, takozvanim g-faktorom, objašnjava korelaciju intelektualnih aktivnosti fundamentalnom individualnom funkcijom, dok razlike među sposobnostima različitih domena pripisuje specifičnim elementima svake od aktivnosti, tj. s-faktorima. Kasnije konstruirani modeli primarno kontekstualiziraju inteligenciju ili pod konceptualizacijom postojanja opće inteligencije, razradom g-faktora na niže razine i stratum, poput hijerarhijskih modela strukture inteligencije Burta i Vernona ili Cattell-Horn-Carroll modela (Zarevski 2012), ili identifikacijom nezavisnih domena inteligencije poput Thurstonovog modela primarnih mentalnih sposobnosti ili Gardnerove teorije multiplih inteligencija (Rathus, 2000). Konsenzus današnjih psihologa je postojanje latentne dimenzije u podlozi pozitivnih korelacija među svim mjerama kognitivnog funkcioniranja (Zarevski, 2012).

Ideju g-faktora inteligencije modelira Raymond B. Cattell, razlikovanjem širokih faktora: fluidne inteligencije (G_f), biološki uvjetovane sposobnosti izraženije kod zadataka koje zahtijevaju adaptaciju testovnom materijalu; i kristalizirane inteligencije (G_c), kulturalno uvjetovane i usvojene sposobnosti izraženije kod zadataka koje imaju komponentu učenja (Cattell, 1963). Cattellov model, dakle, razlikuje urođene i okolinske utjecaje (engl. *nature i nurture*) na inteligenciju. G_f , uobičajeno mjereno testovima brzine, maksimum doseže u adolescenciji, a pad nakon dvadesetih godina i jednake je varijance među kulturama zbog čega je mjerljiv kulturalno nepristranim testovima inteligencije. G_c , obično mjereno testovima snage, maksimum doseže u dvadesetim godinama i ne pada funkcijom dobi, dok se velika komponenta varijance faktora može pripisati kulturalnim razlikama. Također, korelacija G_f i G_c , iako varira sa starosti, u odraslih iznosi oko .40 (Zarevski, 2012).

Carollova trofazna teorija strukture inteligencije g-faktor smješta na najviši stratum modela, iznad širokih faktora drugog i specifičnih sposobnosti pojedinih faktora prvog stratuma (Carroll, 1993). Cattell-Horn model i Carrollov model objedinjuje McGrew (2005) u široko prihvaćeni Cattell-Horn-Carroll (CHC) model inteligencije, prema kojemu je g-faktor na najvišoj razini, devet širokih sposobnosti na drugoj razini, među kojima su G_c i G_f , i mnoštvo specifičnih sposobnosti na najnižoj razini. Suvremeno poimanje kristalizirane

komponente opisuje ju kao ishod aplikacije fluidne sposobnosti usred životnih iskustava, koja rezultira općom informiranošću i različitim verbalnim sposobnostima, koncipiranim kao „znanje“ pojedinca; dok je fluidna komponenta uočljiva u zadacima koji zahtijevaju logično rezoniranje i opažanje pravilnosti između oblika, tj. u problemima apstraktnog rezoniranja (Horn, 1968). Opadanje G_f počinje u kasnim dvadesetim godinama, a pripisuje se manjku kognitivne stimulacije i biološkim promjenama potaknutim starenjem, osobito atrofiji dijelova mozga unutar desne polutke (Lee i sur., 2005), sukladno principu *koristi ili izgubi* (engl. *use it or lose it*). Identificiran je i zajednički latentni faktor u podlozi logičkog rezoniranja, komponente G_f , i opsega radnog pamćenja, kao i pozitivna korelacija rezoniranja s perceptivnom brzinom (Kyllonel i Christal, 1990), koji su omogućili daljnje interpretacije razlika G_f i G_c , osobito u vidu promjena istih starenjem pojedinaca.

Konačno, prema Zarevskom (2012), meritorni tim kognitivnih znanstvenika 1994. godine, vođen Urlicom Neisserom, zadužen od Američke Psihološke Asocijacije (APA) za odgovaranje na osnovna pitanja po prirodi inteligencije, zaključuje da je među različitim pristupima i poimanjima inteligencije ipak najutjecajniji psihometrijski pristup, koji je pružio opsežan korpus znanja, dok manjka znanje o modalitetima inteligencije koji se testovima teško procjenjuju. Ovo odgovara i Boringovoj (1923) operacionalnoj definiciji inteligencije prema kojoj je inteligencija ono što mjere testovi inteligencije.

Korelati kvocijenta inteligencije

Prema Neisseru i sur. (1996), testovi inteligencije funkcionalnost pružaju u selekciji, evaluaciji i dijagnozi, a iako postoje mnoge kritike konceptualizaciji IQ-a, stabilnost testovnih rezultata i njihova prediktivnost životnih ishoda nisu osporavani; ispitanici s visokim IQ-om na jednoj mjeri vjerojatno će biti nadprosječni i na drugim mjerama. Također, IQ se smatra najboljim prediktorom radne uspješnosti s korelacijom koja doseže .50 (Schmidt i Hunter, 1998), a ustanovljena je i pozitivna povezanost IQ-a i uspjeha u obrazovanju, socio-ekonomskog statusa (SES) i pozitivnih životnih ishoda, iako u podlozi ovih odnosa leže kompleksni moderatorski i medijatorski utjecaji okoline, nasljeđa, ličnosti, kao i recipročan odnos između inteligencije i navedenih varijabli (Neisser i sur., 1996).

Obrazovanje je, u odnosu sa psihometrijskom inteligencijom, i zavisna i nezavisna varijabla – učenici s većim IQ-om vjerojatnije će dulje sudjelovati u školsko-obrazovnom sustavu, a školovanje će, zauzvrat, pozitivno utjecati na rast IQ-a (Neisser i sur., 1996). Kvazieksperimentalna situacija uzrokovana zatvaranjem jedne od američkih škola omogućila je istraživanje sa zaključkom da se IQ smanjuje za 6 bodova svakom propuštenom godinom obrazovanja (Green i sur., 1964). Također, iako IQ u dobi od pet godina najbolje predviđa budući školski uspjeh i napredak, a osim toga korelacija između inteligencije i osnovnoškolskog uspjeha iznosi oko .50, dok je povezanost nešto niža za više razine obrazovanja (Zarevski, 2012); mnogi kritičari tvrde da su u podlozi ove povezanosti socio-ekonomske razlike i obrazovne prednosti (Kline, 1991). Međutim, meta-analize konzistentno potvrđuju povećanje psihometrijske inteligencije i SES-a svakom godinom školovanja (Ceci i Williams, 1997) te perzistenciju navedenog učinka obrazovanja na inteligenciju kroz život (Ritchie i Tucker-Drob, 2018). Alternativne interpretacije efekata, potaknute korelacijskom prirodom istraživanja odnosa inteligencije, obrazovanja i SES-a (Ceci i Williams, 1997), spominju utjecaj poticajnih okolinskih podražaja s kojima se susreću učenici višeg u odnosu na one s nižim IQ-om ili utjecaj kulture proizašle iz klasne pripadnosti školaraca na IQ (Phelan i sur., 1979). Odnos obrazovanja i psihometrijske inteligencije kompleksan je i zbog mnogih drugih personalnih i socijalnih faktora (Neisser i sur., 1996).

Široko su istražene i spolne razlike u IQ-u. Suprotno viktorijanskoj ideji muške superiornosti, stručni je konsenzus prvog stoljeća psihologije bio da u općoj inteligenciji, tj. g-faktoru, nema spolnih razlika te da su razlike unutar spolova veće od razlika između spolova (Jackson i Rushton, 2006), iako su razvijeni i različiti teorijski pristupi koji empirijski opažene razlike između muškaraca i žena na testovnim rezultatima pripisuju npr. razvojnim razlikama u volumenu mozga (Lynn, 1999). Potrebno je napomenuti da ne postoji konsenzus oko izvora razlike rezultata, koja se često pripisuje pogrešci uzorkovanja, specifičnostima testa i namjernim manipulacijama (Colom i sur., 2003; Zarevski, 2012). Konsenzus glede spolnih razlika u IQ-u postoji za nalaze da rezultati muškaraca imaju veći varijabilitet, tj. veću zastupljenost rezultata muškaraca na ekstremima distribucije (Deary i sur., 2003; Hedges i Nowell, 1995; Zarevski 2012). Konsenzus također postoji i oko nalaza spolnih razlika u užim faktorima inteligencije, odnosno pojedinim kognitivnim procesima,

poput empirijski najelaboriranije razlike u vizuo-spacijalnim sposobnostima (Zarevski, 2012). Rezultati, u pravilu, potvrđuju superiornost muškaraca u sposobnostima mentalne rotacije i spacijalne percepcije (Linn i Petersen, 1985; Masters i Sanders, 1993; Voyer i sur., 1995), te u kvantitativnim sposobnostima (Neisser i sur. 1996), testovima proporcija i mehaničkog rezoniranja (Meehan, 1984), a bolje rezultate postižu i na matematičkom testu američkog SAT-a (Benbow, 1988). S druge strane, smatra se da žene imaju bolje rezultate na testovima zasićenim verbalnom inteligencijom (Sutaria, 1985), iako ne postoji stručni konsenzus oko verbalnih razlika između spolova, primjerice prema meta-analizi Hyde i Linn (1988) nalazi ženske verbalne superiornosti uveličani su, a razlike među spolovima u različitim verbalnim sposobnostima relativno su male.

Pristup istraživanju povezanosti inteligencije i starosti može se pretpostaviti iz činjenice da prva, Thurmanova, mjera IQ-a, inteligenciju mjeri kao omjer mentalne i kronološke dobi, iz čega slijedi da je prilagođena inteligencija ona koja sustavno raste s kronološkom dobi. Istraživanja inteligencije i starosti sumiraju se s dva načela – kronološki bliži rezultati testiranja više su povezani te rezultati sa starošću pokazuju veću povezanost, tj. stabilnost (Hopkins i Bracht, 1975). Inteligencija se nakon ulaska u odraslu dob, načelno, ne mijenja funkcijom starenja, osim pri terminalnom padu oko pet godina prije smrti, kada je moguće opaziti blagu detiorijaciju tjelesnih sustava, a među njima i onih koji su zaduženi za zdravlje i za intelektualno funkcioniranje, poput prokrvljenosti mozga (Riegel i Riegel, 1972). Prema Hornu (1982), starenjem se smanjuje razina G_f , dok se razina G_c povećava u razmjernoj količini. Pad rezultata na testovima inteligencije primarno se pripisuje zasićenosti testova fluidnim faktorom, u podlozi čijeg se pada nalazi smanjena sposobnost radnog pamćenja i paralelnog procesiranja informacija (Stankov, 1999). Kako Neisser i sur. (1996) naglašavaju, inteligencija funkcijom starenja raste, međutim IQ ostaje relativno stabilan, jer je IQ mjera standardizirana i normirana na populaciju kojoj ispitanik pripada; punoljetna osoba nedvojbeno je inteligentnija od sebe u predškolskoj dobi, međutim, njegova pozicija unutar distribucije inteligencije načelno se neće mijenjati. Kvantiteta IQ-a ostaje nepromijenjena, dok se kvaliteta mijenja diferencijacijom kognitivnih sposobnosti prema potrebama prilagođavanja pojedinca okolini (Zarevski, 2012).

Istraživanja inteligencije vode se načelom da se distribucije rezultata grupa preklapaju te da su raspršenosti rezultata unutar pojedinih grupa veće od razlika aritmetičkih sredina rezultata različitih grupa (Jensen, 1980). Svaka analiza IQ-a događa se u kontekstu standardiziranih i normiranih rezultata, ovisno o populaciji i kohorti sudionika. Međutim, ovisno o populaciji na kojoj se standardiziraju norme, IQ pojedinih sudionika može biti pristrano evaluiran. Kako Zarevski (2012) navodi, djeca nižeg SES-a i afroameričkog porijekla postižu rezultate prosječno koji su oko 15 jedinica IQ-a niži kada su bodovani normama njihovih bijelih američkih vršnjaka. Stoga, osobito u multikulturalnim društvima, populacijske norme nisu prilagođene za manjine te je potrebno provesti standardizaciju na stratificiranim populacijama (Shuttleworth-Edwards, 2016), dok Anastasi (1983) upozorava da testovi inteligencije mjere osobine poželjne u visoko tehnološko razvijenim društvima.

Flynn-efekt

Istraživanja različitih standardizacija testovnih normi kulminiraju prijelomnim radom Jamesa R. Flynna (1984), koji obavještava znanstvenu zajednicu psihologa o nalazu odstupanja normi standardiziranih testova inteligencije od 1932. do 1978.; sve norme Stanford-Binet ili Wechslerovih testova standardizirane su na više prosjeke od prethodnih normi, do razine koja odgovara medijalnom godišnjem rastu IQ od 0.332 boda u populaciji Amerikanaca. Konzistentnost i kronološku dosljednost razlika rezultata teško je atribuirati isključivo okolinskim faktorima ili rastu SES-a američke populacije. Zaključeno je da se razlike u distribucijama među kohortama ne mogu pripisati ni pogrešci uzorkovanja ili smanjenoj valjanosti testova uzrokovanoj upoznatosti opće javnosti s procesom testiranja, takozvanoj sofisticaciji na testove. Sustavni rast testovnih rezultata g-faktora inteligencije, stabilan kroz opsežan vremenski period, stoga je prozvan Flynn-efekt (FE), prema Jamesu R. Flynnu koji je pažnju znanstvene zajednice obratio na razlike standardiziranih normi testova kroz godine, međutim, napominje Lynn (2013), efekt je bio opažen još u 1930-im godinama kada su primijećeni prvi porasti među standardiziranim normama testova. Flynn (1987) ustanovljuje postojanost efekta različite veličine među različitim populacijama, a velika meta-analiza Pietschniga i Voraceka (2015) pronalazi postojanost efekta od 1909. do

2013. godine, među različitim populacijama, razdobljima i domenama inteligencije, uz veću izraženost efekta za G_f nego G_c i smanjeni učinak efekta u posljednjim godinama. Flynn (1984) napominje da je u podlozi efekta rast specifične sposobnosti rješavanja apstraktnih problema, a ne same inteligencije; u suprotnom bi u pojedinim društvima oko 10% populacije spadalo u kategoriju genija, s IQ-om preko 140 prema starije standardiziranim testovima. Također, napominju Neisser i sur. (1996), u istim periodima rasta IQ-a nije bio opažen rast rezultata SAT-a, nego suprotno, SAT rezultati stagnerali su.

Lynn (1990) atribuirala efekt potencijalnom razvoju prehrane i analognom povećanju volumena mozga, međutim nema čvrstih dokaza za navedeni utjecaju nutricije na inteligenciju (Neisser i sur., 1996). U meta-analizi Pietschnig i Voracek (2015) analiziraju potencijalnu okolinsku, biološku i hibridnu kauzalnu podlogu efekta; iako ne postoje konkluzivni nalazi, razvoj obrazovanja prouzročen ekonomskim rastom, kao i trening vizuo-analitičkih sposobnosti uzrokovan tehnološkim razvojem, mogli bi biti okolinski faktori; dok bi fenomen FE multifaktorski objasnio hibridni utjecaj smanjene izloženosti olovu, bolje prehrane, koja osobito utječe na niži dio distribucije IQ-a, i smanjenog patogenog stresa. Kompleksniji modeli koji objašnjavaju FE, elaboraciju pružaju u širim teoretskim okvirima, kombinacijom kontekstualiziranih inkrementalnih utjecaja većeg broja faktora: Dickens i Flynn (2001) konceptom društvenih multiplikatora (engl. *social multipliers*), povratnom petljom u kojoj međusobni utjecaj imaju osobni razvoj uzrokovan poboljšanom okolinom i razvoj okoline uzrokovan poboljšanim osobnim mogućnostima; te Woodley (2012) teorijom smanjene brzine životne povijesti (engl. *life history speed*), prema kojoj sporiji prolaz kroz životne epohe, poput duljeg obrazovanja i kasnijeg roditeljstva, i manji broj potomaka omogućavaju efikasniju maturaciju i diferencijaciju kognitivnih sposobnosti. Danas specifičan faktor u podlozi FE ostaje neidentificiran redukcionističkim pristupom, stoga se predlaže balans redukcionizma i holizma obiteljskim istraživanjima, kontekstualizacijom nalaza i proučavanjem alternativnih uzroka efekta (Mingroni, 2014).

Novija istraživanja kretanja IQ-a kohorta identificiraju i anti-Flynn-efekt (AFE), u obliku platoiranja i sukcesivnog opadanja IQ-a novijih kohorta. Kako navode Dutton i sur. (2016) fenomen AFE identificiran je u različitim populacijama, a točan uzrok kojemu se

fenomen može atribuirati jednako je eluzivan kao i uzrok u podlozi FE; neki ga atribuiraju imigracijskoj politici, osobito utemeljeno na činjenici da se AFE pretežito identificira u razvijenijim državama s višim standardima koje privlače doseljništvo, no ipak utjecaj imigracije smatra se niskim. Nadalje, prema Duttonu i sur. (2016) elaboracija AFE potencijalno leži u disgeniji IQ-a, svojevrsnim Jensen-efektom, tj. negativnom povezanošću IQ-a i fertiliteta, koji do izražaja dolazi nakon prirodnog platoa IQ-a uslijed FE uzrokovanog okolinskim čimbenicima; prosječni populacijski IQ pada zbog većeg broja jedinki s nižim IQ-om koji stvaraju potomstvo od jedinki s višim IQ-om. Zaključno, prema Mingroniju (2014), identifikacija uzroka FE, može se smatrati jednim od najbitnijih znanstvenih pitanja današnjice, radi nužnosti psihometrijskog IQ-a u prediktivnosti radne uspješnosti današnjeg društva te potencijala da se planskim intervencijama manje razvijena društva uzdignu iz siromaštva. Nedostaje nalaz koji potvrđuje postojanje fenomena FE na hrvatskoj populaciji, a zbog navedenih povezanosti IQ-a s različitim vanjskim mjerama, podatak o kretanju IQ-a kroz kohorte od izrazite je koristi radi praktičnih implikacija i prediktivnosti za širok raspon prethodno navedenih kriterija, životnih ishoda, kao i za kurikularne i interventne prilagodbe.

Cilj, problemi i hipoteze

Cilj ovog istraživanja je provjeriti postojanost fenomena Flynn-efekta na Cattellovom testu inteligencije standardiziranom za hrvatsku populaciju. Drugim riječima, cilj je provjeriti postoji li trend rasta prosječnog fluidnog IQ-a na sukcesivnim kohortama rođenja sudionika.

Problem: Ispitati postojanost fenomena Flynn-efekta analizom prikupljenih arhivskih podataka, operacionaliziranog kao rast rezultata na Cattellovom testu inteligencije novijih kohorta, uz potencijalnu kontrolu kovarijata.

Hipoteza A: Postojat će statistički značajna razlika između kohorta u prosječnom IQ-u na Cattellovom testu inteligencije; kronološki novije kohorte imat će viši IQ od starijih.

Hipoteza B: Postojat će statistički značajna razlika između kohorta u prosječkom IQ-u na Cattellovom testu inteligencije i nakon kontroliranja kovarijata razvojnog nacrta, spola i razine stručne spreme; kronološki novije kohorte imat će viši IQ od starijih.

Metoda

Sudionici

Sudionici istraživanja su kandidati na selekcijskim testiranjima provedenih od 2012. do 2024. godine za poziciju kontrolora zračnog prometa (ATCO, engl. *air traffic control officer*) prijavljeni na javne natječaje Hrvatske kontrole zračne plovidbe (HKZP). Racionalno je odlučeno iz analize podataka, radi homogenizacije uzorka, isključiti kandidate sa selekcija za druge pozicije, poput meteorologa ili informatičara, budući da je kriterij za zapošljavanje na takvim pozicijama često viša ili visoka stručna sprema, a natječaji za takva radna mjesta otvaraju se prema potrebi, rezultat čega bio bi nepredvidiv broj visoko obrazovanih i potencijalno nadprosječno inteligentnih kandidata u uzorku. U selekciju za ATCO mogućnost prijave imali su kandidati koji su zadovoljili kriterije završenog četverogodišnjeg srednjoškolskog obrazovanja i starosti do 27 godina (HKZP, 2024). Također, uvjet zapošljavanja bile su dobre sposobnosti korištenja engleskog jezika, što je provjereno u sklopu selekcijskog procesa, i zadovoljavanje kategorije 3 zdravstvene sposobnosti zrakoplovnog osoblja (Narodne Novine, 2019), kao što je i napomenuto na natjecajima. Međutim, liječnički pregled provodio se pred kraj selekcijskog procesa, stoga sudionici ovog istraživanja nisu strogo selekcionirani prema zdravstvenim sposobnostima.

Prikupljeni su podaci originalnog uzorka veličine $N = 5533$ koji obuhvaćaju kohorte od 1974. do 2005. godine. Iz analize su izuzete kohorte prije 1986. godine i kohorta 2005. godine, kao i sudionici mlađi od 20 i stariji od 28 godina, zbog malog broja takvih sudionika. Naposljetku, izuzeti su i sudionici koji su više puta pristupili testiranju radi utjecaja učenja na rezultat testa inteligencije. Nakon uklanjanja sudionika koju su više puta pristupili testiranju, veličina uzorka iznosi $N = 4503$ sudionika. Navedeni kriterij godine rođenja i starosti u točki testiranja nije zadovoljilo 181 sudionika, a za 99 sudionika nedostaje podatak o godini rođenja ili o starosti u točki testiranja, stoga je konačni uzorak $N = 4223$ sudionika. Broj sudionika prema kohorti i starosti u točki testiranja (Tablica A1), kao i broj sudionika u pojedinim godinama testiranja (Tablica A2) prikazani su u Prilogu. Sve daljnje analize ovog rada, ukoliko nije drugačije napomenuto, provedene su na uzorku ograničenom navedenim kriterijima. Sudionici su pretežito muškog spola (72.5% M, 27.5% Ž). Sudionici su, također,

grupirani u 4 grupe (Tablica B1), prema godinama rođenja (1986.-1989.; 1990.-1994.; 1995.-1999.; 2000.-2004.) radi lakše analize i interpretabilnosti podataka i rezultata.

Sudionici istraživanja, nakon izuzimanja sudionika čiji podaci o razini stručne spreme nedostaju, pretežito su srednje stručne spreme (66.1% SSS), a podjednako je manje sudionika s višom (17.5% VŠS) i visokom stručnom spremom (16.4% VSS) (Tablica F1). Odabrana je metoda unosa i uparivanja podataka koja rezultira trenutnim, manjim, opsegom podataka o razini stručne spreme ($N = 2996$) zbog procjene da je raspoloživ uzorak dovoljno opsežan da prioritet bude točnost unesenih podataka radi bolje procjene odnosa među varijablama.

Mjerni instrumenti

Sudionici su se na natječaje, u pravilu, prijavljivali putem Interneta, što je omogućilo pristup bazi podataka s dopunskim podacima relevantnima za cilj istraživanja, poput razine stručne spreme u trenutku testiranja. Pristupom selekcijskom testiranju, sudionici ispunjavaju *prijemni upitnik*, u koji upisuju opće osobne informacije, a potpisuju i *izjavu o davanju suglasnosti za obradu osobnih podataka* prema odredbama GDPR-a, ukoliko su iste postojale u trenutku testiranja. Od osobnih i demografskih podataka relevantnih za ovo istraživanje potrebno je istaknuti ime i prezime sudionika, koji omogućavaju uparivanje podataka iz različitih izvora, datum rođenja, datum testiranja i razinu stručne spreme kandidata selekcije. S prijemnim upitnikom i izjavom o davanju suglasnosti za obradu osobnih podataka, sudionicima se daje testovna baterija, tipa papir-olovka, koju rješavaju uz upute voditelja selekcijskog testiranja.

Cattelov test inteligencije (CTI), punim nazivom Cattellov kulturalno nepristrani test inteligencije, je jedan od testova primarne selekcijske baterije testova koji se koristi za selekciju ATCO. Radi očuvanja valjanosti samog testa i integriteta testovnog procesa, određeni detalji o testu i selekcijskoj bateriji ostat će nespomenuti u ovom radu. Na kandidatima je primijenjena ljestvica 3 CTI, zbog težinske primjerenosti populaciji kandidata, a svake godine osim 2012. primijenjena je dulja forma testa. Test nema verbalnu komponentu i smatra se kulturalno nepristranim, a zasićen je fluidnom komponentom inteligencije, što je standard kod kulturalno nepristranih testova (Cattell, 1963). Hrvatska

verzija testa primarno se razlikuje u normama standardiziranim za hrvatsku populaciju. Prema Hajnić (2000), koeficijent pouzdanosti ljestvice 3 izrazito je visok, kada se procjenjuje povezanost temeljem šire forme testa: pouzdanost test-retest metodom evaluacije vremenske konzistencije u intervalu do jednog tjedna opisuje prosječnu pouzdanost među uzorcima $r = .82$, a metoda internalne konzistencije čestice procjenjuje prosječnu pouzdanost veličinom $r = .85$. CTI konstruktnu valjanost temelji u izravnoj korelaciji s čistim g-faktorom inteligencije od $r = .92$, a kriterijsku valjanost u korelaciji s drugim testovima inteligencije i testovima školskog uspjeha, poput IST-a ili SAT-a, u razini od $r = .69$. Cattell (1940) navodi da je u podlozi opaženog testovnog rezultata stvarna razina IQ sudionika (g-faktor), specifične sposobnosti (s-faktor), sofisticacija tj. naučenost sudionika na testovni podražaj i pogreška mjerenja. Dizajniran je, dakle, za mjerenje fluidne komponente inteligencije, bez kulturoloških utjecaja mjerenu inteligenciju; konstruiran je kao test brzine, s ograničenim vremenom rješavanja velikog broja čestica svakog subtesta. Test je, kao i ostatak testovne baterije, apliciran grupno, uz upute provoditelja testiranja na hrvatskom jeziku. Primjena dulje verzije testa, uz usmene upute i uvježbavanje prije svakog subtesta, traje oko pola sata (Hajnić, 2000). Korišteni priručnik hrvatski je prijevod originala (Cattell, 1961).

Postupak

Selekcijski proces za ATCO provodi se u više koraka, pristup je dobrovoljan i omogućen je kandidatima koji zadovoljavaju kriterij završenog četverogodišnjeg srednjoškolskog obrazovanja, što im pruža minimalnu razinu srednje stručne spreme, i koji zadovoljavaju kriterij starosti ispod 28 godina (HKZP, 2024). Kandidati mogu u bilo kojem trenutku napustiti testiranje, što ih isključuje iz daljnjeg selekcijskog procesa. Prvi korak selekcijskog procesa je grupno testiranje baterijom testova – kandidati su podijeljeni u skupine prema mogućnostima volumena prostora u kojima je provođena selekcija i rješavaju testove tipa papir-olovka. Kandidati na testiranju ispunjavaju *prijemni upitnik*, potpisuju *izjavu o davanju suglasnosti za obradu osobnih podataka* i rješavaju bateriju psiholoških mjernih instrumenata. Kako bi se izbjegao utjecaj umora u višesatnom testiranju, prvo rješavaju testove sposobnosti i CTI, a tek zatim testove ličnosti i znanja engleskog jezika. Za

prolazak u sljedeće korake selekcijskog procesa, među kojima je i *First European Air Traffic Controller Selection Test* (FEAST) testiranje, računalna baterija testova namijenjena za selekciju ATCO testovima specifičnih mentalnih sposobnosti i radnih simulacija, kandidati moraju zadovoljiti kriterij na testu inteligencije i profilom ličnosti. Seleksijski proces rezultira nizom evaluativnih parametara za svakog sudionika koji su temelj odluke za primanje na sljedeće korake selekcije te za zapošljavanje i primanje na ATCO izobrazbu.

Selekcija je od 2012. godine načelno godišnje provođena u ovom obliku, uz određene iznimke – 2014. nije postojala dobna granica, 2015. je selekciju provela vanjska agencija, i najbitnije, 2020. godine je selekcija bila odgođena zbog pandemije COVID-19. Testiranja se provode u sličnim uvjetima, no zbog različitih asistenata u testiranjima, lokacija testiranja i okolinskih faktora, u znanstvenom smislu ne možemo reći da je testiranje provođeno u istim uvjetima. Iako je očita namjera svih testiranja u što većoj mjeri zahvatiti stvarne rezultate kandidata na testovima radi što efikasnije selekcije, u doslovnom praktičnom smislu to nije moguće, unatoč uvježbanosti i profesionalnosti voditelja testiranja. Doduše, zbog raspona godina kandidata na selekcijama, koje se preklapaju u sukcesivnim godinama testiranja, može se pretpostaviti da se sistematska varijanca uvedena uvjetima testiranja jednako odrazila na kronološki susjedne kohorte sudionika.

Potrebno je napomenuti kako se kroz godine mijenjao način prikupljanja kandidata na selekciju. Prema provoditeljima testiranja, kampanje oglašavanja provođene su u novinama, preko društvenih mreža i kroz fakultete. Redovito se mijenja način prikupljanja kandidata, prilagođavanjem kampanja kako bi se privukao što veći broj kandidata; npr. atraktivnost pojedinih društvenih mreža ciljanoj populaciji prividno se promijenila kroz protekle godine, a te promjene odražene su i u različitim kampanjama privlačenja kandidata. Stoga, u statističkom smislu, postoji sustavan statistički varijabilitet uveden različitim metodama marketinga, ukoliko se pretpostavi da postoje razlike među populacijama koje koriste pojedine društvene mreže, koje čitaju novine ili idu na pojedine fakultete. Posljedično, varijabilitet u prosječnom IQ-u između različitih godina selekcije teško se može pripisati samo okolinskim i povijesnim utjecajima, što je uzeto u obzir pri analizi podataka.

Istraživanje je provedeno analizom opisanih arhiviranih selekcijskih testovnih podataka za ATCO poziciju HKZP-a od svibnja do srpnja 2024. godine. Dopuštenje za korištenje pristupnih i testovnih podataka dobiveno je od HKZP-a te su ti podaci bili digitalizirani kako bi se mogli statistički analizirati i upariti s FEAST podacima i dopunskim podacima o razini stručne spreme. Nakon dobivenog dopuštenja za korištenje podataka, testovni podaci bili su ručno digitalizirani. Digitalizaciju podataka provodila su dva studenta psihologije, pod nadzorom ovlaštene osobe HKZP-a. Digitalizirani su ime i prezime, godina rođenja, godina testiranja i razina stručne spreme iz prijemnog upitnika, kao i forma i broj bodova na CTI istih kandidata, koji su kasnije i sustavno anonimizirani.

Zbog GDPR odredba, podaci o razini stručne spreme kandidata nakon 2016. nisu sačuvani. Pokušane metode prikupljanja podataka o razini stručne spreme preko rezidualnih podataka sa selekcijskog testiranja nisu bile uspješne, međutim, prikupljeni su dopunski podaci s već digitaliziranih evidencija prijave na selekcijska testiranja i s virtualnih platforma za prijave te su podaci o razini stručne spreme kandidata upareni s ostalim podacima kandidata prema imenu i prezimenu kandidata. Navedenom metodom prikupljanja podataka dobiven je najveći opseg podataka o razini stručne spreme za $N = 2996$ sudionika. Za sudionike bez podataka o razini stručne spreme odlučeno je varijablu stručne spreme ostaviti praznom, i ne koristiti podatke o razini stručne spreme prikupljene s arhiviranih pristupnih upitnika i testova, zbog njihove nepouzdanosti.

Osim ovih podataka, prikupljeni su i rezultati sudionika na FEAST računalnom testiranju, koji se sastoji od niza psihometrijskih zadataka i radnih simulacija za mjerenje sposobnosti relevantnih za ATCO poziciju. Dopuštenje za korištenje podataka dali su FEAST tim Eurocontrola i HKZP. Navedeni FEAST podaci preuzeti su iz virtualne baze podataka koja sadrži sve rezultate hrvatskih kandidata na testiranju. Ti podaci upareni su s prethodno navedenim arhivskim podacima selekcijskih testiranja i koristiti će se za buduća istraživanja, kao i za validaciju selekcijskog procesa. Arhivirani testovni podaci, dopunski podaci i FEAST podaci bili agregirani i anonimizirani u Excelu, gdje je njihova točnost bila procjenjena u odnosu na godišnje evidencije kandidata, prije prebacivanja u SPSS radi statističke obrade.

Analiza podataka i rezultati

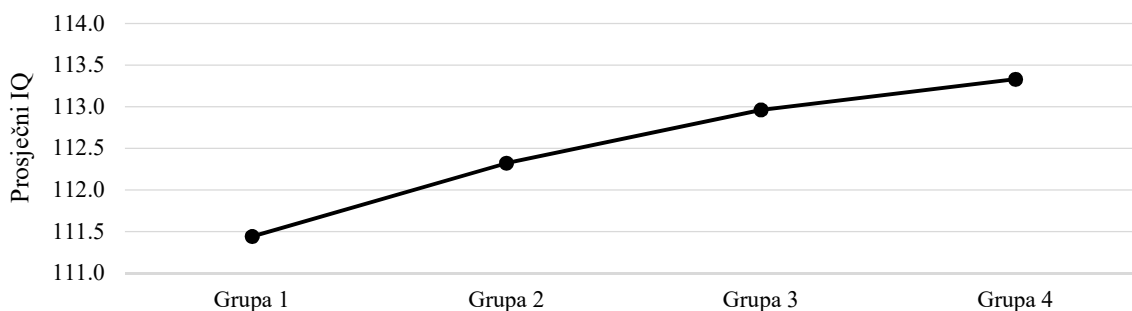
Grupiranje kohorta i deskriptivna analiza

Provedena je Winsorizacija rezultata IQ-a onih sudionika čiji je rezultat bio ispod 5. percentila ili iznad 95. percentila unutar pripadajuće grupe (Tablica B3). Ovom statističkom transformacijom ograničen je utjecaj ekstremnih rezultata sudionika na aritmetičku sredinu i varijancu grupe. Winsorizacija je provedena za svaku grupu odvojeno, kako bi se u što većoj mjeri zadržale izvorne karakteristike grupa, neovisno o karakteristikama drugih grupa. Winsorizacija je smanjila varijancu IQ-a pojedinih grupa, što je od izrazite važnosti pri istraživanju FE, koji teorijski ima relativno malen učinak u ovolikom rasponu kohorta.

Analiza podataka provedena je na uzorku ograničenom kohortama od 1986. do 2004. godine, s ispitanicima koji su u točki testiranja imali od 20 do 28. godina. Zbog načina izračuna starosti iz dostupnih podataka na temelju godina testiranja i rođenja, bez uzimanja specifičnih datuma u računicu, dijelu sudionika dodijeljena je starost koja se do godine dana razlikuje od njihove stvarne starosti, zbog čega su u analizu uključeni i kandidati godinu dana stariji od gornje dobne granice pristupanja testiranju. Isti problem postoji pri izračunu kohorte pojedinih sudionika. Provedeno grupiranje susjednih kohorti dodatno smanjuje utjecaj ove pogreške. Kohorte su grupirane u 4 grupe kako bi se umanjio utjecaj nesistematskih kretanja prosjeka između kohorta, olakšala statistička analiza i interpretacija te kako bi se umanjio utjecaj pogreške izračuna godine rođenja sudionika. Odabrano je grupiranje u četiri konceptualno lagano interpretabilne grupe podijelom desetljeća na polovice, s podjednakim brojem sudionika po grupi. Prosječni IQ grupa (Tablica B2) prikazan je Slikom 1.

Slika 1

Prosječni IQ kronološki grupiranih kohorta (N = 4091)



Uvidom u deskriptivnu analizu podataka (Tablici B2), prije svega se može opaziti odstupanje prosječnog IQ-a sudionika od standardiziranog prosjeka IQ testova od $M = 100$, međutim standardna devijacija IQ-a prikupljenih podataka, čak i nakon smanjivanja iste Winsoracijskom transformacijom rezultata, približna je standardiziranoj $SD = 15$. Ispitana je normalnost distribucije ne-Winsoriziranih grupiranih podataka (Tablica B2) Shapiro-Wilk (*S-W*) testom normalnosti distribucije, a statistički značajna razlika ($p < .001$) između svih distribucija IQ prikupljenih podatka i normalne distribucije očekivan je nusprodukt velikog uzorka na kojem je test proveden, obzirom da na velikim uzorcima test ima tendenciju detekcije trivijalnih odstupanja od nul-hipoteze (Field, 2009). Negativnost spljoštenosti (*Kurtosis*) upućuje na distribuciju između mezokurtičnosti i platikurtičnosti, no ne doseže kriterijsku -2 prema kojoj bi se distribucija opisala kao platikurtična. Nagnutost (*Skewness*) upućuje na izrazito blage negativne asimetričnosti distribucija rezultata, no distribucija se i dalje može opisati kao približno simetrična (Field, 2009; Petz i sur. 2012). Rezultati upućuju na normalnu distribuciju rezultata, pogodnu za parametrijsku statističku analizu.

Nadalje, uvidom u kretanje prosječnih IQ-a grupiranih kohorti (Slika 1; Slika B1), može se iščitati prividan rast IQ-a u grupama koje čine kronološki mlađe kohorte, paralelno *Hipotezi A*. Međutim, preliminarnom analizom potrebno je provjeriti usporednost grupa prema zastupljenosti spolova i omjeru razina stručne spreme unutar pojedinih grupa, kako bi se uočila potencijalna neproporcionalnost grupa prema navedenim varijablama i kontrolirao utjecaj tih varijabli na trend. Također, preliminarnom analizom je potrebno provjeriti povezanost IQ-a sa starosti i točkom testiranja, determinantama razvojnog nacrt.

Preliminarna analiza – razlike u IQ prema kohorti, starosti i točki testiranja

Opažene razlike između aritmetičkih sredina IQ-a grupiranih kohorta (Slika 1) potrebno je provjeriti pod vidom razvojnog nacrt. Provedena analiza varijance IQ-a grupiranih kohorti među aritmetičkim sredinama grupa (Tablica B5), izvješćuje o statistički značajnoj razlici u IQ-u između grupa kohorta ($F = 3.21$, $df = 3$, $p < .0221$). Post-hoc analizom Dunnoetovim *C*, pokazano je da je u podlozi statistički značajnog *F* statistički značajna razlika između aritmetičke sredine prve i treće grupe u IQ-u, sukladno *Hipotezi A*.

Ispitane su i razlike u IQ-u prema starosti sudionika (Slika C1; Tablica C1). Razlika između IQ-a prema starosti provjerena je analizom varijance (Tablica C2), kroz tri grupe sačinjene od tri kronološke godine starosti. Sudionici se, ovisno o starosti, ne razlikuju po prosječnom IQ-u, kada su grupirani na navedeni način ($F = 0.69$, $df = 2$, $p > .50$), što je i razumno zbog malog raspona godina korištenih u analizi.

Nadalje, ispitana je i posljednja komponenta razvojnog nacrt – razlike između IQ-a sudionika prema točki testiranja (Slika D1; Tablica D1). Za potrebe analize varijance, godine testiranja su grupirane u tri grupe, prema intuitivnoj grupaciji do četiri kronološki sukcesivne godine (Tablica D2) koja se, također, podudara s nekim od razlikama u selekcijskom procesu (2012.-2015. provedena prva testiranja i testiranja vanjskim agencijama; 2016.-2019. uvedene GDPR odredbe i nova sistematizacija arhivskih podataka; 2021.-2024. testiranja provedena nakon globalne pandemije COVID-19). Prema rezultatima ANOVA analize (Tablica D3), prosječni IQ sudionika grupiranih prema godinama testiranja statistički se značajno razlikuje ($F = 5.25$, $df = 2$, $p < .01$), a prema post-hoc analizi Dunnettovim *C*, izvor značajnosti razlika leži u statistički značajnoj razlici prve s drugom i trećom grupom godina.

Preliminarna analiza – povezanost spola i razine stručne spreme s IQ

Preliminarno je analizirana i povezanost rezultata IQ-a i spola sudionika, kao i proporcionalnost zastupljenosti spolova među grupiranim kohortama sudionika. Razlika između prosječnog IQ-a muškaraca i žena analizirana je t-testom (Tablica E1). Zbog ambigviteta imena za osmero sudionika nedostaje podatak o spolu. Levenov test jednakosti varijanca između uzorka muškaraca i uzorka žena neznačajan je te ne ruši nul-hipotezu o razlikovanju varijanca istih ($F = 0.24$, $p > .621$). Muški i ženski sudionici statistički se značajno razlikuju prema IQ-u ($t = 4.26$, $df = 4081$, $p < .001$); muški sudionici imaju viši IQ ($M = 113$) od ženskih ($M = 111.02$); veličine skoro 2 IQ boda. Zbog opaženih razlika u IQ-u prema spolu potrebno je hi-kvadrat (χ^2) analizom (Tablica E2) provjeriti proporcionalnost zastupljenosti spolova među grupiranim kohortama; opažene frekvencije spolova između grupa statistički se neznačajno razlikuju od očekivanih ($\chi^2 = 7.37$, $df = 3$, $p > .061$), uz razinu rizika .05. Dakle, grupe su približno proporcionalne prema omjeru spolova sudionika.

Kompleksna međusobna povezanost obrazovanja i IQ-a predstavlja prepreku u vidu kontrole obrazovanja sudionika, operacionalizirane stručnom spremom, radi pretpostavljene povezanosti razine stručne spreme i IQ-a te potencijalne neproporcionalnosti grupa kohorta u omjerima sudionika s različitim razinama stručne spreme. Potrebno je provjeriti imaju li sudionici viših razina stručnih sprema viši IQ. Razlike između navedenih aritmetičkih sredina evaluirane su ANOVA testom za nezavisne uzorke (Tablica F3), a rezultat testa upućuje na postojanje statistički značajne razlike između razina stručne spreme u IQ-u ($F = 9.25$, $df = 2$, $p < .01$). Post-hoc analiza Dunnettovim C upućuje na postojanje statistički značajne razlike između SSS i VSS u IQ-u ($\Delta M = 2.77$, $SM = 0.67$, $p < .05$). Sudionici s VSS imaju prosječno najviši IQ, statistički značajno viši od sudionika sa SSS, koji imaju najniži IQ (Slika F1; Tablica F2). Značajan odnos razine stručne spreme i IQ-a upućuje da je razine stručne spreme primjerena operacionalizacija edukacije, podudaranjem opažene povezanosti, iako manje veličine efekta, s očekivanjima iz literature (Neisser i sur., 1996).

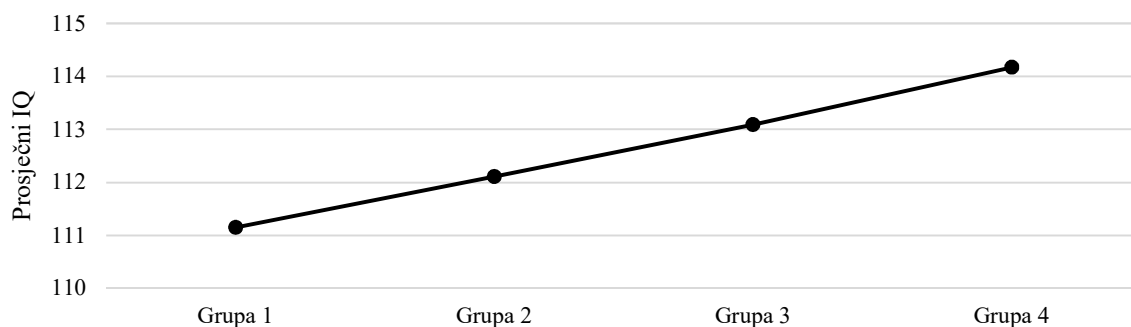
Neproporcionalnost razina stručne spreme među grupama kohorta bi, zbog navedene povezanosti razine stručne spreme i IQ-a, bio moderacijski faktor koji bi mogao ili izazvati ili sakriti realnu povezanost kohorta i inteligencije, radi čega je provjerena proporcionalnost razina stručne spreme među grupama kohorta χ^2 testom (Tablica F4). Prema χ^2 testu, grupe nisu proporcionalne prema razinama stručnih sprema kandidata ($\chi^2 = 216.14$, $df = 6$, $p < .001$), a na veličinu χ^2 najviše utječe četvrta grupa s disproporcionalno malo sudionika s višim razinama stručne spreme. Nadalje, veliku razliku očekivanih i opaženih frekvencija sadrži druga grupa, u kojoj više sudionika od očekivanog ima više razine stručne spreme, iako su ovi parametri uvećeni radi disproporcionalno malog broja sudionika s višim stručnim spremama četvrta grupe, prema kojima su prilagođene očekivane frekvencije. Opažena disproporcionalnost četvrte grupe očekivana je posljedica starosnog sastava grupe; ali zbog manjeg broja VŠS i VSS sudionika te grupe, kao i činjenice da više razine stručne spreme imaju viši IQ, ovo nije prepreka interpretaciji – navedena asimetričnost grupe može eventualno smanjiti ili maskirati stvarni prosječni rezultat IQ-a te grupe, a ne izazvati iluzorno povećan prosjek IQ-a grupe. Ove razlike uzete su u obzir pri interpretaciji rezultata, osobito u analizama koje uspoređuju prosjeke grupa kohorta u IQ-u sudionika, a navedena problematika detaljnije je obrađena u Raspravi rada.

Kontrola kovarijabiliteta – ANCOVA i hijerarhijska regresija

Provedene ANCOVA i hijerarhijske analize služe za odgovor na istraživački problem. Provedena je ANCOVA (Tablica G1) kako bi se ustanovila povezanost grupa kohorta s IQ-om uz kontrolu kovarijanci varijabli spola i starosti. Model s varijablama grupiranih kohorta, spolom i starosti statistički je značajan prediktor IQ-a ($F = 6.96$, $df = 5$, $p < .001$), no objašnjava veoma malo varijance IQ-a (korigirani $R^2 = 0.7\%$). Od uključenih prediktora, IQ najbolje objašnjava varijabla spola ($F = 20.56$, $p < .001$), a zatim pripadnost grupi kohorta ($F = 5.30$, $p < .01$), dok je starost sudionika rubno neznačajan prediktor unutar ovog modela ($F = 6.47$, $p > .10$). Uz kontrolu kovarijabiliteta spola i starosti, procjenjene su prilagođene aritmetičke sredine IQ-a grupa kohorta (Tablica G2), prikazane Slikom 2 (Slika G1). ANOVA na prilagođenim procjenama aritmetičkih sredina IQ-a grupa (Tablica G3), upućuje na postojanje statistički značajne razlike između grupa u IQ-u ($F = 5.30$, $df = 3$, $p < .001$), a prema Least Significant Difference (LSD) post-hoc analizi statistički je značajna razlika prve s trećom i četvrtom grupom te druge s četvrtom grupom kohorta.

Slika 2

Aritmetičke sredine IQ-a grupa nakon parcijalizacije kovarijanci starosti i spola ($N = 4083$)



Sukladno istraživačkom problemu, hijerarhijskom regresijom (Tablica H1) provjeren je prediktivni doprinos negrupirane varijable kohorte varijabli IQ-a, uz kontrolu prethodno navedenih varijabli spola i starosti. U prvom koraku regresije uvedene su kontrolne varijable, spol i starost sudionika, a model je statistički značajno povezan s kriterijem IQ-a ($F = 9.44$, $p < .001$), iako objašnjava malo varijance IQ-a nakon korekcije za broj varijabli ($R^2 = 0.4\%$). U drugom koraku regresije uvedena je varijabla kohorte kojom model objašnjava statistički

značajno više varijance ($F = 11.43, p < .001$), no i dalje relativno malo ukupne varijance IQ-a ($R^2 = 0.8\%, \Delta R^2 = 0.4\%, p < .001$). Prema nestandardiziranom koeficijentu B konačnog modela hijerarhijske regresije, varijabla spola značajan je prediktor IQ-a nakon parcijalizacije utjecaja drugih varijabli oba modela, a objašnjava razliku od otprilike 2 boda IQ-a u korist muških sudionika u oba modela ($B = 2.00, p < .001; B = 2.11, p < .001$); varijabla starosti nije značajan prediktor u prvom modelu ($B = 0.076, p > 0.389$), međutim značajan je prediktor drugog modela ($B = 0.27, p < .01$); dok je varijabla kohorte značajan prediktor u drugom modelu, u kojemu je i uvedena ($B = 0.22, p < .001$). U konačnom modelu, sudionici dobivaju 2 boda IQ ako su muškog spola, za jednu godinu starosti dobivaju 0.267 boda IQ-a, dok rođenjem jednom godinom kasnije dobivaju 0.215 boda IQ-a.

Provedena je i hijerarhijska regresijska analiza s varijablom razine stručne spreme (Tablica H2), uz varijable prethodne hijerarhijske regresije. U prvom su koraku uvedene kontrolne varijable spola i starosti, u drugom varijabla razine stručne spreme, a u trećem varijabla kohorte. Prvi model više nije statistički značajno prediktivan za varijablu IQ-a ($R^2 = 0.1\%, p > .05$), međutim drugi model, u kojemu je uvedena varijabla razine stručne spreme, jest statistički značajno povezan s IQ-om i bolji je model za predikciju istog ($R^2 = 0.8\%, \Delta R^2 = 0.7\%, p < .001$), objašnjavajući više varijance od prvog modela ($F = 9.00, p < .001$), a isto vrijedi i za konačni model, s uvedenom varijablom kohorte ($R^2 = 1.6\%, \Delta R^2 = 0.8\%, p < .001; F = 12.30, p < .001$). Uvidom u B koeficijente može se iščitati statistički značajan doprinos spola IQ-u u korist muških sudionika, međutim u manjoj mjeri nego u prvoj hijerarhijskoj regresiji; starost sudionika niti u jednom modelu nije statistički značajan prediktor IQ-a, vjerojatno radi parcijalizacije varijance uvođenjem razine stručne spreme, posljedično višim razinama stručne spreme starijih sudionika; dok je razina stručne spreme značajan prediktor IQ-a u svim uključenim modelima; porastom razine stručne spreme za jednu jedinicu sudionici dobivaju oko 1.6 boda IQ-a ($B = 1.65, p < .001; B = 1.60, p < .001$); a kohorta sudionika trećeg modela, potvrđno *Hipotezi B*, doprinosi gotovo 0.3 IQ boda sudionicima jediničnim porastom ($B = 0.29, p < .001$), što se podudara s teorijskim učinkom FE od 0.332 boda IQ-a po kohorti (Flynn, 1984). Statistička značajnost negrupiranih kohorta sudionika i nakon kontrole razine stručne spreme, u odnosu na prvu hijerarhijsku analizu, navodi na zaključak da obrazovne razlike nisu jedini faktor u podlozi FE.

Rasprava

Rezultate analize podataka potrebno je promotriti pod vidom prirode prikupljenih podataka te pregledom teorijskih očekivanja. Prvotno, dobivene rezultate deskriptivne analize potrebno je pregledati kroz problematiku korištenog nacrtu i načina prikupljanja samih podataka – interakciju kohorte, starosti i točke testiranja korištenog transverzalnog razvojnog nacrtu. Prema cilju istraživanja, provjeri postojanosti fenomena Flynn-efekta na Cattellovom testu inteligencije, od interesa je isključivo kretanje IQ-a sudionika prema kronološkim kohortama, međutim, na taj trend mogu utjecati i druge dvije determinante razvojnih nacrtu: potencijalan dobitak ili gubitak IQ-a uzrokovan starenjem sudionika i okolinski utjecaji između točaka mjerenja. Također, prikupljeni podaci na varijablama spola i razine stručne sprema, koji su povezani s IQ-om, pružaju priliku kontrole kovarijabiliteta istih varijabli, što je korisno radi teoretski malog efekta kohorte na IQ (Flynn, 1984). Standardizirana devijacija varijable IQ-a od 15 bodova veća je od teoretskog trenda od 0.3 IQ boda između kohorta, stoga postoji visoka vjerojatnost pogreške tipa 2, pogrešnog prihvaćanja nul-hipoteze o razlikama kohorta u IQ-u, pošto su stvarne i postojeane razlike između kohorta unutar pogreške procjene aritmetičkih sredina IQ-a istih. Na sreću, prikupljenim podacima o korelatima IQ-a i, naravno, pravilnim transformacijama, grupiranjima i analizama, bilo je moguće pročistiti varijabilitet te, zahvaljujući velikom uzorku ispitanika, zaključivati o trendovima ovakvih veličina između kohorta.

Sve analize provedene su na uzorku ograničenom kriterijima godine rođenja i starosti, prvenstveno radi malog broja sudionika mlađih od 20 i starijih od 28 godina te rođenih prije 1986. i nakon 2004. godine (Tablica A1). Provedeno grupiranje kohorta u četiri grupe (Tablica B1) olakšava opažanje potencijalnog trenda rasta IQ-a, prvenstveno agregacijom utjecaja FE na kronološke kohorte, kao i surpresijom slučajnih devijacija prosječnog IQ-a kohorta od trenda. Ukoliko u podlozi prikupljenih podataka djeluje FE, grupiranje kohorta olakšava njegovu detekciju; iako je uprosječen učinak FE između dvije susjedne kohorte unutar pogreške procjene aritmetičke sredine IQ-a kohorte, teoretski kumulativni učinak FE na kronološki više udaljene kohorte veći je od pogreška procjena aritmetičkih sredina grupiranih kohorti. Kohorte su grupirane na interpretabilno jednostavan način, grupiranjem

prema polovicama desetljeća (1986.-1989.; 1990.-1994.; 1995.-1999.; 2000.-2004), a potrebno je naglasiti znatno manji broj sudionika u kronološki četvrtoj grupi kohorta, koju čine i prosječno mlađi sudionici (Tablica B2). Uvidom u kretanje prosječnog IQ-a prema kronološki poredanim kohortama (Slika B2), vidljiv je prividan trend rasta IQ-a novijih kohorta, iako opterećen nasumičnim kretanjem prosječnog IQ-a susjednih kohorti; trend je jasniji na grupiranim kohortama, gdje je prividno gotovo linearan (Slika B1).

Varijabilitet podataka ograničen je i Winsorizacijom rezultata CTI; procesom kojim se ekstremni rezultati pojedine mjere transformiraju na predodređenu vrijednost, tipično treću standardnu devijaciju ili peti percentil od ekstrema. Winsorizacija je provedena transformacijom ekstremnih rezultata na 5. i 95. percentil IQ-a pojedinih grupa kohorta (Tablica B3). Posljedično, smanjen je utjecaj ekstremnih rezultata na aritmetičke sredine, vođeno pretpostavkom da je manipulacija opravdana redukcijom raspršenja rezultata i poboljšanim uvidom u populacijske prosjeke koje sami ekstremi modificiraju.

Rezultati provedene analize varijance IQ-a između grupiranih kohorti (Tablica B5) ukazuju na postojanje statistički značajne razlike među prosjecima IQ-a grupiranih kohorta, tj. razlike u prosjecima grupa veće su od varijabiliteta IQ-a unutar same grupe, što upućuje na postojanje FE, sukladno *Hipotezi A*. Međutim, zbog razvojne prirode ovog nacrt, potrebno je diferencirati utjecaj kohorte od utjecaja starosti i točke mjerenja. Dobiveni učinak, viši prosječni IQ grupa koje čine nove kohorte (Tablica B2), može biti artefakt uzorkovanja sudionika; ukoliko starenjem pada IQ, sastav kronološki novijih grupa kohorta sustavno mlađim sudionicima mogao bi biti medijator ovog odnosa. Nadalje, pozadinu odnosa mogla bi bolje objasniti i potencijalna okolinska promjena između točaka testiranja.

Preliminarnom analizom ispitano je kretanje prosječnog IQ-a sudionika prema starosti i prema točki testiranja. Uvidom u grafove kretanja prosječnog IQ-a prema starosti sudionika (Slika C1) i prema godini testiranja (Slika D1), načelno nije opazljiv trend poput trenda kretanja IQ-a prema kohorti sudionika (Slika B1). Ipak, provedena je ANOVA varijabiliteta IQ-a kroz obje varijable. Analiza varijance IQ-a prema starosti sudionika provedena je na grupiranim godinama starosti, kako bi se ograničila detekcija nasumičnih varijacija između godina starosti, a sudionici su grupirani u tri grupe po tri kronološke godine

starosti (20-22; 23-25; 26-28). ANOVA nije utvrdila statistički značajne razlike između grupa ($F = 0.69$, $df = 2$, $p > .50$); sudionici različitih starosti uzorka ne razlikuju se prema prosječnom IQ-u kada su grupirani na navedeni način. Uvidom u prikaz kretanja IQ-a prema starosti (Slika C1), opazljivo je da odnos starosti sudionika i IQ-a ne pokazuje prividan linearni trend. Nadalje, potencijalno očekivani trend bio bi u smjeru malo nižeg IQ-a starijih sudionika, radi djelovanja FE i opadanja G_f , fluidne komponente kojom su zasićeni kulturalno nepristrani testovi inteligencije (Cattell, 1963), no statističkom analizom bez kontrole kovarijata varijable nisu pronađene razlike, vjerojatno posljedično malom rasponu godina zbog kojeg kumulativni efekti starenja ne mogu doći do izražaja.

Sljedeća ANOVA preliminarnе analize provedena je za varijabilitet IQ-a prema točki testiranja, tj. godini selekcije, a sudionici su, također, grupirani iz istih razloga kao u prethodnoj analizi – sprječavanje detekcije slučajnih varijacija IQ-a između godina kao značajnih. Sudionici su grupirani u tri grupe po četiri sukcesivne godine testiranja (2012.-2015.; 2016.-2019.; 2021.-2024.), a grupiranjem je ograničen i utjecaj izrazito malog broja sudionika u pojedinim točkama testiranja na ishod (Tablica A2). Rezultati analize upućuju na postojanje statistički značajnih razlika između grupiranih godina testiranja ($F = 5.25$, $df = 2$, $p < .01$); kronološki prva grupa godina testiranja ima niži prosječni IQ od druge i treće (Tablica D3), međutim rezultat analize potrebno je sagledati kroz metodološka ograničenja prikupljanja podataka. Prvo ograničenje, spomenuto u Postupku, proizlazi iz nekontroliranih uvjeta testiranja u različitim godinama selekcije. Drugo ograničenje čini potencijalna neusporednost poduzoraka na godinama testiranja, izazvana nestandardiziranim metodama privlačenja sudionika među različitim godinama. Treće ograničenje posljedica je prikupljanja podataka analizom arhivske građe – prikupljeni podaci se za pojedine godine testiranja ne podudaraju s evidencijama pristupanja testiranjima, a poželjno je pretpostaviti da je za pojedine godine testiranja, osobito one u kojima ima jako malo sudionika, učinjen propust u kodiranju ili prikupljanju podataka. Pošto su podaci arhivirani i prema koraku selekcijskog procesa unutar svake godine selekcije, propust pronalaska arhiviranih podataka pojedine godine za posljedicu bi imao ili podcjenjivanje prosječnog IQ-a, ukoliko nisu prikupljeni podaci sudionika koji su prošli prvi krug testiranja, ili precjenjivanja IQ-a, ukoliko su prikupljeni samo podaci sudionika koji jesu prošli prvi krug testiranja. Sukladno ovim

ograničenjima, iako je smjer razlika IQ-a prema točki testiranja očekivan prema učinku FE, varijabla točke testiranja nije korištena kao kontrola kovarijance u složenijim analizama zbog navedenih metodoloških ograničenja. Ne korištenjem ove varijable izbjegnut je i utjecaj multikolineranosti s varijablom kohorte, ukoliko FE učinkom upterećuje obje varijable.

Sljedećim korakom preliminarno je analiziran utjecaj demografskih karakteristika sudionika, spola i razine stručne spreme, na IQ sudionika. Rezultati ukazuju na statistički značajne razlike među sudionicima prema obje varijable; muški sudionici imaju viši prosječni IQ od ženskih ($t = 4.26$, $df = 5081$, $p < .001$), a sudionici različitih razina stručne spreme imaju statistički značajno različit prosječan IQ ($F = 9.25$, $df = 2$, $p < 0.01$), sudionici s VSS imaju viši prosječni IQ od sudionika sa SSS ($\Delta M = 2.77$, $SE = 0.67$, $p < 0.05$). Razlike između spolova u IQ-u upućuju da su testovni zadaci potencijalno više zasićeni spacijalnom komponentom, iako, prema Cattellu (1940), test mjeri apstraktno rezoniranje, rješavanje problema i perceptivnu brzinu. Razlike su, potencijalno, i produkt uzorkovanja; selekciji možda pristupaju populacije muškaraca i žena koje se razlikuju prema nekim drugim latentnim karakteristikama, poput motivacije za pristupanje natječaju, koja manifestira različit poduzorak sudionika muškaraca i žena. Također, iako je opažljiv trend rasta IQ-a kroz sve tri razine stručne spreme (Slika F1), statistički značajna razlika nije pronađena između VŠS i drugih razina stručne spreme, zbog nalaza da se prosječne aritmetičke sredine SSS i VSS ne razlikuju dovoljno od pogreške procjene aritmetičke sredine VŠS (Tablica F3), iako se može pretpostaviti da bi daljnje povećanje uzorka sudionika, koji je u ovom radi ograničen po pitanju razine stručne spreme, smanjilo pogreške procjene aritmetičkih sredina i učinilo razlike svih razina statistički značajnim. Također, prosječni IQ sudionika sa SSS vjerojatno je precijenjena procjena populacijske vrijednosti, posljedično pogrešno kategoriziranim sudionicima čija je trenutačna razina SSS, a zbog starosti nisu imali priliku završiti studij u točki testiranja, iako su populacijski sličniji kategoriji VSS.

Iako dobiven nalaz govori o statistički značajnim razlikama u IQ-u sudionika različitog spola i različitih razina stručne spreme, pronađene razlike predstavljaju prepreku tek ukoliko se grupe kohorti statistički značajno razlikuju u proporcijama navedenih varijabli. Ukoliko sve grupe kohorte imaju jednak omjer muških i ženskih sudionika te jednak omjer

različitih razina stručne spreme, utjecaj navedenih varijabli ne predstavlja problem u usporedbi IQ-a grupa kohorta. Stoga, u konačnom koraku preliminarne analize, potrebno je bilo provjeriti zastupljenost kategorija navedenih varijabli između različitih grupa kohorta. Prema analizi proporcionalnosti grupa po spolu (Tablica E2), ne postoje statistički značajne razlike između očekivanih i opaženih frekvencija pojedine kategorije spola među grupama ($\chi^2 = 7.37$, $df = 3$, $p > .061$), međutim, zbog rubne neznačajnosti razlika uz 5% rizika, ipak bi bilo poželjno kontrolirati kovarijabilitet IQ-a sa spolom u složenijim analizama. Također χ^2 analiza provedena je i za raspodjelu razina stručne spreme između grupa, a statistički značajna razlika između grupa u omjerima stručnih sprema sudionika ($\chi^2 = 216.14$, $df = 6$, $p < .001$) očekivana je posljedica uzorkovanja. Uvidom u kontingencijsku tablicu analize (Tablica F4), opažljiva je izrazita diskrepancija očekivanih i opaženih frekvencija viših stručnih sprema u 4. grupi, što je posljedica niže starosti sudionika te grupe (Tablica B2); sudionici 4. grupe imaju disproporcionalno niže razine stručne spreme jer nisu još imali priliku završiti studij, čak i ako su ga upisali.

Predstavlja li asimetričnost razina stručne spreme problem interpretaciji i analizi pojedinih odnosa potrebno je sagledati iz sljedeće perspektive: svaka godina selekcije pruža informaciju o cijelom rasponu starosti sudionika i o ograničenom rasponu kohorta sudionika, a utjecaji specifičnosti pojedinih godina testiranja jednako se odražavaju na sve zahvaćene kohorte i godine starosti sudionika. Preklapanjem svih osim najstarije kohorte sudionika u kronološkim godinama testiranja uprosječuje se velik broj nasumičnih varijanci susjednih godina testiranja kroz širok raspon kohorti, stoga se ta varijanca može opisati kao nesistematska, a kontrolirati ju nema ni smisla zbog opisanih metodoloških ograničenja vezanih uz podatke o godinama testiranja. Vezano uz ovaj tok razmišljanja, omjer različitih razina stručne spreme pojedinih godina testiranja također se distribuira kroz niz zahvaćenih kohorti, a odnos se simplificirano može opisati na sljedeći način: od kohorti zahvaćenih pojedinom godinom testiranja, kronološki mlađe kohorte, koje čine mlađi kandidati pojedine godine selekcije, uvijek će imati veći omjer SSS zbog prirodne nemogućnosti završavanja višeg obrazovanja u toj dobi; a kronološki starije kohorte, koje čine stariji kandidati, imat će reprezentativniji omjer razina stručne spreme, budući da su u tim godinama kandidati završili višu edukaciju, ukoliko su istu pohađali. Dakle, sve kohorte imaju dva modaliteta podataka

o razini stručne spreme: podatke kandidata selekcije kronološki starijih godina testiranja, kada su kandidati jedne kohorte imali manje godina i sukladno tomu manje prilika za završavanje više razine obrazovanja, te podatke kandidata kronološki novijih godina testiranja, kada su kandidati iste kohorte imali više godina i ostvarili su realnu razinu stručne spreme. Kohorte koje su iznimke ovom principu su najstarije kohorte uključene u analizu, koje sadrže isključivo sudionike s realnom razinom stručne spreme, pošto njih čine isključivo stariji sudionici prvih godina testiranja; kao i kronološki najmlađe kohorte uključene u analizu, koje čine isključivo mlađi sudionici najnovijih godina testiranja. Ovo, iako pojednostavljeno, objašnjenje uzorkovanja sudionika različitih razina stručnih sprema, za posljedicu ima otežanu interpretaciju razlika između kohorta koje su temeljene na analizi razlika u prosječnom IQ-u kohorta; zbog nalaza da sudionici s višim razinama stručne spreme imaju viši IQ (Tablica F3), kao i teoretskih podataka recipročne povezanosti obrazovanja i IQ-a (Zarevski, 2012), kronološki najstarije kohorte, arbitrarno kohorte prije 1980., koje čine isključivo ispitanici s realnom razine stručne spreme imaju najtočniju procjenu IQ-a; srednje kohorte imaju blago podcijenjen IQ, zbog učinka sudionika kategoriziranih kao SSS iako su intelektualnim kapacitetima sličniji višim razinama stručne spreme; a kronološki najmlađe kohorte, arbitrarno kohorte nakon 2000., imaju više podcijenjen IQ zbog izrazitog nedostatka starijih sudionika s višim razinama stručne spreme. Agregacijom podataka budućih godina selekcija, kohortama 2000. nadalje bit će pridruženi stariji sudionici novijih selekcija, s višim razinama stručne spreme, a sukladno tomu i višim IQ-om. Međutim, kako je napomenuto, ovaj utjecaj jednako zahvaća većinu uključenih kohorta i nerazdvojiv je od ove metode prikupljanja podataka te, iako predstavlja problem u vidu analiza temeljenih na razlikama aritmetičkih sredina, ne narušava valjanost korelacijskih i regresijskih zaključaka.

U konačnici, prema istraživačkom problemu identifikacije FE, ispitano je kretanje IQ-a funkcijom rođenja u različitim kohortama. ANOVA, kojom su uspoređeni prosječni IQ grupa kohorta (Tablica B5), upućuje na postojanje razlike između prosječnih IQ-a ($F = 3.21$, $df = 3$, $p < .02$). Smjer razlike, potvrđen post-hoc analizom, upućuje na statistički značajnu razliku u IQ-u prve s trećom grupom. Ovaj nalaz indikativan je postojanju FE, a potvrđuje *Hipotezu A*. Rezultate također treba sagledati kroz razvojnu prirodu nacрта, kao i kroz moderacijski efekt pretpostavljen prethodnim paragrafom, prema kojemu je realni IQ kohorta

ovog uzorka vjerojatno viši za sve osim prve grupe, osobito u slučaju četvrte grupe kojoj nedostaje sustavno najinteligentniji dio uzorka; opažene distance aritmetičkih sredina kao i FE u podlozi istih potencijalno su još veći ukoliko se u obzir uzme disproporcionalnost razina stručne spreme među grupama.

Kako bi se u što većoj količini zahvatio samo učinak FE na kohorte, provedene su metode ANCOVA i hijerarhijske analize, kojima se pod kontrolu stavio kovarijabilitet ostalih varijabli. Analiza kovarijance s grupiranim kohortama kao nezavisnom varijablom te spolom i starošću kao izvorima kovarijance (Tablica G1) rezultira statistički značajnim modelom koji, nakon korekcije, objašnjava malo varijance IQ-a (korigirani $R^2 = 0.7\%$), a grupirane kohorte i prosječni IQ imaju statistički značajan linearan odnos ($F = 5.30$, $df = 3$, $p < .001$), značajniji od analize bez kontrole kovarijanca spola i starosti. Smjer značajnosti (Tablica G3) podudara se s *Hipotezom B*, grupe kronološki novijih kohorta imaju viši IQ i nakon kontrole navedenih kovarijata. Provedene su i hijerarhijske regresije kojima se provjerio prediktivni doprinos varijable negrupirane kohorte sudionika, nakon kontrole kovarijata uvođenjem istih u prethodnim koracima hijerarhijskih modela. Prvim hijerarhijskim modelom, uvođenjem kohorte u drugom koraku modela, nakon spola i starosti prvog koraka, objašnjeno je značajnih 0.4% više varijance za ukupnih 0.8% objašnjene varijance (Tablica H1); dok je drugim hijerarhijskim modelom kohorta uvedena tek u trećem koraku, nakon razine stručne spreme koja ju je zamijenila u drugom koraku modela, kada svojim uvođenjem kohorta čini doprinos od 0.8% objašnjene varijance za ukupnih 1.6% objašnjene varijance (Tablica H2). Spol, razina stručne spreme i kohorta značajno doprinose objašnjenju ukupne varijance u svim modelima u kojima su korišteni, međutim zbog izrazito male količine ukupne objašnjene varijance IQ-a oba hijerarhijska modela, može se zaključiti da postoje druge varijable koje bolje objašnjavaju varijancu od navedenih. Ipak, u konačnom hijerarhijskom regresijskom modelu, u koji su uključene sve varijable čija se varijanca procjenila zdravom, nestandardizirani *B* koeficijent negrupirane varijable kohorte iznosi 0.294, tj. na prikupljenim podacima porast jedne jedinice na godini rođenja povezan je s porastom od skoro 0.3 bodova IQ-a. Opažena veličina efekta u rasponu ustanovljene za G_f komponentu i velikom meta-analizom Pietschniga i Voraceka (2015), prosječne veličine 0.43 boda za kohorte između 1952. i 1985. te veličine 0.22 boda za kohorte do 2013.; a podudara se i s originalnom

medijalnom veličinom FE (Flynn, 1984). Zaključno, nakon kontrole kovarijabiliteta, kohorta rođenja sudionika značajan je prediktor IQ-a, kronološki novije kohorte imaju više razine IQ-a u rasponu koji je teoretski očekivan, a nalaz, iako malog učinka, konzistentan je kroz različite analize kojima se provodi kontrola kovarijabiliteta, čime se potvrđuje i *Hipoteza B*.

Statističkom analizom dobiveni su rezultati indikativni na postojanje FE u prikupljenom setu podataka. Konzistentnost efekta koji djeluje na IQ između kohorta ili grupa kohorta, među različitim korištenim analizama i kroz različite kontrole kovarijanti, govori o robustnosti identificiranog FE. Međutim, upitne su mogućnosti generalizacije ovih nalaza, primarno ograničene uzorkovanjem i rasponom starosti sudionika od 20 do 28 godina. Konzervativnom interpretacijom rezultata govorimo o FE C_f mlađih odraslih osoba, u uzorku opterećenim latentnim karakteristikama selekcionirane skupine sudionika koju je privuklo selekcijsko testiranje za ATCO. Ukoliko se odvaži generalizirati ove podatke kao indikatore šireg društvenog trenda, govorimo o utvrđivanju fenomena FE na hrvatskoj populaciji, što je nalaz koji, prema saznanjima autora, nije još potvrđen. Istina se, međutim, najvjerojatnije krije između dva navedena ekstrema. Uzorak sudionika prema pojedinim karakteristikama odgovara hrvatskoj populaciji, poput omjera sudionika sa SSS u odnosu na sudionike s VŠS ili VSS koji iznosi otprilike 2:1 u uzorku, a 55.5:24.1 posto u Republici Hrvatskoj prema popisu stanovništva iz 2021. godine (Državni zavod za statistiku, 2023), a javni tip natječaja vjerojatno je privukao veoma širok i raznolik uzorak iz populacije, stoga možemo govoriti o rezultatu koji se potencijalno može generalizirati na samu populaciju, uz odstupanje u vidu precjenjivanja populacijskog IQ-a zbog ograničenja raspona uzrokovano nedostatkom podataka o sudionicima bez završene srednje škole. Slična prepreka generalizaciji proizlazi iz navedenog ograničenog raspona starosti sudionika, koji su testirani u teorijskom maksimumu C_f , dobi od oko 20 godina, nakon koje fluidna komponenta, mjerena kulturalno nepristranim testovima, kontinuirano opada (Cattell, 1963), a posljedično navedenoj poteškoći pretpostavlja se postojanje i tog izvora precjenjivanja populacijskog IQ-a temeljem prikupljenih podataka. Osim toga, rezultati postojanja FE na prikupljenim podacima nisu dobiveni u vakuumu, već se podudaraju s velikim brojem istraživanja koji isti zaključak dobivaju na različitim populacijama (Flynn, 1987; Pietschnig i Voracek, 2015). Slijedom navedenog rezultati se mogu smatrati relativno reprezentativnim, u najmanju ruku, za

kohorte 1986. do 2004. korištene u istraživanju, uz oprezne interpretacije pojedinih veličina poput aritmetičkih sredina ili veličine FE, proizašlih iz ograničenja uzorka na kojem su podaci prikupljeni. Prikupljeni podaci ne dopuštaju zaključivanje o uzroku samog FE, radilo se u hibridnoj multifaktorskoj podlozi ili o društvenim multiplikatorima, no ne postoji razlog zbog kojeg bi se uzrok globalnog fenomena razlikovao unutar hrvatske populacije. Dakle, identificiran je FE veličine koja je u očekivanim razmjerima trenda G_f prema opsežnim meta-analizama (Pietschnig i Voracek, 2015) i originalnom radu Jamesa R. Flynna (1984; 1987).

Praktične implikacije

Primarna praktična implikacija nalaza vezana je uz standardizaciju i normiranje CTI. Hrvatske norme posljednji put standardizirane su 2000. godine (Hajnić, 2000) od kada se može očekivati odstupanje aritmetičkih sredina rezultata za skoro 7 bodova IQ-a prema teorijskim i pronađenim kumulativnim učincima FE. Prema rezultatima, postoji potreba za nove norme CTI za hrvatsku populaciju, čak i kada se u obzir uzme precjenjivanje prosječnog populacijskog IQ-a selekcioniranim uzorkom. Osim toga, opažena razlika u IQ-u između spolova je ili indikator testovne zasićenosti specifičnim faktorom koji prednost daje muškim sudionicima, ili indikator različitog uzorkovanja muških i ženskih selekcijskih kandidata.

Mnogo se može reći o širim društvenim implikacijama rezultata, no na praktičnoj razini, rast IQ-a kohorta odražava se u velikoj mjeri na selekcijske kriterije; potencijalno je potrebno prilagoditi selekcijske kriterije temeljene na IQ-u sukladno kumulativnom učinku FE koji je djelovao kroz godine. Nadalje, promjene u prosječnom IQ-u novijih kohorta bilo bi potrebno popratiti i kurikularnim promjenama, prateći kognitivne kapacitete učenika.

U konačnici, može se reći da su na hrvatsku populaciju, ili u konzervativnijem pogledu samo na mjerene kohorte, djelovali isti faktori koji su izazvali fenomen na globalnoj razini. Samo na temelju prikupljenih podataka, teško je pripisati efekt pojedinom uzroku ili uzrocima, međutim, postojanost efekta i uz kontroliranje učinka edukacije upućuje na to da u podlozi efekta nisu samo promjene u obrazovanju. Sukladno usklađenosti kretanja IQ-a lokalne populacije i globalnih trendova, potrebno je pripremiti se za potencijalni plato rasta IQ-a, kao i anti-Flynn-efekt, opažen diljem zapadnog svijeta (Dutton i sur., 2016).

Metodološka ograničenja i smjernice za buduća istraživanja

Ograničenja ovog istraživanja posljedica su prikupljanja podataka analizom arhivske građe, transverzalnog nacrtu i uzorkovanja. Arhivski podaci nisu bili prikupljeni s naumom provođenja istraživanja, stoga pojedini podaci nedostaju, a nedostaju i vrijednosti sudionika na poželjnim kontrolnim varijablama. Također, zbog nestandardiziranog načina testiranja, u znanstvenom smislu, nije moguće provesti kontrolu točke testiranja. Iako bi se mnoštvo metodoloških poteškoća istraživanja moglo riješiti korištenjem longitudinalnog nacrtu s kontinuiranim uvođenjem novih kohorta, ovo istraživanje je provedeno ekonomičnijim transverzalnim nacrtom analizom arhivske građe. Nadalje, podatke je nemoguće savršeno arhivirati, osobito u fizičkom obliku, a ručno kodiranje podataka ostavlja prostora za manualne pogreške pri digitalizaciji podataka.

Posljedično navedenom, mogućnost generalizacije rezultata i zaključaka istraživanja izrazito je ograničena uzorkovanjem sudionika kandidatima ATCO selekcije. Uzorak sačinjen od sudionika u dvadesetim godinama života, mjerenih testom fluidne inteligencije, rezultira potencijalnim precjenjivanjem stvarnog populacijskog IQ-a kohorta, osobito uz činjenicu da, iako je natječaj za ATCO javan, poznata zahtjevnost posla i strogoća selekcije mogu djelovati demotivirajuće za dio populacije koji procjenjuje da ne posjeduje potrebne sposobnosti.

Prema tome primjerenije bi bilo longitudinalno razvojno istraživanje, na kontrolirano uzorkovanim sudionicima reprezentativnim za populaciju, specifičnije, uzorak bi sačinjavali sudionici svih demografskih pozadina, raspona starosti šireg od onog prikupljenog ovim istraživanjem. Longitudinalni nacrt u kojemu bi sukcesivno bile uključene i novije kohorte ispitanika omogućuje kontrolu i utjecaja starenja i točke testiranja, determinanti razvojnog nacrtu, te praćenje intraindividualnog kretanja IQ-a. Nadalje, planski provedeno istraživanje pruža mogućnost ispitivanja inteligencije uz uključivanje korelata inteligencije i mjera od interesa spomenutih opsežnoj meta-analizi Pietschniga i Voraceka (2015), koje se teoretski povezuju s hibridnim modelom podloge FE – promjene u SES-u, prehrana, patogeni stres, tehnološka izloženost i sl. Iako predložena istraživanja dugo traju i suočena su s problemom otpadanja sudionika, ona pružaju bolju kontrolu varijabli i opis veličine FE. Na dobivenim podacima moguće je provesti i daljnje analize, uparivanjem podataka s FEAST podacima,

koji za sudionike pružaju informacije o specifičnim kognitivnim sposobnostima, na kojima se također može tražiti FE ili pokušati identificirati uzrok istog. Iako je uzorak sudionika na FEAST testiranju ograničen kriterijem IQ-a, utvrđivanje postojanosti efekta na tim podacima upućivao bi da je u pozadini efekta veći broj sudionika na gornjem dijelu distribucije IQ-a, a ne nužno smanjivanje broja sudionika s niskim rezultatom IQ-a.

Pošto je ovaj rad podacima ograničen na identifikaciju FE, i podaci ne ostavljaju mogućnost interpretacije mogućih uzroka u pozadini efekta, osim istraživanja s ciljem točnijeg opisivanja veličine efekta, poželjno bi bilo ispitati potencijalne pozadinske uzroke. Dakle, istraživanja s inkluzijom teoretski povezanih varijabli modela brzine životne povijesti ili hibridnog biološko-socijalnog modela, obiteljska istraživanja i planska longitudinalna istraživanja čine se kao smislen i opravdan nastavak na zaključke ovog rada. Također, FE je utvrđen za C_f , komponentu inteligencije koju mjeri CTI, a nalaze bi valjalo usporediti s kretanjem G_c istih kohorta.

Zaključak

Cilj istraživanja bio je ustanoviti postojanost fenomena Flynn-efekta na rezultatima CTI. Analizom arhivskih podataka selekcijskih testiranja HKZP-a za ATCO poziciju dobiven je set podataka primjeren za statističku analizu utvrđivanja postojanja efekta, iako ograničen po pitanju opsega starosti sudionika i nemogućnosti kontrole točke testiranja. Rezultati analiza upućuju na postojanje rasta prosječnog IQ-a zasićenog G_f kronološki sukcesivnih kohorta, u grupiranom i negrupiranom obliku, uz kontrolu kovarijata spola, starosti i razine stručne spreme. Kontrola je provedena zbog nalaza da muški sudionici i sudionici s višim razinama stručne spreme imaju viši IQ. Spolne razlike u IQ-u potencijalan su indikator i zasićenosti CTI specifičnim faktorima ili različitim uzorkovanjem spolova. Rezultati su indikativni na postojanje Flynn-efekta fluidne inteligencije između kohorta 1986.-2004. sudionika. Dobiveni efekt rasta od otprilike 0.3 boda IQ-a između kohorti podudara se s teorijskim očekivanjima. Rezultati se potencijalno mogu generalizirati na hrvatsku populaciju, iako su procjenjeni prosjeci IQ-a kohorta vjerojatno precjenjene vrijednosti realnih prosjeka IQ-a kohorta, posljedično načinu uzorkovanja sudionika istraživanja.

Literatura

- Anastasi, A. (1983). Evolving trait concepts. *American Psychologist*, 38 (2), 175–184.
- Binet, A. i Simon, T. (1916). *The development of intelligence in children (The Binet-Simon Scale)*. Williams i Wilkins Co.
- Benbow, C.P. (1988). Sex differences in mathematical reasoning ability in intellectually talented preadolescents: Their nature, effects, and possible causes. *Behavioral and Brain Sciences*, 11, 169 - 183.
- Boring, E.G. (1923). Intelligence as the Tests Test It. *New Republic* 36. 35-37.
- Carroll, J.B. (1993). *Human cognitive abilities: A survey of factor-analytic studies*. Cambridge University Press.
- Cattell, R.B. (1940). A Culture-Free Intelligence Test I. *Journal of Educational Psychology*, 31, 161-179.
- Cattell, R.B. (1961). *Measuring intelligence with the culture fair test, Scales 2 and 3*. Institute for Personality and Ability Testing.
- Cattell, R.B. (1963). Theory of fluid and crystallized intelligence: A critical experiment. *Journal of Educational Psychology*, 54 (1), 1–22.
- Ceci, S.J., i Williams, W.M. (1997). Schooling, intelligence, and income. *American Psychologist*, 52 (10), 1051–1058.
- Colom, R., García, L.F., Juan-Espinosa, M., i Abad, F.J. (2002). Null sex differences in general intelligence: evidence from the WAIS-III. *The Spanish journal of psychology*, 5 (1), 29–35.
- Deary, I.J, Thorpe, G., Wilson, V., Starr, J.M., Whalley, L.J. (2003). Population sex differences in IQ at age 11: The Scottish Mental Survey 1932. *Intelligence*, 31, 533-542.
- Dickens, W.T., i Flynn, J.R. (2001). Heritability estimates versus large environmental effects: The IQ paradox resolved. *Psychological Review*, 108 (2), 346–369.
- Državni zavod za statistiku (2023). *Kontinuiran rast udjela visokoobrazovanog stanovništva*. <https://dzs.gov.hr/vijesti/kontinuiran-rast-udjela-visokoobrazovanog-stanovnistva/1594>, Pristupljeno u kolovozu 2024.
- Dutton, E., van der Linden, D., i Lynn, R. (2016). The negative Flynn Effect: A systematic literature review. *Intelligence*, 59, 163–169.

- Field, A. (2009). *Discovering statistics using SPSS*. SAGE Publications.
- Flynn, J. R. (1984). The mean IQ of Americans: Massive gains 1932 to 1978. *Psychological Bulletin*, 95 (1), 29–51.
- Flynn, J.R. (1987). Massive IQ gains in 14 nations: What IQ tests really measure. *Psychological Bulletin*, 101 (2), 171–191.
- Green, R.L., Hoffman, L.T., Morse, R., Hayes, M.E., i Morgan, R.F. (1964). *The educational status of children in a district without public schools (Cooperative Research Project No. 2321)*. Office of Education, U.S. Department of Health, Education, and Welfare.
- Hajnić, V. (2000). *Mjerenje inteligencije Cattellovim testovima inteligencije: Priručnik za ljestvice 2 i 3*. Naklada Slap.
- Hedges, L.V. i Nowell, A. (1995). Sex differences in mental test scores, variability, and numbers of high-scoring individuals. *Science*, 269 (7), 41-45
- Hopkins, K.D., i Bracht, G.H. (1975). Ten-Year Stability of Verbal and Nonverbal IQ Scores. *American Educational Research Journal*, 12 (4), 469-477.
- Horn, J.L. (1968). Organization of abilities and the development of intelligence. *Psychological Review*. 75 (3). 242–259.
- Horn, J.L. (1982). The Theory of Fluid and Crystallized Intelligence in Relation to Concepts of Cognitive Psychology and Aging in Adulthood. In: Craik, F.I.M., Trehub, S. (Eds.) *Aging and Cognitive Processes. Advances in the Study of Communication and Affect* (8), 237-278. Springer.
- Hrvatska kontrola zračne plovidbe (2024). *Prijavi se i postani kontrolor zračnog prometa!*. <https://www.crocontrol.hr/karijere/posao/prijavi-se-i-postani-kontrolor-zracnog-prometa/>, Pristupljeno u kolovozu 2024.
- Hyde, J.S., i Linn, M.C. (1988). Gender differences in verbal ability: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 104 (1), 53–69.
- Jackson, D.N., i Rushton, J.P. (2006). Males have greater g: Sex differences in general mental ability from 100.000 17- to 18-year-olds on the Scholastic Assessment Test. *Intelligence*, 34 (5), 479–486.
- Jensen, A.R. (1980). *Bias in mental testing*.
- Kline, P. (1991). *Intelligence: The psychometric view*. Taylor i Frances/Routledge.
- Kyllonen, Patrick C.; Christal, Raymond E. (1990). Reasoning ability is (little more than) working-memory capacity?!. *Intelligence*. 14 (4). 389–433.

- Lee, J.Y., Lyoo, I.K., Kim, S.U., Jang, H.S., Lee, D.W., Jeon, H.J., Park, S.C. i Cho, M.J. (2005). Intellect declines in healthy elderly subjects and cerebellum. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 59 (1), 45–51.
- Linn, M.C., i Petersen, A.C. (1985). Emergence and characterization of sex differences in spatial ability: A meta-analysis. *Child Development*, 56 (6), 1479–1498.
- Lynn, R. (1990). The role of nutrition in secular increases of intelligence. *Personality and Individual Differences*, 11, 273–285.
- Lynn, R. (1999). Sex differences in intelligence and brain size: A developmental theory. *Intelligence*, 27 (1), 1–12.
- Masters, M.S., i Sanders, B. (1993). Is the gender difference in mental rotation disappearing?. *Behavior genetics*, 23 (4), 337–341.
- McGrew, K.S. (1997). *The Cattell-Horn-Carroll (CHC) Theory of cognitive abilities: Past, Present and Future*. In D. P. Flanagan, J. K. Genshaft, i P. L. Harrison (Eds.), *Contemporary intellectual assessment: Theories, tests, and issues*. The Guilford Press.
- Meehan, A.M. (1984). A meta-analysis of sex differences in formal operational thought. *Child Development*, 55 (3), 1110–1124.
- Mingroni, M. (2014). Future Efforts in Flynn Effect Research: Balancing Reductionism with Holism. *Journal of Intelligence*, 2 (4), 122–155.
- Narodne Novine (2005). *Pravilnik o utvrđivanju zdravstvene sposobnosti zrakoplovnog osoblja...* https://narodne-novine.nn.hr/clanci/sluzbeni/2005_10_129_2391.html, Pristupljeno u kolovozu 2024.
- Neisser, U., Boodoo, G., Bouchard, T. J., Boykin, A. W., Brody, N., Ceci, S. J., Halpern, D. F., Loehlin, J. C., Perloff, R., Sternberg, R. J., i Urbina, S. (1996). Intelligence: Knowns and unknowns. *American Psychologist*, 51 (2), 77–101.
- Petz, B., Kolesarić, V., Ivanec, D. (2012). *Petzova statistika: osnovne statističke metode za nematematičare*. Naklada Slap.
- Phelan, W.T., Rehberg, R.A., i Rosenthal, E.R. (1979). Class and Merit in the American High School: An assessment of the revisionist and meritocratic arguments. *Social Forces*, 57 (3), 987.
- Pietschnig, J., i Voracek, M. (2013). One century of Global IQ Gains: A Formal Meta-Analysis of the Flynn Effect (1909-2010). *SSRN Electronic Journal*.
- Rathus, S.A. (2001). *Temelji psihologije*. Naklada Slap.

- Riegel, K.F., i Riegel, R.M. (1972). Development, drop, and death. *Developmental Psychology*, 6 (2), 306–319.
- Ritchie, S.J., i Tucker-Drob, E.M. (2018). How Much Does Education Improve Intelligence? A Meta-Analysis. *Psychological science*, 29 (8), 1358–1369.
- Schmidt, F.L., i Hunter, J.E. (1998). The validity and utility of selection methods in personnel psychology: Practical and theoretical implications of 85 years of research findings. *Psychological Bulletin*, 124 (2), 262–274.
- Shuttleworth-Edwards A.B. (2016). Generally representative is representative of none: commentary on the pitfalls of IQ test standardization in multicultural settings. *The Clinical neuropsychologist*, 30 (7), 975–998.
- Spearman, C. (1904). "General Intelligence" Objectively Determined and Measured. *The American Journal of Psychology*. 15 (2). 201-209.
- Stankov, L. (1999). Capacity versus Speed in Intelligence and Ageing. *Australian Psychologist*, 34, 138-143.
- Sutaria, S.D. (1985). *Specific learning disabilities: Nature and needs*. Charles C Thomas.
- Voyer, D., Voyer, S., i Bryden, M.P. (1995). Magnitude of sex differences in spatial abilities: a meta-analysis and consideration of critical variables. *Psychological bulletin*, 117 (2), 250–270.
- Woodley, M.A. (2012). A life history model of the Lynn–Fynn effect. *Personality and Individual Differences*, 53 (2), 152–156.
- Zarevski, P. (2012). *Struktura i priroda inteligencije (II. prošireno izdanje)*. Naklada Slap.

Prilog A
Struktura podataka

Tablica A1

Broj sudionika prema kohorti i starosti u točki testiranja, bez sudionika koji su više puta pristupili testiranju (N = 4404)

	Starost u točki testiranja													Σ
	<17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	≥29	
≤1985	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	23	24
1986	0	0	0	0	0	0	0	0	0	223	0	7	2	232
1987	0	0	0	0	0	0	0	0	217	2	9	0	0	228
1988	0	0	0	0	0	0	0	173	1	12	2	0	1	189
1989	0	0	0	0	0	0	113	2	25	0	0	0	1	141
1990	0	0	0	0	0	93	4	19	1	0	0	152	2	271
1991	0	0	0	0	83	1	6	2	22	88	102	66	0	370
1992	0	0	0	62	2	9	0	12	75	99	76	0	4	339
1993	0	0	16	2	3	0	9	86	90	74	0	42	3	325
1994	0	0	0	8	1	9	51	71	59	0	36	52	0	287
1995	0	0	2	0	15	49	59	53	0	42	116	3	1	340
1996	0	0	0	14	48	47	42	0	35	97	12	22	0	317
1997	0	0	0	62	47	44	0	34	111	11	38	0	0	347
1998	0	0	0	57	35	0	28	108	9	26	0	0	0	263
1999	0	0	5	38	0	24	68	9	36	0	0	0	0	180
2000	0	0	45	0	35	77	7	20	0	0	0	0	0	184
2001	1	13	0	26	73	8	16	0	0	0	0	0	0	137
2002	0	0	3	75	6	21	0	0	0	0	0	0	0	105
2003	0	0	42	7	23	0	0	0	0	0	0	0	0	72
2004	0	8	0	37	0	0	0	0	0	0	0	0	0	45
2005	0	0	8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	8
Σ	1	21	121	388	371	382	403	589	681	674	392	344	37	4404

Tablica A2

Broj sudionika prema godini testiranja nakon izuzimanja sudionika koji su više puta pristupili testiranju i koji nisu zadovoljili kriterij starosti (20-28) i kohorte (1986.-2004.) (N = 4223)

Godina	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2021	2022	2023	2024	Σ
N	964	14	98	6	81	459	724	487	302	777	72	239	4223

Prilog B
Grupiranje kohorta i deskriptivna analiza

Tablica B1

Broj sudionika prema kohorti i pripadajućoj grupi (N = 4223)

Grupa	Kohorta	N (Kohorta)
Grupa 1 <i>N</i> = 786	1986	230
	1987	228
	1988	188
	1989	140
Grupa 2 <i>N</i> = 1567	1990	269
	1991	370
	1992	335
	1993	306
Grupa 3 <i>N</i> = 1439	1994	287
	1995	337
	1996	317
	1997	347
Grupa 4 <i>N</i> = 431	1998	263
	1999	175
	2000	139
	2001	123
	2002	102
	2003	30
	2004	37

Tablica B2

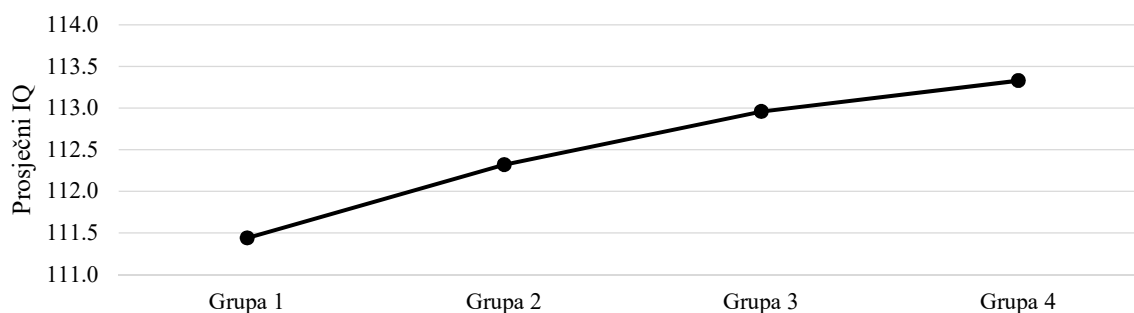
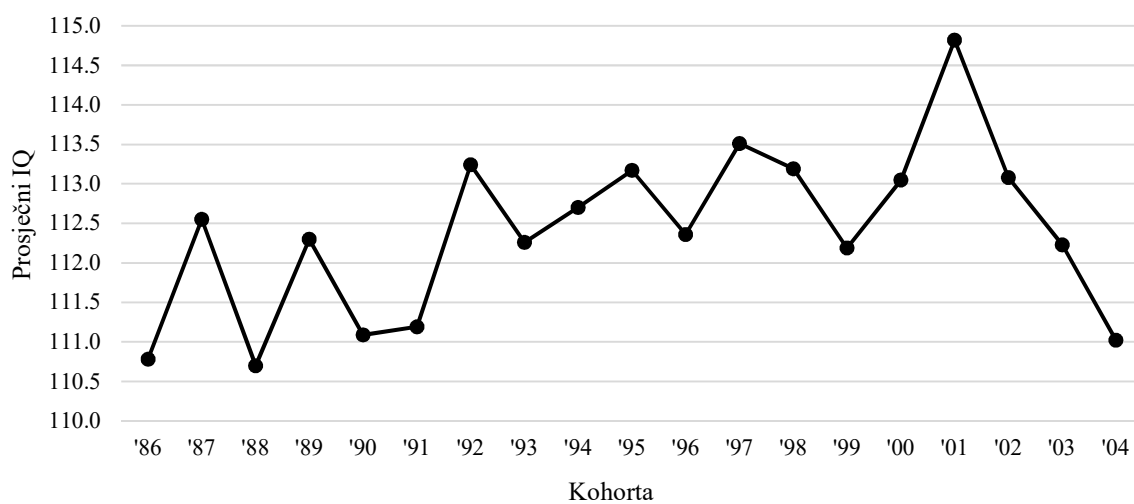
Deskriptivni podaci IQ-a prema grupiranim kohortama (N = 4223)

	Deskriptivna statistika				Testovi normalnosti distribucije*				Starost
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>N</i>	<i>SE M</i>	<i>S-W</i>	<i>S-W p</i>	<i>Kurtosis</i>	<i>Skewness</i>	<i>M</i>
Grupa 1	111.44	14.39	946	0.47	0.99	< .001	-1.02	-0.18	25.03
Grupa 2	112.32	13.25	1276	0.37	0.99	< .001	-0.77	-0.25	25.07
Grupa 3	112.96	12.76	1438	0.34	0.99	< .001	-0.72	-0.12	23.65
Grupa 4	113.33	12.74	431	0.61	0.98	< .001	-0.72	-0.25	21.16
Ukupno	112.45	13.31	4091	0.21	0.99	< .001	-0.80	-0.20	24.18
Nedostaje podatak			132						

* *provedeno na ne-Winsoriziranim podacima*

Tablica B3*Rubni percentili IQ-a grupa prema kojima je provedena Winsorizacija rezultata (N = 4223)*

	Percentili						
	5.	10.	25.	50.	75.	90.	95.
Grupa 1	85	91	100	113	124	131	134
Grupa 2	86	93	103	113	123	129	134
Grupa 3	89	94	104	113	123	131	136
Grupa 4	88	94	104	114	123	131	134

Slika B1*Prosječni IQ sudionika kronološki grupiranih kohorta (N = 4091)***Slika B2***Prosječni IQ sudionika negrupiranih uključenih kohorti 1986. – 2004. (N = 4091)*

Tablica B4

Prosječni IQ, standardna devijacija IQ-a i broj sudionika koji zadovoljavaju kriterije starosti svake od kohorta, bez sudionika čiji rezultat CTI nedostaje (N = 4091)

Kohorta	M	SD	N
1986.	110.78	14.84	202
1987.	112.55	14.30	204
1988.	110.70	14.50	162
1989.	112.30	14.53	128
1990.	111.09	13.98	250
1991.	111.19	13.12	356
1992.	113.24	13.93	332
1993.	112.26	12.46	303
1994.	112.70	13.39	285
1995.	113.17	13.37	337
1996.	112.36	12.77	316
1997.	113.51	12.42	347
1998.	113.19	12.67	263
1999.	112.19	12.32	175
2000.	113.05	11.91	139
2001.	114.82	13.49	123
2002.	113.08	12.42	102
2003.	112.23	15.61	30
2004.	111.02	11.58	37

Tablica B5

Konačna tablica analize varijance prosječnog IQ-a između grupiranih godina kohorta te post-hoc analiza Dunnettovim C za utvrđivanje izvora značajnosti (N = 4091)

ANOVA					
	SS	df	MS	F	p
Između grupa	1704,12	3	568,04	3,21	,022
Unutar grupa	723032,42	4087	176,91		
Ukupno	724736,54	4090			
Post-hoc Dunnett C					
	ΔM	SE	p		
Grupe 1 i 2	0.89	0.60	> 0.05		
*Grupe 1 i 3	1.52	0.58	< 0.05		
Grupe 1 i 4	1.90	0.77	> 0.05		
Grupe 2 i 3	0.64	0.50	> 0.05		
Grupe 2 i 4	1.02	0.71	> 0.05		
Grupe 3 i 4	0.38	0.70	> 0.01		

*statistička značajnost uz razinu rizika 5%

Prilog C

Analiza starosti sudionika

Tablica C1

Prosječni IQ sudionika istraživanja prema starosti izraženoj u godinama, standardna devijacija IQ-a i broj sudionika za svaku godinu starosti (N = 4091)

Starost	M	SD	N
20	111.63	12.85	385
21	112.85	12.81	358
22	111.86	13.43	365
23	111.71	13.44	390
24	113.29	13.47	561
25	112.81	13.12	657
26	112.94	13.94	643
27	111.88	13.03	391
28	112.04	13.28	341

Slika C1

Kretanje IQ-a prema starosti sudionika (N = 4091)



Tablica C2

Konačna tablica analize varijance ispitivanja značajnosti razlika grupiranih kohorta u prosječnom IQ-u sudionika (N = 4091)

ANOVA					
	SS	df	MS	F	p
Između grupa	245.54	2	122.77	0.69	.50
Unutar grupa	724490.70	4088	177.22		
Ukupno	724736.54	4090			

Prilog D

Analiza točke testiranja

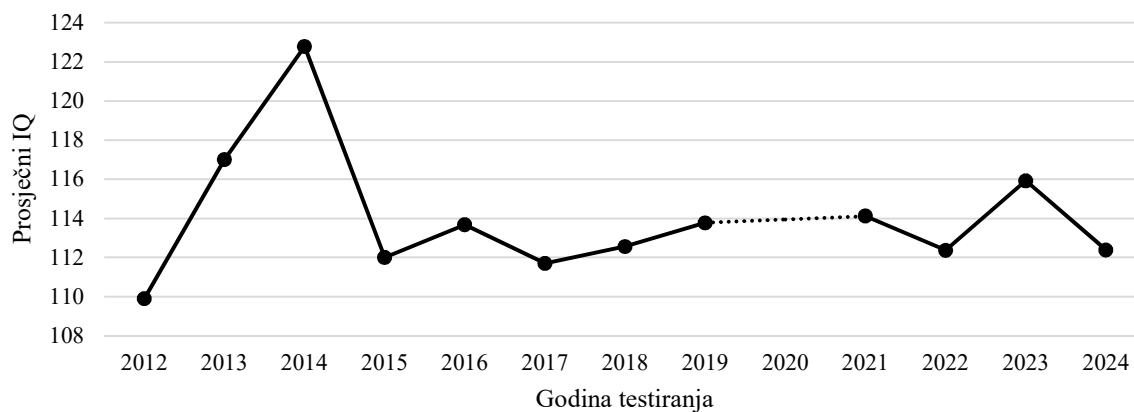
Tablica D1

Prosječni IQ sudionika prema godini testiranja, standardna devijacija IQ-a i broj kandidata na selekcijskim godinama na kojima se provodi analiza (N = 4091)

Godina testiranja	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>N</i>
2012.	109.90	14.50	852
2013.	117.00	-	1
2014.	122.79	10.20	98
2015.	112.00	8.53	6
2016.	113.67	12.70	81
2017.	111.71	12.46	457
2018.	112.56	12.90	723
2019.	113.78	12.91	484
2020.	-	-	-
2021.	114.11	12.89	301
2022.	112.37	13.06	777
2023.	115.93	14.13	72
2024.	112.39	12.21	239

Slika D1

Prosječni IQ sudionika prema godini testiranja od 2012. do 2024., bez podataka o rezultatima za 2000. godinu (N = 4091)



Tablica D2

Prosječni IQ grupiranih godina testiranja, standardna devijacija IQ-a unutar pojedine grupe godina testiranja i broj sudionika u svakoj grupi (N = 4091)

Grupa	M	SD	N
1. 2012. – 2015.	111.24	14.61	957
2. 2016. – 2019.	112.73	12.79	1745
3. 2021. – 2024.	112.92	12.96	1389

Tablica D3

Konačna tablica analize varijance prosječnog IQ-a između grupiranih godina testiranja te post-hoc analiza Dunnettovim C za utvrđivanje izvora značajnosti (N = 4091)

ANOVA					
	SS	df	MS	F	p
Između grupa	1855.13	2	927.57	5.25	.005
Unutar grupa	722881.40	4088	176.83		
Ukupno	724736.50	4090			

Post-hoc Dunnett C			
	ΔM	SE	p
*Grupe 1 i 2	1.49	0.56	< 0.05
*Grupe 1 i 3	1.69	0.59	< 0.05
Grupe 2 i 3	0.19	0.46	> 0.05

**statistička značajnost uz razinu rizika 5%*

Prilog E

Spol sudionika i kvocijent inteligencije

Tablica E1

Rezultati analize razlike IQ-a muških i ženskih sudionika t-testom (N = 4083)

Deskriptivna statistika				
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>N</i>	<i>SE M</i>
Muški	112.99	13.24	2961	0.24
Ženski	111.02	13.36	1122	0.40
Levenov test jednakosti varijanca			T-test	
<i>F</i>	<i>p</i>	<i>t</i>	<i>df</i>	<i>p</i>
0.24	0.621	4.26	4081	< .001

Tablica E2

Kontingencijska tablica i rezultati hi-kvadrat (χ^2) analize grupa kohorta i varijable spola prema odnosu opaženih frekvencija i očekivanih frekvencija prikazanih u zagradama, s doprinosom razlika između opaženih i očekivanih frekvencija ukupnom χ^2 prikazanim ispod frekvencija (N = 4215)

	Grupa 1	Grupa 2	Grupa 3	Grupa 4	<i>N</i>
Muški	789 (760.08) 1.10	918 (940.67) 0.55	1048 (1043.66) 0.02	302 (312.59) 0.36	3057
Ženski	259 (287.92) 2.90	379 (356.33) 1.44	391 (395.34) 0.05	129 (118.41) 0.95	1158
N	1048	1297	1439	431	4215
	χ^2		<i>df</i>		<i>p</i>
	7.366		3		.061

Prilog F

Razina stručne spreme i kvocijent inteligencije

Tablica F1

Broj sudionika prema pojedinoj razini stručne spreme, postotak od ukupnih podataka i relativni postotak razina stručne spreme bez sudionika za koje podatak nedostaje (N = 4223)

Razina stručne spreme	N	% Ukupno	% Relativno
SSS	1979	46.9	66.1
VŠS	525	12.4	17.5
VSS	492	11.7	16.4
Σ	2996	70.9	100.0
Nedostaje podatak	1227	29.1	

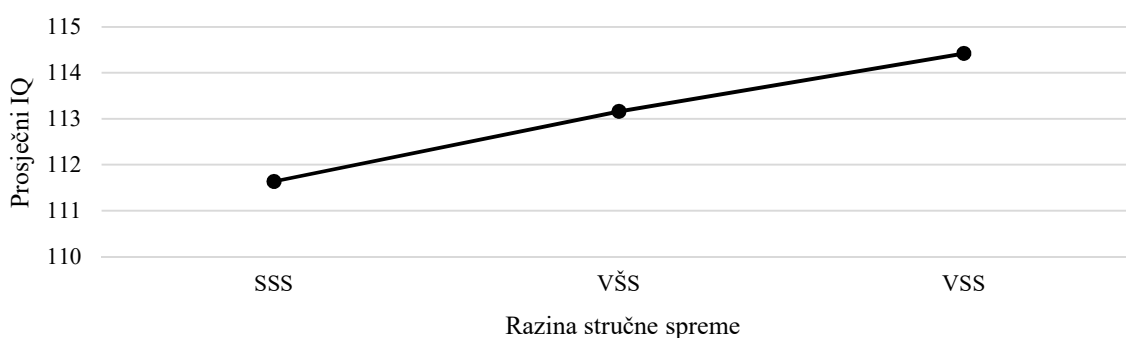
Tablica F2

Prosječan IQ razina stručne spreme sudionika i pripadajuća deskriptivna statistika (N = 2867)

Razina stručne spreme	M	SD	N
SSS	111.64	13.44	1885
VŠS	113.16	13.08	509
VSS	114.42	13.26	473

Slika F1

Prosječan IQ sudionika prema razini stručne spreme (N = 2867)



Tablica F3

Konačna tablica analize varijance IQ-a među različitim razinama stručne spreme te post-hoc analizom Dunnetovim C za utvrđivanje izvora značajnosti (N = 2867)

ANOVA					
	SS	df	MS	F	p
Između grupa	3294.44	2	1647.22	9.25	< .001
Unutar grupa	510282.17	2864	178.17		
Ukupno	513576.61	2866			

Post-hoc Dunnetov C			
	AM	SE	p
SSS i VŠS	1.52	0.66	> .05
*SSS i VSS	2.77	0.68	< .05
VŠS i VSS	1.26	0.84	> .05

**statistička značajnost uz 5% rizika*

Tablica F4

Kontingencijska tablica i rezultati hi-kvadrat (χ^2) analize grupa kohorta i stručne spreme prema odnosu opaženih frekvencija i očekivanih frekvencija prikazanih u zagradama, s doprinosom razlika između opaženih i očekivanih frekvencija ukupnom χ^2 prikazanim ispod frekvencija (N = 2996)

	Grupa 1	Grupa 2	Grupa 3	Grupa 4	N
SSS	683 (663.19) 0.59	462 (589.21) 27.46	595 (559.48) 2.25	239 (167.12) 30.92	1979
VŠS	124 (175.93) 15.33	228 (156.31) 32.88	162 (148.42) 1.24	11 (44.33) 25.06	525
VSS	197 (164.88) 6.26	202 (146.48) 21.04	90 (139.09) 17.33	3 (41.55) 35.76	492
N	1004	892	847	253	2996

	χ^2	df	p
	216.137	6	< .001

Prilog G

Kontrola kovarijata ANCOVA

Tablica G1

Rezultati ANCOVA analize, korigirani odnosi među grupiranim kohortama i IQ-om uz kontrolu kovarijanci spola i starosti (N = 4083)

ANCOVA					
Varijanca	Tip III SS	df	MS	F	p
*Korigirani model	6119.51	5	1223.90	6.96	< .001
*Spol	3613.50	1	3613.50	20.56	< .001
*Starost	1137.13	1	1137.13	6.47	.011
*Grupirane kohorte	2792.23	3	930.74	5.30	< .001
Neobjašnjeno	716470.36	4077	175.74		
Ukupno	52355205	4083		<i>R</i> ²	0.8%
Korigirano ukupno	722589.86	4082		Korigirani <i>R</i>²	0.7%

**statistički značajni predikori IQ-a nakon kontrole kovarijanci uz razinu rizika 5%*

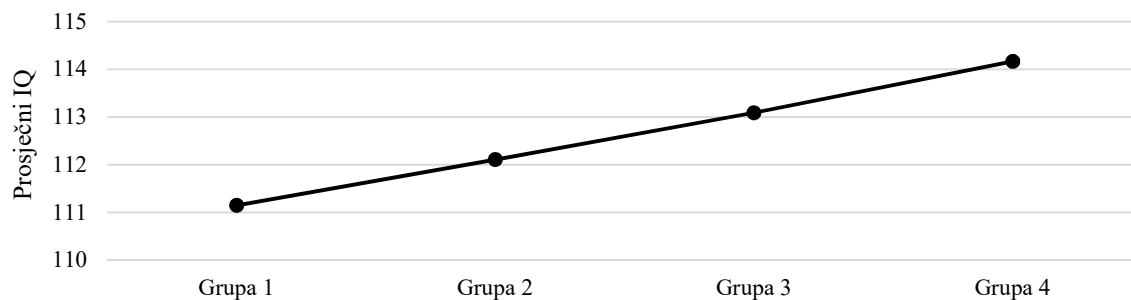
Tablica G2

Korigirane aritmetičke sredine grupa nakon kontrole kovarijabiliteta spola i starosti u ANCOVA analizi (N = 4083)

	<i>M</i>	<i>SE M</i>
Grupa 1	111.15	0.44
Grupa 2	112.11	0.38
Grupa 3	113.09	0.35
Grupa 4	114.17	0.71

Slika G1

Aritmetičke sredine grupa nakon parcijalizacije kovarijata starosti i spola (N = 4083)



Tablica G3

Rezultati analize varijance IQ-a između grupiranih kohorti nakon korekcije IQ-a kohorti kontroliranjem kovarijabiliteta spola i starosti ANCOVA analizom, s LSD analizom statističke značajnosti razlika grupa u prosječnom IQ ($N = 4083$)

ANOVA					
	<i>SS</i>	<i>df</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>p</i>
*Između grupa	2792.23	3	930.74	5.296	< .001
Unutar grupa	716470.40	4077	175.74		
Post-hoc <i>LSD</i>					
	ΔM		<i>SE</i>		<i>p</i>
Grupe 1 i 2	0.96		0.57		.093
*Grupe 1 i 3	1.94		0.58		< .001
*Grupe 1 i 4	3.02		0.87		< .001
Grupe 2 i 3	0.98		0.53		.067
*Grupe 2 i 4	2.06		0.84		.015
Grupe 3 i 4	1.08		0.77		.162

* statistička značajnost uz razinu rizika 5%

Prilog H

Hijerarhijske analize

Tablica H1

Konačna tablica hijerarhijske regresije s kriterijskom varijablom IQ, varijablama spola i starosti prvog koraka te varijablama spola, starosti i kohorte drugog koraka (N = 4083)

Hijerarhijska analiza							
Model	Parametri modela		Razlika novog modela				
	Korigirani R^2	SE	ΔR^2	F	df_1	df_2	p
1	0.4%	13.28	*0.5%	9.43	2	4080	< .001
2	0.8%	13.25	*0.4%	15.35	1	4079	< .001
ANOVA							
Model	Varijanca	SS	df	MS	F	p	
1*	Objašnjena	3327.28	2	1663.64	9.43	< .001	
	Neobjašnjena	719262.60	4080	176.29			
	Ukupno	722589.90	4082				
2*	Objašnjena	6025.13	3	2008.38	11.43	< .001	
	Neobjašnjena	716564.70	4079	175.67			
	Ukupno	722589.90	4082				
B-koeficijenti							
Model		B	SE	β	t	p	
1	*Spol	2.00	0.47	0.07	4.30	< .001	
	Starost	0.08	0.09	0.01	0.86	.389	
2	*Spol	2.11	0.47	0.07	4.52	< .001	
	*Starost	0.27	0.10	0.05	2.69	.007	
	*Kohorta	0.22	0.06	0.07	3.92	< .001	

* statistička značajnost uz razinu rizika 5%

Tablica H2

Konačna tablica hijerarhijske regresije s kriterijskom varijablom IQ-a, varijablama spola i starosti prvog koraka, varijablama spola, starosti i razine stručne spreme drugog koraka te varijablama spola, starosti, razine stručne spreme i kohorte trećeg koraka (N = 2859)

Hijerarhijska analiza							
Model	Parametri modela		Razlika novog modela				
	Korigirani R^2	SE	ΔR^2	F	df_1	df_2	p
1	0.1%	13.36905	0.2%	2.734	2	2856	.065
2	0.8%	13.32132	*0.7%	21.505	1	2855	< .001
3	1.6%	13.27265	*0.8%	21.975	1	2854	< .001
ANOVA							
Model	Varijanca	SS	df	MS	F	p	
1	Objašnjena	977.21	2	488.60	2.73	.065	
	Neobjašnjena	510457.50	2856	178.73			
	Ukupno	511434.70	2858				
2*	Objašnjena	4793.4	3	1597.80	9.00	< .001	
	Neobjašnjena	506641.30	2855	177.46			
	Ukupno	511434.70	2858				
3*	Objašnjena	8664.62	4	2166.16	12.30	< .001	
	Neobjašnjena	502770.10	2854	176.16			
	Ukupno	511434.70	2858				
B-koeficijenti							
Model		B	SE	β	t	p	
1	*Spol	1.30	0.56	0.04	2.31	.021	
	Starost	0.05	0.12	0.01	0.49	.624	
2	*Spol	1.44	0.56	0.05	2.56	.011	
	Starost	0.16	0.12	0.03	1.41	.158	
	*Sprema	1.66	0.36	0.01	4.64	< .001	
3	*Spol	1.56	0.56	0.05	2.78	.005	
	Starost	0.11	0.13	0.02	0.83	.406	
	*Sprema	1.60	0.36	0.09	4.47	< .001	
	*Kohorta	0.29	0.06	0.10	4.69	< .001	

* statistička značajnost uz razinu rizika 5%