

# Metaanaliza istraživanja asortativnog uparivanja ljubavnih parova po crtama ličnosti

---

**Mehić, Nermina**

**Doctoral thesis / Disertacija**

**2021**

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

*Permanent link / Trajna poveznica:* <https://um.nsk.hr/um:nbn:hr:186:293517>

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

*Download date / Datum preuzimanja:* **2024-07-17**



*Repository / Repozitorij:*

[Repository of the University of Rijeka, Faculty of Humanities and Social Sciences - FHSSRI Repository](#)



SVEUČILIŠTE U RIJECI  
FILOZOFSKI FAKULTET  
ODSJEK ZA PSIHOLOGIJU

Nermina Mehić

**METAANALIZA ISTRAŽIVANJA  
ASORTATIVNOG UPARIVANJA LJUBAVNIH  
PAROVA PO CRTAMA LIČNOSTI**

DOKTORSKI RAD

Mentor: prof. dr. sc. Igor Kardum

Rijeka, 2021.





SVEUČILIŠTE U RIJECI  
FILOZOFSKI FAKULTET  
ODSJEK ZA PSIHOLOGIJU

Nermina Mehić

**METAANALIZA ISTRAŽIVANJA  
ASORTATIVNOG UPARIVANJA LJUBAVNIH  
PAROVA PO CRTAMA LIČNOSTI**

DOKTORSKI RAD

Mentor: prof. dr. sc. Igor Kardum

Rijeka, 2021.



UNIVERSITY OF RIJEKA  
FACULTY OF HUMANITIES AND SOCIAL SCIENCES  
DEPARTMENT OF PSYCHOLOGY

Nermina Mehić

**A META-ANALYSIS OF STUDIES IN  
ASSORTATIVE MATING ACCORDING TO  
PERSONALITY TRAITS**

DOCTORAL THESIS

Mentor: prof. dr. sc. Igor Kardum

Rijeka, 2021.





Mentor rada: prof. dr. sc. Igor Kardum

Doktorski rad obranjen je dana 23.07.2021. na Filozofskom fakultetu Sveučilišta u Rijeci, pred povjerenstvom u sastavu:

1. prof. dr. sc. Jasna Hudek-Knežević, predsjednica povjerenstva
2. doc. dr. sc. Asmir Gračanin, član povjerenstva
3. izv. prof. dr. sc. Silvija Ručević, članica povjerenstva

Ovaj je doktorski rad izrađen u okviru znanstveno-istraživačkog projekta *Efekti ličnosti, emocija i socijalnih procesa u interpersonalnom kontekstu* uz potporu Sveučilišta u Rijeci.

## Zahvale

Iako je izrada doktorskog rada, a pogotovo onog koji koristi metodu metaanalize jedna izrazito samotnjačka aktivnost, bilo bi krivo, oholo i nekritično zaključiti da sam ja sama zaslužna za njegovu izradu. Zato se od sveg srca ponizno želim zahvaliti ljudima koji su me, svatko na svoj način, podržavali, poticali, bodrili, i tražili smisao onda kada je sve izgledalo besmisleno.

Prvo se želim zahvaliti svojim roditeljima koji su se tako dobro uparili i dali mi ne samo bezuvjetnu ljubav, sigurnost i svaki oblik podrške, već i usadili vrijednosti i vještine koje su bile neophodne za privođenje ovog šestogodišnjeg putovanja kraju. Hvala vam i što ste mi dali mlađu sestru Selmu koja je svih pet godina mog studiranja slušala rečenice poput: „Zapravo, istraživanja pokazuju...“ I hvala njoj što je to sve ne samo strpljivo slušala, već i podržavala, vrednovala i uvijek davala životne primjere apstraktnim konceptima i fenomenima. Zahvaljujem se i svojoj tHetki Suadi, čiju sam ljubav i podršku uvijek osjećala, bez obzira na kilometre koji nas dijele.

Zatim se želim zahvaliti Mislavu, čovjeku s kojim sam se ja uparila, što je proveo sa mnom sate i sate na podu u svim agonijama koje dolaze sa znanstvenim istraživanjem i što nikad nije prestajao pronalaziti razloge zašto treba nastaviti dalje. Također hvala cijeloj obitelji Bajto na svim nedjeljnim ručkovima koji su često postajali i ponedjeljni.

Hvala mojim zagrebačkim prijateljicama, Dudi i Ines, koje su uvijek bile spremne na svaki oblik druženja koji mi je u toj fazi trebao – od subotnjih odlazaka na plac, do sljemenarenja i po najgorim vremenskim uvjetima. Dudi se posebno zahvaljujem što je preuzela ulogu mog osobnog planera koji mi je postavljao rokove za različite faze istraživanja onda kada se ja sama nisam mogla natjerati na to.

Nemoguće je zaboraviti moje riječke amigose – Maju i Anju, s kojom sam usput dobila i Agija i Laru, koji su me nekako uspjeli bodriti i podržavati „na daljinu“. Hvala vam što opovrgavate izreku „daleko od očiju, daleko od srca“.

Hvala i Tanji, mojoj uredskoj prijateljici, koja me je naučila vrijednosti i važnosti odlaska na počinak i buđenja sa suncem. I dalje odgovorno tvrdim da je to faktor koji objašnjava najveću količinu varijance pisanja doktorskog rada.

Veliko hvala i Bojanu, mom budućem šogoru, na svim intelektualnim i kvazi-intelektualnim razgovorima u Ulici grada Vukovara, i svim pjesmama o meni koje su me razgaljivale i nasmijavale do suza.

Želim se zahvaliti i Nadi Krapić, ne zato što je trenutno glavna na Odsjeku, već zato što je sve ove godine bila stabilni izvor podrške i topline. I što mi uvijek kaže „Nerminice“.

Hvala mom bivšem šefu, Zoranu Sušnju, koji mi je u periodu neizvjesnosti omogućio poslovni „krov nad glavom“. Mnogi su članovi Odsjeka kojima se želim zahvaliti na uvijek čvrstoj i nepoljuljanoj vjeri u mene i moj doktorski rad, ali i na uvijek ugodnim razgovorima i ukradenim minutama u kuhinjici, na hodnicima i na „rešetci“.

Veliko hvala i mojim bivšim studentima Hani Gačal i Luki Zlatiću koji su mi pomogli u kodiranju podataka i omogućili da napravim još jedan korak prema ostvarenju cilja.

Zahvaljujem se svim članovima povjerenstva na brzim i konstruktivnim komentarima koji su konačni doktorski rad unaprijedili. Hvala Silviji Ručević, koja me u prati još od studentskih dana i obrane diplomskog rada. Hvala Asmiru Gračaninu što je odlučio otići na *postdoc* u Nizozemsku i tako mi, i neznajući, otvorio put u akademske vode. Hvala Jasni Hudek-Knežević što je, od prvog trena, bila moja odsječka mama.

I na kraju, zahvaljujem se svom mentoru, Igoru Kardumu, koji me od 2010. godine nije prestao intelektualno izazivati i postavljati mi visoke, ali ostvarive ciljeve i očekivanja.

## SAŽETAK

Cilj je ovoga istraživanja bio utvrditi razinu asortativnog uparivanja heteroseksualnih ljubavnih parova u crtama ličnosti koristeći sustavni pregled literature i metaanalizu, kao i procese u podlozi te moderatore tog efekta. Za prikupljanje relevantnih izvora korišteno je pet strategija: (1) pretraživanje digitalnih baza, (2) pregledavanje referenci relevantnih izvora, (3) pretraživanje publikacija relevantnih autora, (4) pretraživanje izvora koji su citirali pronađene izvore te (5) pregledavanje relevantnih časopisa. Ove su metode rezultirale s 400 izvora koji su zadovoljili tri unaprijed postavljena kriterija. Prvo, uključivali su empirijsko istraživanje te drugo, sadržavali su mjeru željene ili ostvarene sličnosti ljubavnih parova u barem jednoj crti ličnosti. Treće, ispitanici su bili heteroseksualne orijentacije. Svi su izvori kodirani, a na manjem je uzorku ispitano slaganje triju procjenjivača. U analizu je uključeno 345 izvora, odnosno 378 nezavisnih uzoraka te četiri vrste pokazatelja sličnosti: Pearsonov koeficijent korelacije na razini uzorka i para, intraklasni koeficijent korelacije na razini uzorka te apsolutna razlika. Rezultati uglavnom ukazuju na sličnost parova u crtama ličnosti. Djelomično je potvrđena pretpostavljena viša sličnost pravih nego slučajnih parova. U skladu s očekivanjima, efekt stereotipne točnosti znatno smanjuje Pearsonov koeficijent izračunat na razini para. Rezultati vezani uz efekte kontroliranja različitih relevantnih varijabli ukazuju na inicijalnu sličnost i aktivni odabir. U skladu s tim su i rezultati dobiveni u longitudinalnim istraživanjima, korelacijama između apsolutne razlike i trajanja odnosa te izostanak moderatorskog efekta trajanja odnosa, kao i značajan efekt idealne na ostvarenu sličnost. Sličnost izračunata uz korekciju za nepouzdanost pokazala se značajno većom nego bez nje. Treba naglasiti da većina statističkih postupaka ukazuje na izostanak pristranosti zbog selektivnog objavljivanja u prikupljenim podacima, odnosno da dobiveni ukupni efekti nisu iskrivljeni zbog veće vjerojatnosti objavljivanja statistički značajnih ili snažnijih efekata. Što se tiče pojedinačnih crta, dobiveni su varijabilni nalazi, uz očekivano najviše pokazatelje sličnosti za crte slične stavovima. Kada govorimo o moderatorskim efektima, značajnima su se pokazali efekti metode procjene, pri čemu je u usporedbi sa samoprocjenama viša sličnost pronađena za druge vrste procjena (npr. kombinacija samoprocjene i procjene partnera, bihevioralne mjere), a niža za procjene partnera. Kultura se također pokazala važnim moderatorom, odnosno sličnost je viša u kulturama u kojima su manje izražene zapadnjačke vrijednosti. Naposljetku treba uputiti na potreban oprez pri interpretaciji neznačajnih nalaza vezanih uz moderatorske efekte s obzirom na smanjenu snagu takvih postupaka u metaanalizama.

**Ključne riječi:** sustavni pregled, metaanaliza, asortativno uparivanje, sličnost, homogamija, crte ličnosti, parovi

## **ABSTRACT**

The aim of this study was to determine the level of assortative mating in heterosexual couples for personality traits using systematic review and meta-analysis, as well as underlying mechanisms and moderators. Five strategies were used for literature search: (1) searching online databases, (2) footnote chasing, (3) searching publications of relevant authors, (4) forward footnote chasing, and (5) searching relevant journals. These methods yielded 400 sources which satisfied the eligibility criteria. Firstly, the source had to include an empirical study, secondly, an index of ideal or real couple similarity for at least one personality trait was available, and thirdly, the subjects were heterosexual. All sources were coded, and using a smaller subsample, inter-rater agreement was tested. Data analysis included 345 sources, 378 independent samples, and four types of similarity indices: sample- and couple-level Pearson correlation coefficient, sample-level intraclass correlation coefficient, and absolute difference score. The results mostly indicate positive assortment in personality traits. The predicted higher similarity of real than random couples was partially supported. As expected, the control of stereotype accuracy significantly reduced couple-level Pearson correlation. The results regarding effects of statistical control of relevant variables point to initial similarity and active mate choice. In line with that are the findings of longitudinal studies, correlations of absolute difference scores and relationship duration, non-existent moderating effect of relationship duration, and positive effect of ideal similarity for the prediction of real similarity. The correction for attenuation significantly increased the similarity. Most statistical analyses indicate that there is no publication bias in these data. In other words, the summary effect sizes are not distorted due to higher likelihood of publishing statistically significant or higher effect sizes. Regarding specific traits, the results were variable, while as expected the highest effects were obtained for traits similar to attitudes. When it comes to moderators, significant effects were observed for the method of assessment, where relative to self-reports higher similarity was obtained for other types of assessment (e.g., combination of self- and partner-reports, behavioral measures), and lower for partner-reports. Culture was also an important factor. That is, higher similarity in personality was found in cultures with lower Western values. Lastly, caution is called for when interpreting non-significant findings of moderator analyses. Namely, these procedures often suffer from lower power in meta-analyses.

**Keywords:** systematic review, meta-analysis, assortative mating, similarity, homogamy, personality traits, couples

## SADRŽAJ

1. UVOD.....	1
1.1. Teorije asortativnog uparivanja.....	2
1.1.1. Teorija komplementarnih potreba.....	2
1.1.2. Sličnost-privlačnost paradigma i model potkrepljenja .....	4
1.1.3. Asortativno uparivanje kao mehanizam za razvoj ličnosti u odrasloj dobi.....	5
1.1.4. Teorija genetske sličnosti .....	7
1.1.5. Asortativno uparivanje u kontekstu Teorije životnih putova .....	9
1.1.6. Preferencija za sličnost kao mehanizam za facilitaciju suradnje u bliskim odnosima .....	14
1.1.7. Evolucijsko-ekonomski model odabira partnera .....	14
1.1.8. Hipoteza o uparivanju na temelju sličnosti s roditeljem suprotnog spola .....	15
1.1.9. Model nasumičnog uparivanja.....	16
1.2. Mjerenje sličnosti .....	19
1.2.1. Dijadni indeksi.....	20
1.2.2. Stereotipna točnost.....	26
1.3. Dosadašnji nalazi istraživanja asortativnog uparivanja.....	30
1.3.1. Asortativno uparivanje u crtama ličnosti.....	31
1.3.2. Moderator razine asortativnog uparivanja.....	35
1.3.3. Posljedice asortativnog uparivanja .....	37
1.4. Mehanizmi asortativnog uparivanja .....	39
2. CILJ, PROBLEMI I HIPOTEZE ISTRAŽIVANJA .....	44
3. METODA .....	48
3.1. Prikupljanje izvora literature .....	48
3.1.1. Digitalne baze podataka.....	48
3.1.2. Pretraga referenci.....	50
3.1.3. Pretraživanje po autorima .....	54
3.1.4. Obrnuta pretraga referenci .....	54
3.1.5. Pretraživanje časopisa.....	54
3.2. Kriteriji za odabir prikupljenih izvora literature .....	55
3.3. Kodiranje odabranih izvora literature.....	56
3.4. Statistički postupci za obradu podataka .....	66
4. REZULTATI .....	74

4.1. Pearsonov koeficijent korelacije (VCA) .....	74
4.1.1. Ispitivanje efekata kontrolnih varijabli na procjenu sličnosti.....	74
4.1.1.1. Zavisne veličine efekata.....	75
4.1.1.2. Nezavisne veličine efekata.....	75
4.1.2. Glavna analiza .....	77
4.1.2.1. Moderatorske analize .....	79
4.1.2.2. Slučajni parovi .....	84
4.1.2.3. Stereotipna točnost.....	84
4.1.2.4. Idealna (željena) sličnost .....	85
4.1.2.5. Longitudalna istraživanja.....	85
4.1.2.6. Pojedinačne analize za kategorije crta ličnosti .....	86
4.2. Pearsonov koeficijent korelacije (CCA).....	91
4.2.1. Glavna analiza .....	91
4.2.1.1. Moderatorske analize .....	93
4.2.1.2. Povezanost profilne sličnosti s trajanjem veze .....	95
4.2.1.3. Slučajni parovi .....	96
4.2.1.4. Stereotipna točnost.....	96
4.2.1.5. Idealna (željena) sličnost .....	97
4.2.1.6. Longitudalna istraživanja.....	97
4.2.1.7. Pojedinačne analize za kategorije crta ličnosti .....	97
4.3. Intraklasni koeficijent korelacije (VCA) .....	97
4.3.1. Ispitivanje efekata kontrolnih varijabli na procjenu sličnosti.....	97
4.3.2. Glavna analiza .....	97
4.3.2.1. Moderatorske analize .....	100
4.3.2.2. Slučajni parovi .....	104
4.3.2.3. Stereotipna točnost.....	104
4.3.2.4. Idealna (željena) sličnost .....	104
4.3.2.5. Longitudalna istraživanja.....	104
4.3.2.6. Pojedinačne analize za kategorije crta ličnosti .....	105
4.4. Apsolutna razlika.....	107
4.4.1. Glavna analiza .....	107
4.4.1.1. Moderatorske analize .....	108
4.4.1.2. Povezanost apsolutne razlike s trajanjem veze .....	111
4.4.1.3. Slučajni parovi .....	111



4.4.1.4. Stereotipna točnost.....	111
4.4.1.5. Idealna (željena) sličnost .....	112
4.4.1.6. Longitudinalna istraživanja.....	112
4.4.1.7. Pojedinačne analize za kategorije crta ličnosti .....	112
5. RASPRAVA.....	114
5.1. Razina asortativnog uparivanja u crtama ličnosti.....	114
5.1.1. Pristranost rezultata .....	116
5.1.2. Efekt korekcije za nepouzdanost mjerenja .....	117
5.2. Razina asortativnog uparivanja u specifičnim kategorijama crta ličnosti .....	118
5.3. Mehanizmi u podlozi obrasca asortativnog uparivanja .....	120
5.4. Moderator obrasca asortativnog uparivanja .....	121
5.5. Prednosti i nedostaci istraživanja .....	126
5.6. Teorijske i praktične implikacije .....	127
6. ZAKLJUČAK.....	130
7. LITERATURA .....	132
8. ILUSTRACIJE .....	176
Popis tablica.....	176
Popis slika.....	178
9. PRIVITCI .....	179
Privitak 1. Formular za kodiranje.....	179
Privitak 2. Pokazatelji podudaranja između procjenjivača za probne uzorke literarnih izvora.....	188
Privitak 3. Šire kategorije crta ličnosti u koje su grupirane specifične dimenzije.....	194
10. ŽIVOTOPIS AUTORA S POPISOM OBJAVLJENIH RADOVA .....	200
Popis objavljenih radova .....	201
Popis objavljenih poglavlja u knjigama.....	201

## 1. UVOD

Odabir partnera jedna je od najvažnijih životnih odluka koja ima značajne, opipljive i svakodnevne posljedice na ljudske živote, ali i na društvo u cjelini. U tom kontekstu, iz perspektive evolucijske psihologije, za očekivati je da će ljudi imati jasne preferencije po pitanju karakteristika koje traže kod budućih partnera (Buss i Barnes, 1986). Dosadašnja istraživanja ukazuju na priličnu interkulturalnu konzistentnost u tome koje se karakteristike ljubavnih partnera smatraju poželjnima, a koje nepoželjnima. Primjerice, gotovo univerzalno najvažnijim karakteristikama smatraju se ugodnost, inteligencija i uzbudljiva ličnost (Buss i sur., 1990). Osim toga, pronađene su dosljedne i predvidive spolne razlike. Tako primjerice, muškarci znatno više preferiraju fizičku privlačnost od žena, dok je ženama važniji financijski potencijal (Buss i sur., 1990). Ovo su primjeri takozvanih *konsenzualnih*, odnosno *direkcionalnih* preferencija (Burley, 1983; Buss i Barnes, 1986) koje ne ovise o razini tih karakteristika kod osobe koja izražava preferencije. Točnije, osoba će težiti pronalasku partnera sa što višom razinom fizičke privlačnosti, bez obzira na njezinu razinu te karakteristike. Međutim, druga važna skupina preferencija u ljubavnom kontekstu odnosi se na *relativne* preferencije za koje razina karakteristike kod potencijalnog partnera ovisi o razini te karakteristike kod osobe koja izražava preferenciju. Relativne preferencije odražavaju se u sljedećim izrekama:

*Svaka ptica svome jatu leti.*

*Suprotnosti se privlače.*

Ove dvije sasvim oprečne narodne mudrosti predstavljaju laičke teorije o prirodi formiranja ljubavnih odnosa, a svoje ekvivalente imaju i u znanosti. Ono što im je zajedničko jest implicitna pretpostavka da postoji pravilnost u uparivanju, odnosno da izbor ljubavnog partnera nije slučajan. U psihologijskom vokabularu, govorimo o *asortativnom uparivanju*, odnosno obrascu u kojem su partneri sličniji (pozitivno asortativno uparivanje, homogamija) ili različitiji (negativno asortativno uparivanje, heterogamija) no što bi se moglo očekivati kada bi uparivanje bilo slučajno (Burley, 1983; Thiessen i Gregg, 1980). Luo (2017) navodi da se asortativno uparivanje odnosi na proces u kojem se slični pojedinci privlače i ulaze u partnerski odnos te da je stoga bolji termin „sličnost“. Međutim, u ovom je radu ipak zadržan termin asortativno uparivanje jer se radi o uvriježenom nazivu (osobito u populacijskoj genetici) za obrazac koji može biti rezultat različitih procesa (Burley, 1983). Treba naglasiti da se asortativno uparivanje može odnositi na uparivanje unutar iste karakteristike (npr. bogati s bogatima, siromašni sa siromašnima), što se naziva uparivanjem unutar karakteristike (engl. *within-trait assortment*) te kroz različite karakteristike (npr. bogati s

lijepima), što se naziva uparivanjem kroz karakteristike (engl. *cross-trait assortment*). U ovom je radu fokus isključivo na prvu vrstu, odnosno uparivanje unutar iste karakteristike.

Prvo zabilježeno istraživanje asortativnog uparivanja proveo je Pearson (1903) koji je utvrdio značajnu sličnost u dugovječnosti bračnih partnera. Otada je proveden veliki broj istraživanja koja su uključivala različite domene, od fizičkih (npr. Silventoinen i sur., 2003), fizioloških (npr. Di Castelnuovo i sur., 2009) i sociodemografskih karakteristika (npr. Schwartz, 2013), do stavova, vrijednosti i crta ličnosti (Luo i Klohnen, 2005). U sljedećim će poglavljima najprije biti opisane teorije u ovom području, nakon čega se nalazi metodološko poglavlje o načinima kvantificiranja sličnosti. Treće se poglavlje odnosi na dosadašnje nalaze o asortativnom uparivanju u crtama ličnosti, uključujući i potencijalne moderatore te posljedice sličnosti. I na kraju su opisani različiti pretpostavljeni mehanizmi koji bi mogli rezultirati pronađenim obrascima uparivanja. Dosad je objavljeno nekoliko preglednih radova o asortativnom uparivanju (Epstein i Guttman, 1984; Luo, 2017; Vandenberg, 1972), međutim, narativni pregledni radovi ne mogu u potpunosti obuhvatiti veliki broj rezultata istraživanja i dati preciznu procjenu efekta, njegov varijabilitet, niti ispitati faktore koji bi mogli utjecati na veličinu tog efekta (Cooper i sur., 2009). Jedna od domena u kojoj, kao što će kasnije biti detaljnije opisano, postoji znatna heterogenost u nalazima jesu crte ličnosti. Crte ličnosti u ovom su radu definirane kao situacijski i temporalno stabilne interindividualne razlike u karakterističnim obrascima mišljenja, osjećanja i ponašanja (Larsen i Buss, 2019), dok kognitivne sposobnosti, stavovi i vrijednosti nisu uključeni u istraživanje. Kako bi se empirijski utvrdila sličnost parova u crtama ličnosti i različiti moderator tog efekta, u ovom je radu primijenjena metoda sustavnog pregleda literature. Kada je to bilo moguće, testirane su suprotstavljene hipoteze o mehanizmima u podlozi pretpostavljenog obrasca sličnosti u crtama ličnosti. Također treba naglasiti da su prikupljeni podaci objedinjeni koristeći statistički pristup, odnosno metaanalizu.

## **1.1. Teorije asortativnog uparivanja**

### *1.1.1. Teorija komplementarnih potreba*

Teorija komplementarnih potreba jedna je od rijetkih teorija prema kojoj se očekuje negativno asortativno uparivanje, a temelji se na modificiranoj i pojednostavljenoj Murrayjevoj (1938) shemi potreba (Winch i sur., 1954). Autori smatraju da, iako postoje sličnosti među partnerima u drugim varijablama (poput obrazovanja i interesa), one definiraju samo užu skupinu (engl. *field of*

*eligibles*) iz koje se, u kontekstu potreba, bira komplementarni partner (Winch i sur., 1954, 1955). Pretpostavlja se da su psihološke razlike te koje stvaraju međuzavisnost koja je potrebna za dugotrajan partnerski odnos (Brubaker, 2016). Potrebe su definirane kao cilju usmjereni nagoni, urođeni ili naučeni, koji organiziraju percepciju, apercepciju, poimanje, konaciju i akciju tako da u određenom smjeru transformiraju trenutnu nezadovoljavajuću situaciju (Murray, 1938). Ova teorija pretpostavlja da tijekom odabira partnera ljudi (svjesno ili nesvjesno) odabiru onu osobu koja ima najveći potencijal za zadovoljenje njihovih potreba. Očekivana komplementarnost (odnosno suprotnost) manifestira se na dva načina: (1) tip I, odnosno intenzitet kvalitativno iste potrebe suprotan je kod osoba A i B (npr. jedna osoba ima visoku, a druga nisku potrebu za postignućem), i (2) tip II, odnosno potreba osobe A kvalitativno<sup>1</sup> je drukčija od potrebe osobe B (npr. jedna osoba ima izraženu potrebu za dominacijom, a druga za submisivnošću). U originalnom istraživanju (Winch i sur., 1954) ispitan je vrlo mali i homogen uzorak parova (25 parova dobi od 19 do 26 godina, od kojih su svi bili bijelci te su potjecali iz srednje klase) pomoću strukturiranog i biografskog intervjua te Testa tematske apercepcije (TAT). Autori navode da su rezultati u skladu s teorijom kada su potrebe operacionalizirane kao kompozit analize sadržaja strukturiranog intervjua provedene od strane dvaju procjenjivača, pri čemu su njihove procjene uprosječene. Nalazi su vrlo slični i kada se mjerenje potreba temeljilo na konsenzusu peteročlane komisije, koja je u obzir uzimala sva tri izvora podataka (strukturirani i biografski intervjui te TAT). Nažalost, rezultati na razini pojedinih potreba prikazani su samo kao broj značajnih korelacija, a ne kao veličine efekta. Zanimljivo je da je Winch (1955) za testiranje komplementarnosti tipa I (u kojoj se očekuje suprotnost u intenzitetu iste potrebe) na razini profilne sličnosti u svim potrebama koristio i dvije metode pseudo-parova, odnosno slučajno uparivanje muškaraca i žena u uzorku (25 pseudo-parova) te sve moguće kombinacije slučajnog uparivanja muškaraca i žena (600 pseudo-parova). Iako su korelacije za prave parove bile pozitivne, bile su niže od onih za pseudo-parove (iako je razlika statistički značajna samo za mjeru analize sadržaja strukturiranog intervjua, ali ne i za holističku procjenu intervjua, biografskog intervjua i TAT-a). Treba, međutim, imati na umu da su korelacije između pravih parova bile pozitivne, ali niske (oko .10), što možda više ukazuje na pozitivno (iako niže od onog kod slučajnih parova) ili eventualno nasumično uparivanje, nego komplementarno uparivanje. Osim toga, teorija komplementarnih potreba nije dobila empirijsku potporu od drugih istraživača. Primjerice, Bowerman i Day (1956) su na uzorku od 60 zaručenih parova ili parova koji su u ozbiljnim vezama primijenili upitničku mjeru za samoprocjenu potreba. Njihovi rezultati više ukazuju na pozitivno nego na negativno asortativno uparivanje, iako su

---

<sup>1</sup>Rezultati za ovaj tip komplementarnosti, koji je ekvivalentan ranije opisanom asortativnom uparivanju kroz različite karakteristike, nisu prikazani.

prikazani na razini broja značajnih korelacija pa je nemoguće zaključiti o razini sličnosti. Schellenberg i Bee (1960) su dobili slične rezultate na uzorcima relativno novih bračnih parova i zaručnika/parova u ozbiljnim vezama. Koristili su istu mjeru potreba kao Bowerman i Day (1956) te su dobiveni indeksi na razini profilne sličnosti među svim potrebama ukazivali na sličnost, a ne na komplementarnost (oko .11). Mogući izvori razlika u dobivenim rezultatima (Winch, 1967) uključuju metodu mjerenja potreba (u originalnom istraživanju korišteni su biografski i strukturirani intervju te TAT, a u drugim dvjema replikacijama samoprocijenjena upitnička mjera) i raspon varijabli (replikacije su uključivale varijable koje nisu mjerene u originalnom istraživanju). Posljednji komentar, međutim, ne može objasniti dobivene razlike, s obzirom na to da su Schellenberg i Bee (1960) ponovili analizu samo s varijablama iz originalnog istraživanja, a rezultati i dalje nisu išli u prilog teoriji komplementarnih potreba. Osim toga, Winch (1967) navodi i neodgovarajuće ispitanike kao mogući izvor razlika. Međutim, iako su Bowerman i Day (1956) uistinu koristili predbračne parove, Schellenberg i Bee (1960) su uključili i uzorak relativno novih bračnih parova. S druge strane, Winch (1967) navodi rezultate Kerckhoffa i Davisa (1962) kao potporu teoriji, iako su oni u svom istraživanju uključili samo zaručene parove i parove u ozbiljnim vezama. Naime, Kerckhoff i Davis (1962) su prezentirali rezultate koji ukazuju na važnost komplementarnosti potreba u određenoj fazi veze. Točnije, autori su nalaze interpretirali kao potporu teoriji prema kojoj parovi prolaze niz filtera. U prvoj se fazi parovi uparuju po sličnosti u nekim osnovnim sociodemografskim karakteristikama (npr. dob, socioekonomski status, religija), zatim se uparuju po sličnosti u vrijednostima, i naposljetku se komplementarno uparuju po potrebama. Sličnu je procesnu teoriju predložio i Murstein (1976) u kojoj su sličnost i komplementarnost važne u različitim fazama odnosa. Ukratko, teorija komplementarnih potreba dobila je vrlo skromnu i slabu empirijsku podršku.

### *1.1.2. Sličnost-privlačnost paradigma i model potkrepljenja*

Unutar paradigme sličnost-privlačnost (Byrne, 1997; Byrne i Blaylock, 1963) pretpostavlja se da je sličnost općenito, pa tako i u ljubavnim odnosima, poželjna i privlačna. Taj je odnos posredovan tzv. konsenzualnim potvrđivanjem valjanosti (engl. *consensual validation*) pogleda na svijet i pronalaženjem zajedničkih mišljenja, stavova, karakteristika i slično, što je samo po sebi nagrađujuće (Byrne i Clore, 1970). Taj se pojam može prepoznati i u Festingerovoj teoriji (1954) socijalne usporedbe te podrazumijeva da svi ljudi streme socijalnoj potvrdi njihovih pogleda na svijet. Dakle, ako je sličnost povezana s potvrdom valjanosti, sličnost će biti nagrađujuća, a

posljedično i privlačna te će stoga biti temelj uparivanja u ljubavnom kontekstu. Početna su istraživanja generalno potvrdila ove pretpostavke (Byrne, 1997; Byrne i Blaylock, 1963; Byrne i Clore, 1970). Međutim, Rosenbaum (1986) je kritizirao metodologiju Byrna i suradnika zbog neuključivanja kontrolnog uvjeta, odnosno procjenu privlačnosti u situaciji kada ispitaniku nije prezentirana nikakva informacija o sličnosti stavova. Kada u eksperimentalnom nacrtu postoji takav uvjet, jedini efekt koji dostiže značajnost jest efekt *različitosti*. Zbog toga Rosenbaum (1986) predlaže *hipotezu odbojnosti* prema kojoj sličnost ne povećava privlačnost u usporedbi sa situacijom bez informacija o sličnosti stavova, ali suprotnost stavova značajno smanjuje privlačnost. Osim toga, postoji mogućnost da je efekt sličnosti u stavovima na privlačnost posredovan isključivo očekivanjem sviđanja. Naime, kada su u istom nacrtu ispitivani efekti sličnosti stavova i sviđanja koje ispitanik percipira da (prikriveni) pomoćni eksperimentator pokazuje, sličnost stavova nije imala značajan efekt na privlačnost (Aronson i Worchel, 1966; Sunnafrank, 1992). Autori stoga smatraju da je privlačnost uzrokovana reciprocitetom, odnosno da ispitanici smatraju privlačnima one osobe kojima se sviđaju, bez obzira na sličnost u stavovima. Što se tiče već formiranih parova u prirodnim uvjetima, iako Rosenbaum (1986) i Sunnafrank (1992) priznaju da postoji sličnost, navode i alternativna objašnjenja koja se svode na efekte stereotipne točnosti i socijalne homogamije, o čemu će više riječi biti kasnije. Treba također naglasiti da je ova paradigma ograničena na sličnost u stavovima te je upitna njezina primjenjivost na druge karakteristike.

### *1.1.3. Asortativno uparivanje kao mehanizam za razvoj ličnosti u odrasloj dobi*

Buss je (1984b) ponudio objašnjenje asortativnog uparivanja kao mehanizma za razvoj ličnosti u odrasloj dobi putem dva procesa. Prvi se odnosi na stvaranje korelacije između genotipa i okoline (Scarr i McCartney, 1983), odnosno aktivno kreiranje vlastite okoline, usklađene s ličnošću. Naime, ljudi nisu samo pasivni objekti smješteni u neku okolinu, već je aktivno konstruiraju (Scarr i McCartney, 1983) putem triju procesa – selekcije, evokacije i manipulacije (Buss, 1987). Prijašnja istraživanja ukazuju na kongruenciju ličnosti i odabranih situacija, pa na primjer ekstravertirani pojedinci češće odabiru socijalne situacije (Emmons i sur., 1986; Snyder i Ickes, 1985), što bi moglo potkrepljivati već postojeće karakteristike osobe te tako doprinijeti kontinuitetu ličnosti (Caspi i sur., 1989). Izbor ljubavnog partnera jedna je od najvažnijih odluka koja ima izravne posljedice na socijalnu i nesocijalnu okolinu. Odabirom sličnog partnera povećava se vjerojatnost da će i okolina osobe biti u skladu s njenim karakteristikama. Primjerice, kada se upare dvije osobe

s izraženom crtom ekstraverzije vjerojatno će češće biti okružene drugim ljudima, izlaziti i uključivati se u aktivnosti poput organiziranja društvenih događaja. Odnosno, korelacija između genotipa i okoline imat će za posljedicu korelirani odabir niša (engl. *correlated niche picking*; Scarr i McCartney, 1983), tj. korelaciju između okolina dvaju partnera. Ova hipoteza pretpostavlja da će okolina koja se stekne posredno, odabirom partnera, u slučaju uparivanja po sličnosti održavati postojeće bihevioralne tendencije osobe. S druge strane, u slučaju negativnog asortativnog uparivanja, nova će okolina djelovati u suprotnom smjeru od postojećih karakteristika ličnosti (Buss, 1984b). Drugi proces putem kojeg asortativno uparivanje može imati efekt na razvoj ličnosti odnosi se na koncept mentora (engl. *pacer*). To je osoba koja je optimalno drugačija od pojedinca te predstavlja model za njegov razvoj. Bussovo (1984b) istraživanje djelomično je testiralo prvi proces, a rezultati su u skladu s pretpostavkom. Točnije, parovi su bili slični ne samo u crtama ličnosti, već i u pojedinačnim aktivnostima i ponašanjima koje uvelike određuju njihovu okolinu. Nažalost, nije ispitan teorijski relevantan odnos između sličnosti u ličnosti i sličnosti u pojedinačnim aktivnostima, odnosno, jesu li parovi koji su sličniji u crtama ličnosti ujedno uključeni u sličnije aktivnosti te imaju li pojedinci u takvim parovima stabilnije ličnosti od onih koji su odabrali manje slične partnere? Longitudinalno istraživanje Caspija i Herbener (1990) djelomično odgovara na ova pitanja. Rezultati su pokazali da osobe koje imaju sličnije bračne partnere, imaju i stabilniju ličnost u razdoblju od 10 godina. Ovaj efekt nije artefakt stabilnosti ličnosti od adolescencije do odrasle dobi, kao ni sličnosti u dobi, obrazovanju ili socijalnoj klasi, ali bi mogao biti uzrokovan zadovoljstvom brakom. Ono što je osobito važno jest da je pronađena značajna korelacija između indeksa sličnosti u ličnosti te učestalosti uključivanja u razne aktivnosti (npr. izlazak na večeru, čitanje, aktivnosti u prirodi). Parovi koji su sličniji u ličnosti, sličniji su i u konkretnim aktivnostima. Upravo je to ključan test Bussove (1984b) hipoteze. Nadalje, čini se da bi dijeljena okolina koju partneri međusobno odabiru mogla održavati inicijalnu razinu sličnosti, barem kada se radi o vrijednostima i stavovima (Caspi i sur., 1992). Osim toga, asortativno uparivanje moglo bi imati značajne posljedice na održavanje nepoželjnih ponašajnih sklopova, poput poremećaja ophođenja (Quinton i sur., 1993).

#### 1.1.4. Teorija genetske sličnosti

Teorija genetske sličnosti<sup>2</sup> (Rushton i sur., 1984) predstavlja općenitiju verziju Hamiltonove (1964a, 1964b) teorije ukupnog reproduktivnog uspjeha. Autori su pretpostavili da funkcija ponašanja organizma nije ograničena na povećanje reproduktivnog uspjeha srodnika, već svih genetski sličnih organizama. Ovom jednostavnom modifikacijom Hamiltonove teorije omogućeno je objašnjenje širokog raspona ljudskog iskustva, poput prijateljstva, etnocentrizma i diferencijalne preferencije srodnika. Asortativno uparivanje jedan je od fenomena za koji autori smatraju da proizlazi iz ove teorije (Rushton, 1989; Rushton i Nicholson, 1988; Rushton i sur., 1984). U tom kontekstu, uparivanje po sličnosti u nekoj fenotipskoj karakteristici samo je proksimalni mehanizam čija je distalna funkcija povećanje vjerojatnosti uparivanja s genetski sličnim partnerom. Asortativno uparivanje po sličnosti predstavlja tako strategiju za maksimiziranje genetske sličnosti, uz izbjegavanje rizika povezanih sa srođivanjem<sup>3</sup> (engl. *inbreeding*). Odabir optimalno genetski sličnog partnera prema teoriji bi trebao rezultirati brojnim prednostima poput povećanog altruizma u obitelji, stabilnosti veze te veće genetske sličnosti s potomstvom. Nadalje, sve bi to trebalo dovesti do većeg roditeljskog ulaganja te plodnosti. Naime, ako su genotipi reproduktivnih partnera slični, povećana je vjerojatnost prenošenja dijeljenih gena u sljedeću generaciju. Nekoliko je nalaza koji idu u prilog ovoj teoriji. Primjerice, čini se da je pozitivno asortativno uparivanje povezano s kvalitetom braka (Russell i Wells, 1991). Osim toga, asortativno je uparivanje snažnije za heritabilnije karakteristike (Rushton i Russell, 1985; Russell i sur., 1985). Također, pronađena je sličnost parova u genima koji određuju krvne grupe (Rushton, 1988). Međutim, teoriju genetske sličnosti, kao i ponuđene empirijske nalaze koji ju potkrepljuju snažno su kritizirali mnogi autori (za detalje vidjeti Otvorene komentare u Rushton, 1989; Mealey, 1985). Kritike se uglavnom mogu sažeti u tri osnovna prigovora. Prvi je onaj teorijski da je genetska sličnost nesrodnika irelevantna za objašnjenje altruizma jer ne predviđa sličnost na drugim lokusima, odnosno samo srodstvo predviđa sličnost na drugim lokusima genotipa (Daly, 1989; Krebs, 1989), i to u poznatim vjerojatnostima (Mealey, 1985). Naime, prema Hamiltonovoj (1964a, 1964b) je teoriji altruizam mogao evoluirati kada je bio zadovoljen uvjet  $k < 1/r$ , pri čemu je  $k$  omjer koristi koje ima primatelj altruističnog čina i cijene za pomagača, a  $r$  je stupanj genetske povezanosti. Ključno je naglasiti da se  $r$  ne odnosi na proporciju zajedničkih gena, već vjerojatnost da dvije jedinice dijele altruistični gen, što se može predvidjeti samo na temelju srodstva. Drugim

---

<sup>2</sup> Slične su hipoteze iznijeli i Thiessen i Gregg (1980).

<sup>3</sup> Uparivanje bliskih srodnika, koje za posljedicu može imati *inbreeding* depresiju, odnosno drastično smanjenje podobnosti potomstva (Thiessen i Gregg, 1980).



riječima, teorija genetske sličnosti ne može objasniti evoluciju altruizma. Drugi se prigovor odnosi na metodološke i statističke probleme u koreliranju heritabilnosti i indeksa sličnosti – korelacija između heritabilnosti i indeksa sličnosti mogla bi biti spuriozna jer se za izračunavanje i jednog i drugog parametra koristi gotovo identičan nazivnik. Čak i kada ne postoji nikakva povezanost između tih dvaju parametara, moguće je dobiti pozitivnu korelaciju (za detalje vidjeti Anderson, 1989). Dodatan problem vezan je uz korištenje korelacije između roditelja i potomstva za procjenu heritabilnosti u većini istraživanja koje navodi Rushton (1989), a koja pretpostavlja izostanak asortativnog uparivanja. Drugim riječima, ukoliko je asortativno uparivanje prisutno za ispitivanu karakteristiku, dobivena korelacija između heritabilnosti i indeksa sličnosti mogla bi biti rezultat korelacije između varijance pogreške u procjeni heritabilnosti (koja je uzrokovana pozitivnim asortativnim uparivanjem) te prave varijance u procjeni sličnosti (Gangestad, 1989). Osim toga, čak i ako je prikazani efekt stvaran, postoje alternativna objašnjenja poput postupnog stvaranja genetske korelacije između preferencije za neku karakteristiku i same karakteristike (efekt koji je moguć samo za heritabilne preferencije i karakteristike; Gangestad, 1989). (3) Treći je prigovor vezan uz potencijalno pristrane analize krvi koje ukazuju na genetsku sličnost u uzorku parova koji su testirali očinstvo. Naime, rezultati su pokazali da su parovi u kojima je očinstvo potvrđeno sličniji u odabranim genetskim lokusima u podlozi krvnih grupa od parova u kojima očinstvo nije potvrđeno. Autori ovo smatraju dokazom povećane fertilitnosti sličnijih parova. Međutim, ovi su nalazi upitni jer kod genetski sličnijih parova, upravo zbog njihove sličnosti, postoji veća vjerojatnost krive potvrde očinstva, nego kod manje sličnih parova (Daly, 1989). Osim toga, Graves i Byrne (1989) smatraju da za usporedbu nije korištena odgovarajuća kontrolna skupina (nasumično upareni pojedinci u istom uzorku), već da bi se stupanj genetske sličnosti pravih parova trebao usporediti s nasumično uparenim pojedincima koji dolaze iz populacije potencijalnih partnera, a koji će biti izjednačeni po drugim važnim varijablama za koje je poznato da su temelj uparivanja po sličnosti (npr. dob, obrazovanje, religija). Druga istraživanja nisu potvrdila sličnost parova u genima koji određuju krvne grupe (Eckman i sur., 2002; Russell i Wells, 1995). Međutim, u nekoliko su istraživanja dobiveni rezultati koji ukazuju na genetsko asortativno uparivanje za pojedinačne karakteristike (Robinson i sur., 2017; Tenesa i sur., 2016; Zou i sur., 2015) te na razini cijelog genotipa (Domingue i sur., 2014; Guo i sur., 2014). S druge strane, sličnost parova na razini cijelog genotipa mogla bi biti nusprodukt socijalne stratifikacije. Naime, različite rasne, etničke i druge grupe genetski su sličnije zbog uparivanja unutar tih povijesno odvojenih skupina te bi genetska sličnost parova mogla biti rezultat uparivanja na temelju etničkog i/ili rasnog porijekla, socijalnog statusa ili geografske blizine (Abdellaoui i sur., 2014). U nešto novijem istraživanju, Rushton i Bons (2005) ispitali su hipotezu da će supružnici monozigotnih blizanaca biti međusobno

sličniji u crtama ličnosti i stavovima od supružnika dizigotnih blizanaca. Naime, ukoliko je odabir partnera djelomično određen specifičnim individualnim preferencijama, može se očekivati da će takve preferencije biti sličnije kod monozigotnih nego kod dizigotnih blizanaca. Njihovi su rezultati potvrdili ovu pretpostavku, a procijenjena je varijanca koju objašnjavaju aditivni genetski faktori između 18 i 30%, što ukazuje na to da je odabir partnera barem djelomično genetski uvjetovan. S druge strane, slična istraživanja nisu potkrijepila ovu pretpostavku (Lykken i Tellegen, 1993; Zietsch i sur., 2011).

Iako teorija genetske sličnosti nije relevantna za objašnjenje evolucije altruizma, kao ni niza fenomena za koje autori tvrde da objašnjava (npr. etnocentrizam), barem je djelomično relevantna u kontekstu asortativnog uparivanja. Naime, iako fenotipska sličnost ne mora nužno garantirati sličnost u genotipu (Hartung, 1989; Reynolds, 1989) povrh one koja je rezultat socijalne stratifikacije (Abdellaoui i sur., 2014), važna je kada se radi o vjerojatnosti prenošenja pojedinačnih gena u sljedeću generaciju. Naime, u skladu s pretpostavkom Thiessena i Gregg (1980), a kao što će detaljnije biti objašnjeno u sljedećem odlomku, asortativno uparivanje moglo bi omogućavati veću reprezentaciju gena u generaciji potomaka bez povećanja broja potomaka (Figueredo i Wolf, 2009; Wolf i Figueredo, 2011).

#### *1.1.5. Asortativno uparivanje u kontekstu Teorije životnih putova*

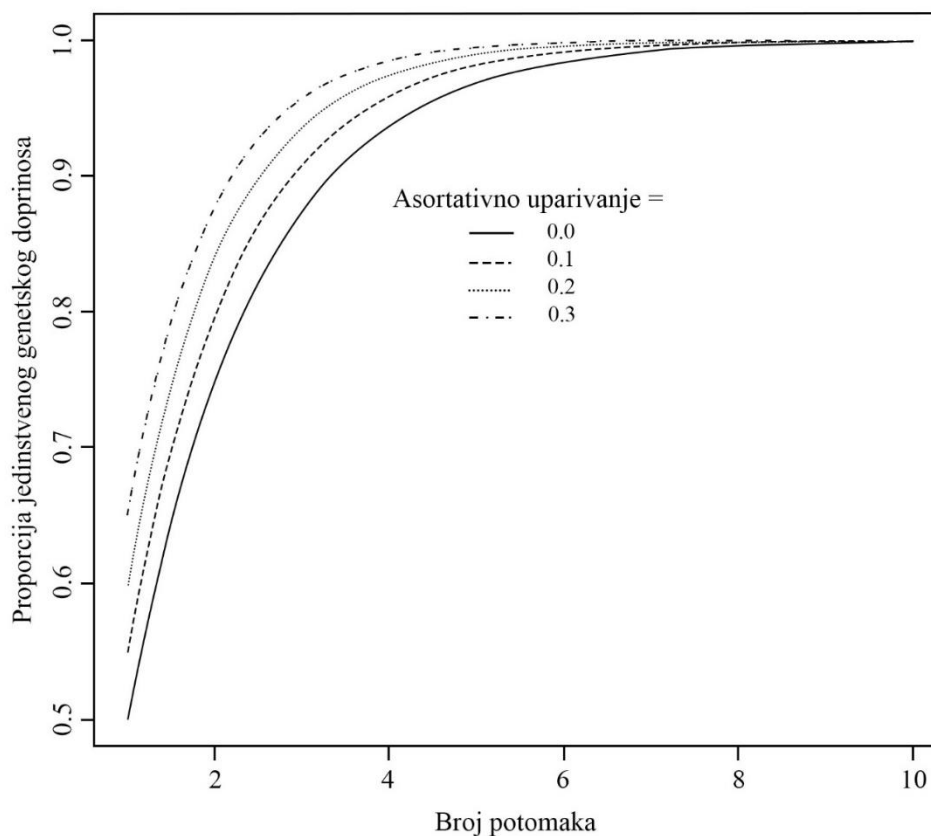
Zanimljivo objašnjenje asortativnog uparivanja (Figueredo i Wolf, 2009; Wolf i Figueredo, 2011) ponuđeno je u kontekstu Teorije životnih putova (engl. *Life history theory*; Del Giudice i sur., 2016). Ovo je evolucijska teorija srednje razine koja opisuje stratešku alokaciju bioenergetskih i materijalnih resursa u različite sastavnice ukupne reproduktivne uspješnosti. Osnovni je odabir između somatskog (ulaganje resursa u aktivnosti nužne za preživljavanje) i reproduktivnog truda (ulaganje u aktivnosti za produkciju i othranjivanje potomstva). Reproductivni se trud sastoji od truda uloženog u parenje (privlačenje i zadržavanje partnera) i roditeljskog truda (usmjereno na stvaranje i preživljavanje potomstva). Ova teorija objašnjava razlike između, ali i unutar vrsta. Primjerice, smatra se da su ljudi vrsta sa sporom strategijom koja je određena relativno kasnim spolnim sazrijevanjem, dugoročnim uparivanjem spolnih partnera, produženim razdobljem biparentalne brige te ulaganjem u kvalitetu potomstva. Istovremeno je prisutna znatna interindividualna varijacija, odnosno kod ljudi je prisutan širok spektar strategija koje su određene genetskim, okolinskim i nasumičnim efektima. Tako će neki ljudi biti usmjereni na ranu spolnu

aktivnost, pronalazak većeg broja spolnih partnera, imat će veći broj potomaka u koje neće ulagati mnogo resursa, dok će drugi postati spolno aktivni kasnije te će imati manji broj partnera i potomaka u koje će intenzivno ulagati vrijeme i resurse. Pretpostavka Teorije životnih putova je da kod organizama koji žive u teškim uvjetima, u kojima je smrtnost visoka i uglavnom uzrokovana vanjskim uzrocima te koji su nepredvidivi i teško ih je ili nemoguće kontrolirati genetski uvjetovanim razvojnim procesima, evoluiraju brza životna strategija (tzv. *r*-strategija). Za ovu je strategiju karakterističan skup ponašanja koja su usmjerena na reproduktivni trud i kvantitetu potomstva, nauštrb somatskog i roditeljskog truda. Neke od značajki ove strategije uključuju veći broj spolnih partnera, kraće trajanje ljubavnih veza, manje roditeljsko ulaganje, impulzivnost, niži altruizam i suradnju, manje traženje i pružanje socijalne podrške, nepoštivanje društvenih pravila te uključivanje u različite rizične aktivnosti. S druge strane, kod organizama koji žive u predvidivim, stabilnim i relativno sigurnim uvjetima, koje je moguće kontrolirati genetski uvjetovanim razvojnim procesima, i s uglavnom intrinzično uzrokovanom smrtnošću, evoluiraju spora životna strategija (tzv. *K*-strategija). Za ovu je strategiju karakterističan skup ponašanja koja su usmjerena na somatski trud nauštrb reproduktivnog truda. Kada se resursi ulažu u reprodukciju, radi se primarno o roditeljskom (usmjerenost na preživljavanje i kvalitetu potomstva) i nepotističkom trudu (preživljavanje srodnika). Neke su od značajki ove strategije općenito visoko ulaganje i posvećenost mnogim životnim aspektima, izražena selektivnost u odabiru partnera, monogamnost, duže trajanje ljubavnih veza, visoko roditeljsko ulaganje, altruizam i suradljivost, poštivanje društvenih pravila te primanje i pružanje socijalne podrške srođnicima i nesrođnicima. Osim toga, čini se da su i generalni faktor fizičkog i mentalnog zdravlja, kao i generalni faktor ličnosti indikatori strategije životnih putova, a u podlozi svih triju konstrukata mogao bi biti isti skup gena s pleiotropskim efektima (Figueredo i sur., 2005, 2007; Figueredo i Wolf, 2009). Teorija ne predviđa općenitu prednost niti jedne od ovih strategija, već njihova uspješnost ovisi o podudaranju s okolinom. Zato se očekuje da će različite kombinacije strategija biti normalno raspodijeljene u populaciji. Drugim riječima, ove su dvije strategije ekstremi suptilnijih varijacija koje se nalaze na tzv. *r-K* kontinuumu (Figueredo i Wolf, 2009).

U kontekstu teorije, pretpostavljeno je da uvjeti koji favoriziraju brzu životnu strategiju istovremeno favoriziraju i višu stopu genetske rekombinacije putem egzogamije, koja dovodi do nižeg roditeljskog ulaganja i većeg broja potomaka (Figueredo i Wolf, 2009; Wolf i Figueredo, 2011). Takva strategija u nepredvidivim uvjetima povećava vjerojatnost preživljavanja barem dijela većeg broja potomaka, što je i krajnji cilj genetske diverzifikacije. S druge strane, u stabilnim uvjetima koji favoriziraju sporu životnu strategiju, favorizirana je endogamija, više roditeljsko

ulaganje te niža stopa genetske rekombinacije koja za cilj ima očuvanje dobro adaptiranih genotipa. Primjerice, kod vrsta s razvijenom fakultativnom spolnosti, odnosno koje se razmnožavaju i spolnim i nespolnim putem, prvi se način pojavljuje u nestabilnim uvjetima, kao strategija za povećanje genetske varijabilnosti potomstva, što pak povećava šansu da će neki od genotipa potomaka biti dobro prilagođen takvoj okolini. S druge strane, nespolno se razmnožavanje pojavljuje u stabilnim uvjetima, a cilj mu je očuvanje genotipa koji je dobro prilagođen takvoj okolini (Wolf i Figueredo, 2011). Autori pretpostavljaju da je kod obligatorno spolnih vrsta asortativno uparivanje mehanizam analogan fakultativnoj spolnosti. Dakle, asortativno uparivanje u heritabilnim karakteristikama kod obligatorno spolnih vrsta trebalo bi biti više za organizme sa sporom, a niže za one s brzom životnom strategijom (Figueredo i Wolf, 2009; Wolf i Figueredo, 2011). Osim toga, teorija pretpostavlja da bi organizmi sa sporom životnom strategijom, u usporedbi s organizmima s brzom životnom strategijom, trebali birati partnere s višom partnerskom vrijednošću (engl. *mate value*). Naime, spora životna strategija podrazumijeva pozitivno asortativno uparivanje koje povećava rizik od homozigotnosti za štetne mutacije. Kako bi smanjili taj rizik, autori pretpostavljaju da spori stratezi pri odabiru partnera izražavaju preferenciju za višu partnersku vrijednost. Prema Teoriji pokazatelja podobnosti (engl. *Fitness indicator theory*; Miller, 2000a), partnerska vrijednost odnosno različite karakteristike koje sačinjavaju taj koncept, odražava ukupno opterećenje genotipa štetnim mutacijama. Što je osoba privlačnija, tj. ima veću partnersku vrijednost, to je genotip manje opterećen takvim mutacijama. Dakle, pojedinci sa sporom životnom strategijom, s obzirom na to da se uparuju s potencijalno genetski sličnijim partnerima, što predstavlja rizik za višu razinu homozigotnosti, pa tako i za štetne mutacije, kao protustrategiju koriste preferenciju za partnersku vrijednost (Figueredo i Wolf, 2009; Wolf i Figueredo, 2011).

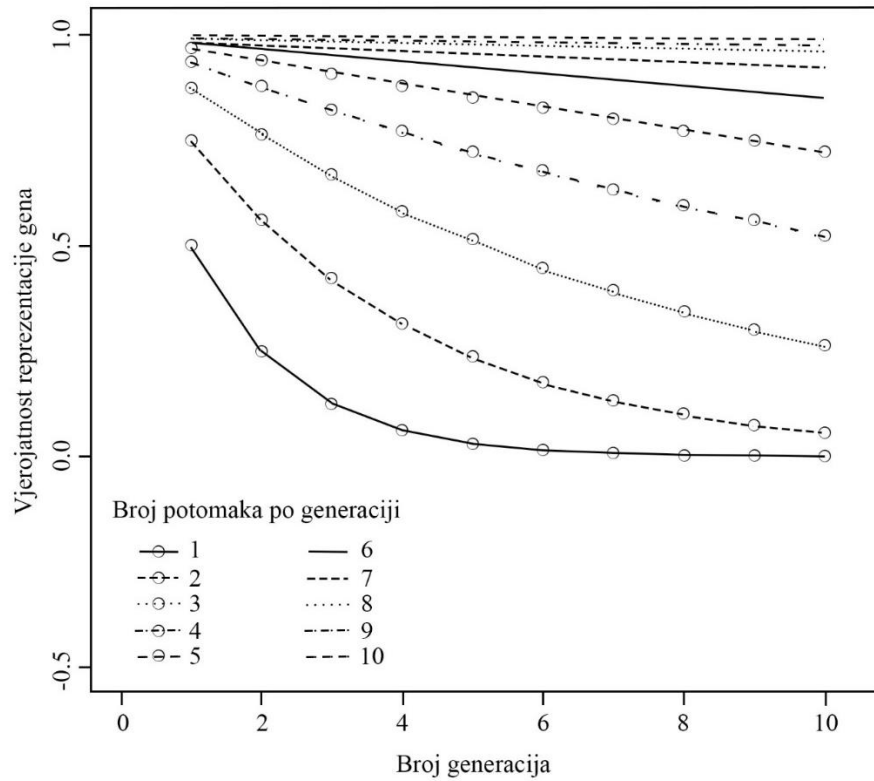
Rezultati idu u prilog ovim hipotezama (Figueredo i Wolf, 2009). Naime, parovi sa sporijom životnom strategijom uistinu su sličniji i u strategiji te u partnerskoj vrijednosti. Osim toga, parovi sa sporom životnom strategijom imaju i višu razinu partnerske vrijednosti. Svi su ovi nalazi neovisni o duljini veze, dobi i kulturi. Wolf i Figueredo (2011) su uz pomoć simulacije pokazali da strategija asortativnog uparivanja po sličnosti povećava vjerojatnost replikacije gena bez povećanja broja potomaka. Ovu funkciju spominju Thiessen i Gregg (1980), a implicirana je i u Teoriji genetske sličnosti (Rushton, 1989). Na Slici 1 prikazan je odnos između broja potomaka i vjerojatnosti reprezentacije gena za različite stupnjeve asortativnog uparivanja. Iako se razlike čine malima, njihova agregacija tijekom vremena može imati značajne posljedice, što je vidljivo



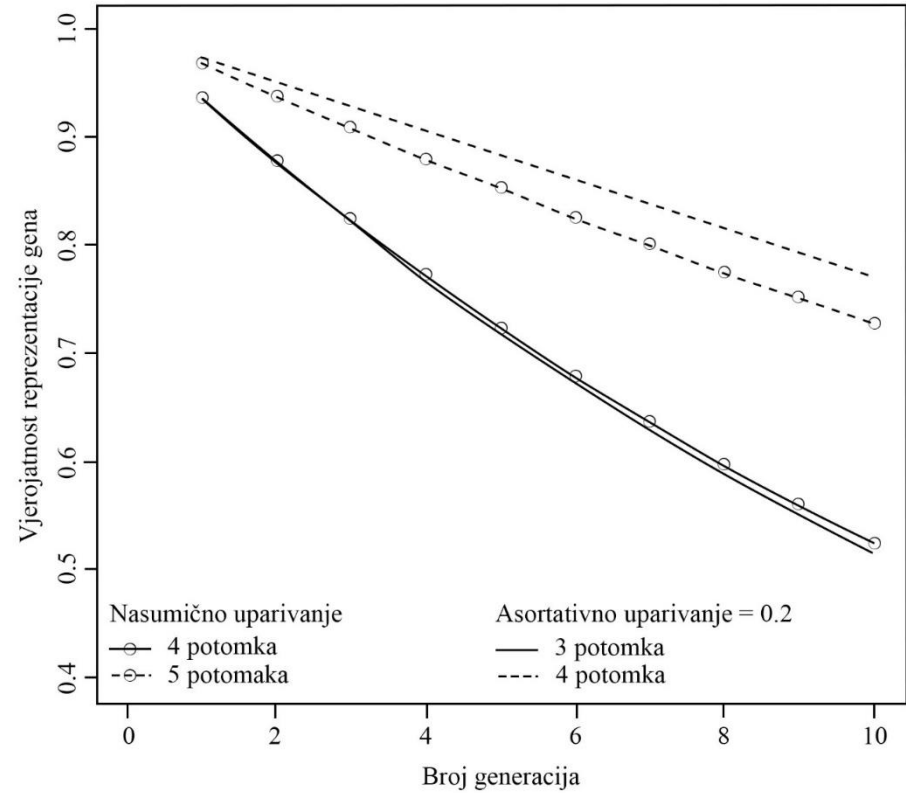
*Slika 1.* Vjerojatnost reprezentacije gena s obzirom na stupanj asortativnog uparivanja po sličnosti i broja potomaka. Koeficijenti asortativnog uparivanja odnose se na proporciju dijeljenih gena koji variraju u populaciji (preuzeto i prilagođeno od Wolf i Figueredo, 2011).

na Slici 2. Primjerice, u desetoj generaciji, uz nasumično uparivanje i četiri potomka u svakoj generaciji, vjerojatnost reprezentacije gena iznosi otprilike .5, dok je uz isti broj potomaka i stupanj asortativnog uparivanja od .2 ta vjerojatnost otprilike .8 (Slika 2b).

a)



b)



Slika 2. Genetska reprezentacija kroz generacije s obzirom na broj potomaka pod pretpostavkom a) uparivanje po sličnosti = 0; b) uparivanje po sličnosti = 0 ili .2 (preuzeto i prilagođeno od Wolf i Figueredo, 2011).

### 1.1.6. *Preferencija za sličnost kao mehanizam za facilitaciju suradnje u bliskim odnosima*

Cole i Teboul (2004) su, polazeći od evolucijske perspektive, razvili model bliskih veza u kojemu je jedan od ključnih mehanizama preferencija za sličnost. Iako je model opisan prvenstveno za prijateljske odnose, autori naglašavaju da se može primijeniti i na romantične veze. Prema ovom modelu, preferencija za sličnost evoluirani je psihološki mehanizam čija je osnovna funkcija olakšavanje suradnje u bliskim odnosima koje dovodi do tzv. *non-zero-sum gains*, odnosno situacije u kojoj obje strane više dobivaju nego što ulažu. Naime, autori navode da je temeljni problem u koordinaciji partnerskog ponašanja činjenica da postoji više mogućih rješenja. Međutim, da bi cilj bio ostvaren, oba partnera moraju odabrati isto rješenje, odnosno aktivnosti partnera moraju biti usklađene. Predloženi mehanizam koji rješava, ili barem djelomično umanjuje ovaj problem jest preferencija za sličnost. Preferencija za sličnost povećava vjerojatnost da će partneri imati slične ciljeve, ali i da će imati *zajedničko znanje*. Slični će pojedinci vjerojatnije imati slična iskustva, pretpostavke, interese i slično, a važnost takvih dodirnih točaka kada se radi o facilitaciji ostvarivanja koordiniranih ishoda pokazana je u brojnim domenama (npr. Mehta i sur., 1994). Iako je sličnost korisna u terminima percipiranog ostvarivanja ciljeva i zadovoljstva vezom (Acitelli i sur., 2001; Avivi i sur., 2009), dosad nije istražena ključna veza pretpostavljena ovim modelom, odnosno da sličnost predviđa zajedničke ciljeve te lakše usklađivanje aktivnosti potrebnih za njihovo ostvarivanje.

### 1.1.7. *Evolucijsko-ekonomski model odabira partnera*

Kirsner i suradnici (2003) su predložili evolucijski utemeljen ekonomski model prema kojem je uparivanje u romantičnim (ali i drugim odnosima) oblik socijalne razmjene. Točnije, karakteristike koje su relevantne u kontekstu romantičnog odnosa smatraju se „valutama za socijalnu razmjenu“. Prema ovom modelu, prilikom odabira partnera nije važno uparivanje u specifičnim karakteristikama, već u ukupnoj kvaliteti (npr. partnerska vrijednost). Naime, krajnji je cilj upariti se s podjednako kvalitetnim partnerom, koji naposljetku ne mora biti sličan niti u jednoj konkretnoj karakteristici. Moguće je da je korišteni proksimalni mehanizam nešto poput nagodbe i međusobne razmjene poželjnih atributa (Kirsner i sur., 2003). Uparivanje u spolno specifičnim privlačnim karakteristikama (tjelesno privlačne žene i bogati muškarci) dobar je primjer takve razmjene. Iako bi svaki pojedinac trebao težiti pridobivanju maksimalno kvalitetnog partnera, biranje sličnog partnera potencijalno je optimalnija strategija. Naime, ujedno se izbjegavaju negativne posljedice

uparivanja s mnogo nekvalitetnijim partnerom kao i odbijanje ili napuštanje od strane puno kvalitetnijeg partnera (Kenrick i sur., 1993; Kirsner i sur., 2003). Opažene sličnosti u mnogim pojedinačnim karakteristikama prema ovom su modelu nusprodukt uparivanja u općenitoj kvaliteti (Miller, 2000b). Odabir partnera na temelju partnerske vrijednosti ovisit će o: (1) vlastitoj partnerskoj vrijednosti i njejoj dinamici, (2) rasponu partnerske vrijednosti dostupnih potencijalnih partnera, i (3) rasponu partnerske vrijednosti potencijalnih rivala. Iako je pronađena sličnost u partnerskoj vrijednosti (Figueredo i Wolf, 2009), dosad nije ispitana ključna pretpostavka ovog modela. Točnije, nije poznato može li se sličnost u pojedinačnim karakteristikama (engl. *within-trait* korelacija) ili povezanost spolno specifičnih poželjnih karakteristika (engl. *cross-trait* korelacija) objasniti sličnom partnerskom vrijednošću.

#### *1.1.8. Hipoteza o uparivanju na temelju sličnosti s roditeljem suprotnog spola*

Psihoanalitička teorija (Freud, 1949) odabira partnera temelji se na Edipovom kompleksu. Prema toj teoriji, odabir partnera odrasle osobe određen je razrješavanjem privlačnosti prema roditelju suprotnog spola u djetinjstvu, tj. Edipovog, odnosno Elektrinog kompleksa. Dječaci, motivirani strahom od kastracije, obično razriješe ovaj kompleks potiskivanjem privlačnosti prema majci te poistovjećivanjem s ocem. Djevojčice, iako se sve više identificiraju s majkom, prema teoriji nikada u potpunosti ne prevladaju zavist na penisu. Zbog toga njihov superego ne dostiže razinu potrebnu za nošenje sa životnim zahtjevima. Stoga će za partnere tražiti muškarce koji su im slični kako bi zadržale integritet ega. U fazi spolnog sazrijevanja, potisnuti osjećaji prema roditeljima suprotnog spola iz djetinjstva ponovo se aktiviraju, ali se usmjeravaju prema prikladnijim objektima, odnosno vršnjacima suprotnog spola. Epstein i Guttman (1984) u svom preglednom radu navode nekoliko konceptualnih problema ove teorije, poput nedovoljno jasnog predviđanja odnosa između razrješavanja Edipovog/Elektrinog kompleksa te kasnijeg odabira partnera, upitnog statusa Edipovog kompleksa te generalizacije karakteristika specifične skupine žena na širu populaciju (za detalje vidjeti Epstein i Guttman, 1984). Empirijski nalazi također ne podržavaju pretpostavke teorije (Eckland, 1968; Epstein i Guttman, 1984).

Relativno je nedavno ponuđena teorija odabira partnera koja ima određenih sličnosti s psihoanalitičkom utoliko što predviđa sličnost prvenstveno između partnera i roditelja suprotnog spola. Naime, Bereczkei i suradnici (2002) su ponudili evolucijsko objašnjenje asortativnog uparivanja prema kojem su opažene sličnosti između partnera posljedica uparivanja s osobama koje



su slične roditeljima suprotnog spola. U podlozi je ove strategije pretpostavljeni mehanizam sličan utiskivanju. Tijekom odrastanja djeteta, slika roditelja suprotnog spola se utiskuje, a kada je dostignuta spolna zrelost, osoba će pokušati pronaći partnera sličnog tom roditelju. Sličnost među partnerima koja je pronađena u velikom broju varijabli samo je neizravna posljedica činjenice da, npr. muškarac koji traži partnericu sličnu svojoj majci, i sam dijeli 50% gena sa svojom majkom. Osim toga, kvaliteta odnosa s roditeljem tijekom djetinjstva trebala bi moderirati efekt utiskivanja. Točnije, što je odnos osobe s roditeljem u djetinjstvu bio pozitivniji, stupanj sličnosti budućeg partnera s tim roditeljem će biti viši. Funkcija ove metode uparivanja trebala bi biti optimiziranje prednosti i cijena srođivanja i odrođivanja (engl. *outbreeding*). Empirijski su nalazi u skladu s ovom hipotezom kada se radi o facijalnoj sličnosti (Berezkei i sur., 2002, 2004; Wiszewska i sur., 2007), dok su rezultati u domeni ličnosti manje jasni (Gyuris i sur., 2010). U ranije spomenutom istraživanju blizanaca te njihovih partnera i roditelja nisu pronađeni rezultati koji ukazuju na utiskivanje roditelja suprotnog spola (Zietsch i sur., 2011).

#### 1.1.9. Model nasumičnog uparivanja

Lykken i Tellegen (1993) su testirali četiri različite hipotetske strategije uparivanja (sličnost, komplementarnost, model siromaštva te idiografski model) za koje smatraju da ne mogu dobro objasniti proces odabira ljubavnog partnera. U nizu istraživanja koristili su uzorak monozigotnih i dizigotnih blizanaca, njihovih roditelja i supružnika.

U prvom su istraživanju testirane hipoteze sličnosti i komplementarnosti za širok raspon varijabli koje su obuhvatile stavove, ličnost, talente i sposobnosti, rekreacijske i vokacijske interese. U uzorak su bili uključeni svi ljubavni parovi, odnosno blizanci sa supružnicima te njihovi roditelji. Najviše su dobivene korelacije, osim u dobi, u karakteristikama koje pripadaju dimenziji religioznosti-konzervatizma. Iako su sve korelacije (od 88 varijabli) bile pozitivne, što ide u prilog hipotezi sličnosti, a ne komplementarnosti, većinom su bile vrlo niske ( $53\% < .20$ , a samo je 10 koeficijenata  $> .30$ ). Autori smatraju da tako niske korelacije, uz činjenicu da velika većina ovih konstrukata nije ortogonalna, ne mogu adekvatno objasniti izbor specifičnog partnera. Primjerice, za osobu s prosječnim rezultatom na dvjema varijablama A i B, kod kojih je pronađen indeks sličnosti od .50, ali koje su istovremeno statistički nezavisne ( $r_{AB} = 0$ ), odabir partnera na temelju tih dviju varijabli sužava odabir na 94% osoba suprotnog spola. Dok je za monozigotne blizance lako pronaći pet varijabli koje su međusobno nezavisne, a u kojima blizanci koreliraju .90 te koje

omogućavaju precizno uparivanje pravih blizanaca u velikoj skupini ljudi, takve su varijable u kontekstu ljubavnih parova nepoznate. Autori naglašavaju da „sva literatura o sličnosti parova ne može eliminirati više od polovice potencijalnih partnera“ (Lykken i Tellegen, 1993, str. 59). Drugim riječima, zbog toga što su pronađene razine sličnosti u različitim karakteristikama niske i što su te karakteristike međuzavisne, autori smatraju da hipoteza sličnosti kao temelj odabira partnera ne objašnjava dobro izbor konkretnog partnera. Odnosno, kada bismo imali informaciju o rezultatima osobe koja traži partnera i grupe od 100 osoba suprotnog spola u ispitivanim karakteristikama, mogli bismo eliminirati oko 50% te grupe, ali ne i pronaći odgovarajućeg partnera.

Što se tiče modela jednakosti (engl. *just deserts* ili *equity model*), autori smatraju da se radi o komponenti hipoteze sličnosti. Ovaj model pretpostavlja da se ljudi uparuju po sličnosti u globalnoj procjeni partnerske vrijednosti, ekvivalentan ranije spomenutom evolucijsko-ekonomskom modelu. Međutim, u ovom kontekstu problematični su rezultati istraživanja koji ukazuju na subjektivnu percepciju partnerske vrijednosti, koja je u usporedbi s vanjskim opažaćima puno viša (npr. Murstein, 1976). Partnerska bi vrijednost barem u nekoj mjeri mogla biti posljedica, a ne uzrok odabira partnera. Osim toga, autori ne smatraju da bi ova dodatna varijabla značajno suzila odabir partnera kada bi se pridružila ostalim kriterijima odabira (s kojima je statistički povezana), jer ne očekuju da bi sličnost u partnerskoj vrijednosti prelazila .50. Zaključuju da bi ovaj model eventualno mogao objasniti tko se *neće upariti*, odnosno koji potencijalni partneri ne zadovoljavaju kriterije, ali ne može objasniti konkretan odabir.

Model siromaštva, ili zadnje prilike (engl. *poverty* ili *last chance model*), pretpostavlja da ljudi zapravo nemaju toliki broj opcija kada se radi o odabiru partnera. Najčešće su ograničeni na manji broj ljudi iz najbliže okoline (npr. škola, posao, kvart), koji su ionako slični po velikom broju karakteristika (ovo implicira mehanizam socijalne homogamije, o čemu će više riječi biti kasnije). S obzirom na to da je odabir partnera ograničen na ovaj način, opažena je sličnost u brojnim karakteristikama očekivana. Međutim, što se tiče odabira konkretnog partnera, ova teorija pretpostavlja da ljudi ne biraju uistinu, već da prihvaćaju prvu ozbiljnu ponudu koja se pojavi u periodu života kada je osoba zainteresirana za stupanje u dugotrajan i stabilan partnerski odnos. Autori smatraju da ovaj model dobro objašnjava situacije koje su prevladavale tijekom Pleistocena, kada je broj potencijalnih partnera bio vrlo ograničen.

Idiografski model odabira partnera pretpostavlja da svaki pojedinac ima zaseban i karakterističan skup kriterija pri odabiru partnera. Budući da su praktički sve karakteristike, uključujući i

preferencije, barem djelomično heritabilne, hipoteza koja proizlazi iz ovog modela je da bi supružnici monozigotnih blizanaca trebali biti međusobno sličniji od supružnika dizigotnih blizanaca. Odnosno, očekuje se da će monozigotni blizanci imati sličnije idiosinkratske preferencije što će rezultirati višom sličnošću između partnera monozigotnih nego dizigotnih blizanaca. Korišten je isti uzorak kao i ranije, ali je analiza ograničena na potpune parove supružnika blizanaca. Ispitan je gotovo isti široki raspon varijabli (74 od početnih 88). Izračunate su apsolutne razlike između standardiziranih vrijednosti na svim varijablama. Te su apsolutne razlike zatim rangirane te je za svaku varijablu izračunat prosjek svih parova koje je pak moguće pretvoriti u korelacije. Rezultati pokazuju da su korelacije vrlo niske za parove supružnika monozigotnih (.14) i dizigotnih blizanaca (.11), osobito u usporedbi s parovima monozigotnih blizanaca (.57). Zapravo, njihove su sličnosti bliže nasumičnim parovima supružnika monozigotnih blizanaca (.06). Čak ni kada se promatraju korelacije za pojedinačne karakteristike ne uočavaju se sustavno više korelacije između supružnika monozigotnih u usporedbi sa supružnicima dizigotnih blizanaca. Kao što je ranije navedeno, za razliku od Rushtona i Bons (2005), Zietsch i suradnici (2011) također nisu opazili značajan genetski utjecaj na odabir partnera. Oni taj nalaz djelomično objašnjavaju činjenicom da, u usporedbi s drugim odabirima (poput pušenja, hrane i sl.), odabir partnera zahtijeva reciprocitet. Drugim riječima, odabir partnera ne odražava samo osobne preferencije, već i kompleksne interakcije između karakteristika potencijalnih partnera (poput partnerske vrijednosti).

Nadalje, u radu Lykkena i Tellegena (1993) također je ispitano odobravaju li više te smatraju li odabir partnera svog brata/sestre monozigotni blizanci sličnijim od dizigotnih blizanaca. Radi usporedbe, ispitane su i druge vrste odabira (npr. godišnji odmor, odjeća, namještaj). Za sve vrste odabira, *osim za odabir partnera*, blizanci su se uglavnom percipirali sličnima i uvelike su odobravali odabire svoga brata/sestre. Monozigotni blizanci procjenjivali su se sličnijima i više su odobravali odabire svoga brata/sestre od dizigotnih blizanaca. Međutim, kada se radi o odabiru partnera nije pronađena takva pravilnost. Sličan je upitnik primijenjen i na supružnike blizanaca u kojem su trebali procijeniti sličnost različitih odabira (godišnji odmor, odjeća, prijatelji) kod parova blizanaca (dakle, svoga supružnika i njegovog brata/sestre). Također, trebali su procijeniti svoje osjećaje prema bratu/sestri supružnika kada su ih prvi put upoznali. Rezultati uglavnom ukazuju na veću sličnost monozigotnih od dizigotnih blizanaca za različite vrste odabira. Međutim, kada se radi o procjenama sviđanja, ne uočava se takva razlika između supružnika monozigotnih i dizigotnih blizanaca.

Autori smatraju da ovakvi rezultati ukazuju na temeljnu napravnost u odabiru partnera, koja je vrlo oprečna zakonitosti u drugim odabirima, karakterističnoj za ljudsko ponašanje. Koliko je autorici poznato, ovo je jedini model ljubavnih veza koji pretpostavlja *nasumično* uparivanje. Lykken i Tellegen (1993) predlažu teoriju koja je kompatibilna s njihovim nalazima, a koja pretpostavlja da je povezivanje parova kod ljudi u velikoj mjeri slučajno i da se temelji na romantičnoj zaljubljenosti. Naime, dok je mirnija, partnerska ljubav (engl. *companionate love*) evoluirala kod ljudi kako bi osigurala preživljavanje i kvalitetu potomstva, zaljubljenost je pretpostavljeni mehanizam za *povezivanje* parova (engl. *pair bonding*), koji stvara iluziju odabira partnera. Općenito, nije važno tko se uparuje s kim jer će temeljni evolucijski cilj, odnosno produkcija i othranjivanje potomstva biti ostvaren ako je žena mlada i zdrava, a muškarac snažan i dobar „hranitelj obitelji“. Nije potrebna selektivnost u kontekstu individualnih karakteristika, ali je nužna specifična i jedinstvena povezanost između jednog muškarca i jedne žene. Autori smatraju da zaljubljenost brzo formira takvu vezu između dvoje ljudi i održava je dovoljno dugo (barem u većini slučajeva) dok se ne razvije dugotrajnija spona koja se temelji na partnerskoj ljubavi. Zabilježeno trajanje zaljubljenosti u periodu od dvije do četiri godine (npr. Fisher, 1992; Liebowitz, 1983; Tennov, 1999) odražava strategiju za održavanje partnerske veze barem dok ne završi laktacijski period za jednog potomka. Autori ne pretpostavljaju konkretan mehanizam koji je u podlozi zaljublivanja, izuzev toga da se izbjegava prevelika razlika u partnerskoj vrijednosti te važnosti uzvraćenosti osjećaja (odnosno da se inicijalna privlačnost pretvara u zaljubljenost u trenutku reciprociteta).

## 1.2. Mjerenje sličnosti

Dijadni indeksi, koji se još nazivaju pokazateljima, indikatorima, indeksima sličnosti ili mjerama profilne sličnosti parova ukazuju na podudaranje između dvaju skupova rezultata (Kenny i sur., 2006). Osim podudaranja rezultata osobe A i osobe B (*ostvarena sličnost*<sup>4</sup>) te rezultata osobe A i rezultata idealnog partnera osobe A (*idealna* ili *preferirana sličnost*) koji su relevantni za ovo istraživanje, dijadni se indeksi mogu koristiti za operacionalizaciju podudarnosti sljedećih kombinacija rezultata:

- samoprocjene osobe A i procjene osobe A od strane osobe B (*točnost percepcije*),

---

<sup>4</sup> U ovom radu, sličnošću se smatra i podudaranje između samoprocjena dvaju partnera, kao i između njihovih međusobnih procjena (u literaturi se ovaj odnos naziva slaganje, engl. *agreement*).

- samoprocjene osobe A i njene procjene osobe B (*pretpostavljena* ili *percipirana sličnost*),
- samoprocjene osobe A i njena procjene kako misli da bi ju neka druga osoba procijenila (*metapercepcija*),
- (samo)procjene osobe A i nekog ranije utvrđenog kriterija (npr. klinička procjena, selekcijski postupak pri zapošljavanju).

Kada je riječ o interpretaciji dijadnih indeksa, važno je naglasiti nekoliko ograničenja (Cronbach i Gleser, 1953): (1) sličnost nije generalna značajka nekog para, odnosno sličnost u jednoj dimenziji može biti potpuno nepovezana sa sličnošću u nekoj drugoj. O sličnosti u ličnosti na općenitoj razini može se zaključivati samo u slučaju korištenja sveobuhvatnih mjera poput upitnika za procjenu crta Petofaktorskog modela ili većeg broja instrumenata koji mjere različite karakteristike. Međutim, čak ni takva mjera ne zahvaća sve dimenzije u kojima parovi mogu biti slični (npr. vrijednosti, stavovi). (2) Korištenje dijadnih indeksa za mjerenje sličnosti nužno zanemaruje dio informacija koje pružaju prikupljeni podaci. Primjerice, Pearsonov koeficijent korelacije zanemaruje razlike u visini rezultata između partnera, kao i raspršenje (detaljnije objašnjeno u sljedećem poglavlju). (3) Dijadni indeksi nemaju značenje u apsolutnom, već samo u relativnom smislu, a osim sličnosti, mogu odražavati težinu (npr. u mjerama izvedbe) ili popularnost čestica (npr. u upitničkim mjerama). S tim u vezi, kasnije će detaljnije biti opisan koncept *stereotipne točnosti*.

### 1.2.1. Dijadni indeksi

Kenny i suradnici (2006) dijadne su indekse podijelili u tri skupine, a u tu su kategorizaciju dodani indeksi i iz drugih relevantnih izvora. Međutim, kao što i sami autori navode, gotovo bilo koja mjera povezanosti može se koristiti kao dijadni indeks tako da se ovaj popis ne može smatrati iscrpnim.

1. Indeksi koji se temelje na razlikama među partnerima i čija viša vrijednost ukazuje na *nižu* sličnost među partnerima:
  - a. **Diskrepanca**, odnosno zbroj apsolutnih razlika podijeljen s brojem mjera (npr. Cronbach i Gleser, 1953; Kenny i sur., 2006).
  - b.  $d^2$ , odnosno zbroj kvadriranih razlika među mjerama (Kenny i sur., 2006). Kvadriranje ima za posljedicu umjetno povećavanje većih razlika (npr. razlika među

originalnim rezultatima  $3 - 1 = 2$ , postaje 4, a  $5 - 1 = 4$ , postaje 16; Cronbach i Gleser, 1953).

- c. **Distanca** (udaljenost), odnosno korijen zbroja kvadriranih razlika (ili korijen od  $d^2$ ). Često se navodi kao superiornija mjera, ne samo u usporedbi s drugim mjerama koje se temelje na razlikama (Kenny i sur., 2006), već i općenito (npr. Carroll i Field, 1974; Cronbach i Gleser, 1953).
2. Indeksi koji se temelje na sličnostima među partnerima, a čija viša vrijednost ukazuje na *višu* sličnost među partnerima:
- a. **Pearsonov koeficijent korelacije  $r$**  između rezultata muškaraca i žena (Kenny i sur., 2006). Ovaj je indeks najčešće kritiziran zbog zanemarivanja razlika u visini profila. Međutim, pokazalo se da je gotovo jednako točan kao intraklasni koeficijent, a u nekim uvjetima točniji od McCraevovog indeksa profilnog slaganja (McCrae, 2008).
  - b. **Spearmanov koeficijent rang-korelacije  $\rho$**  i **Kendallov koeficijent rang-korelacije  $\tau$**  za konstrukte mjerene na ordinalnoj skali (Cronbach i Gleser, 1953).
  - c. **Cattellov (1949)  $r_p$  indeks** koji je matematički vrlo sličan distanci, ali interpretacijski blizak koeficijentu korelacije (Cronbach i Gleser, 1953). Iako za razliku od Pearsonovog koeficijenta korelacije uzima u obzir razlike u visini profila, nije osjetljiv na ekstremne vrijednosti. Drugim riječima, jednako tretira razliku  $56 - 44 = 12$  i  $78 - 66 = 12$ , iako su ponekad konceptualno važnije razlike u srednjem rasponu vrijednosti rezultata (McCrae, 2008).
  - d. **McCraev (1993) indeks profilnog slaganja  $I_{pa}$**  koji odražava distancu među procjenama, ali i ekstremnost rezultata. Kada profili sadrže više od dva elementa, može se pretvoriti u koeficijent profilnog slaganja  $r_{pa}$  (McCrae, 2008). Treba naglasiti da je ovaj indeks osmišljen kao mjera slaganja između dva opažača. Iako se može koristiti kao mjera sličnosti između dviju osoba, potreban je oprez s obzirom na to da se visoke vrijednosti koje ukazuju na sličnost mogu dobiti i po slučaju (McCrae, 1993).
  - e. **Kovarijanca**, odnosno zbroj umnožaka razlika između rezultata i aritmetičke sredine za svaku varijablu podijeljen s veličinom uzorka umanjenom za jedan (ili nestandardizirana korelacija; Kenny i sur., 2006).
  - f. **Intraklasni koeficijent korelacije** (Kenny i sur., 2006) koji se može izračunati na tri načina: pomoću analize varijance, pomoću metode dvostrukog unosa (engl.

*double-entry method*) te pomoću višerazinskog modeliranja (za više detalja vidjeti Kenny i sur., 2006).

3. Indeksi koji impliciraju uzročnu povezanost među partnerima:

a. **Regresijski koeficijent** (Kenny i sur., 2006).

Za detaljnije informacije o statističkim svojstvima ovih (i drugih) indeksa te njihovim prednostima i nedostacima, čitatelje se upućuje na relevantne izvore (Butler, 1983; Carroll i Field, 1974; Cronbach i Gleser, 1953; Kenny i sur., 2006; McCrae, 2008; Skinner, 1978).

Dijadne je indekse također moguće podijeliti na one koji omogućavaju nomotetsku i one koji omogućavaju idiografsku analizu (Kenny i sur., 2006), što se u literaturi (npr. Luo i Klohn, 2005) često naziva pristupom usmjerenim na varijable (engl. *variable-centered approach*, odsad u tekstu VCA) i pristupom usmjerenim na parove (engl. *couple-centered approach*, odsad u tekstu CCA). Naime, nomotetski ili VCA pristup rezultira deskriptivnim pokazateljem sličnosti svih parova u nekom uzorku (npr. Pearsonov koeficijent korelacije) u nekoj karakteristikici. Drugim riječima, takav pristup ne daje informaciju o sličnosti svakog pojedinog para u uzorku. To svojstvo može biti nedostatak ukoliko je istraživač zainteresiran za varijabilnost u sličnosti parova ili prediktivnu vrijednost sličnosti u predviđanju, primjerice, razine zadovoljstva vezom. S druge strane, idiografski ili CCA pristup omogućava upravo takve analize jer je dijadni indeks izračunat za svaki par posebno (Kenny i sur., 2006). Naravno, ovaj pristup omogućava i nomotetsku analizu jednostavnim izračunavanjem neke od mjera centralne tendencije i raspršenja za varijablu sličnosti parova. U Tablicama 1 i 2 na hipotetskim su podacima prikazana ova dva pristupa. Na primjeru Pearsonovog koeficijenta korelacije može se reći da VCA pristup podrazumijeva podudaranje *među svim partnerima* u čestici ili ukupnom rezultatu, a CCA podudaranje *među česticama* mjernog instrumenta za svaki pojedini par.

Tablica 1. Primjer izračunavanja dijadnog indeksa koristeći VCA pristup

	Ukupan rezultat	
	Muškarac	Žena
Par 1	31	29
Par 2	26	27
Par 3	35	29
Par 4	15	20
Par 5	25	21
Par 6	29	20
<i>r<sub>VCA</sub></i>	<b>.68</b>	

*Napomena.*  $r_{VCA}$  – Pearsonov koeficijent korelacije s VCA pristupom.

Nomotetski pristup može biti primijenjen i na način da su korelacije na razini cijelog uzorka izračunate za svaku pojedinu česticu nekog upitnika (Kenny i sur., 2006), što omogućava ispitivanje diferencijalne sličnosti za različite čestice. Takve se analize gotovo nikada ne koriste u istraživanjima sličnosti parova u crtama ličnosti, dok je ranije navedena sličnost u ukupnom rezultatu na razini cijelog uzorka izrazito zastupljena. Treba naglasiti da spomenuti nomotetski pristup, u kojem su izračunate korelacije zasebno za svaku česticu, daje vrlo slične rezultate kao ranije opisani idiografski pristup uz određene korekcije (kontroliranje diferencijalne visine rezultata u nomotetskoj analizi te stereotipne točnosti u idiografskoj analizi, detaljnije opisane kasnije; Kenny i Winquist, 2001).

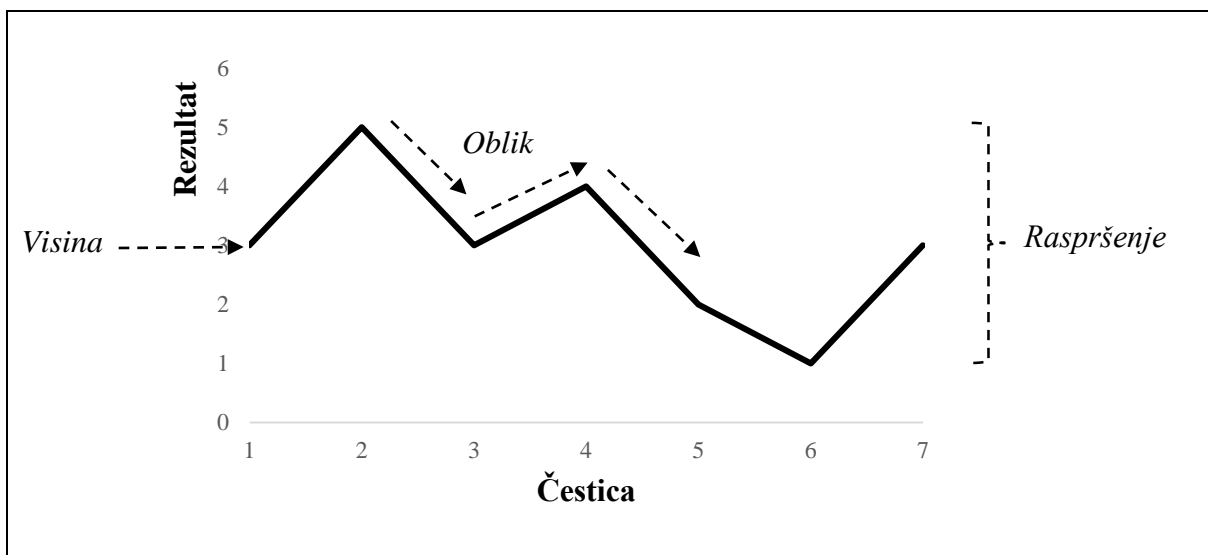
Tablica 2. Primjer izračunavanja dijadnog indeksa koristeći CCA pristup

	<b>M1</b>	<b>Ž1</b>	<b>M2</b>	<b>Ž2</b>		<b>Mn</b>	<b>Žn</b>
Čestica 1	4	5	2	5		4	4
Čestica 2	1	2	1	1		3	2
Čestica 3	1	3	4	4	...	1	3
Čestica 4	2	4	4	2		3	2
Čestica 5	2	5	3	3		3	1
<b><i>r</i><sub>CCA</sub></b>	<b>.78</b>		<b>.24</b>			<b>.08</b>	

*Napomena.* M – muškarac; Ž – žena; *r*<sub>CCA</sub> – Pearsonov koeficijent korelacije s CCA pristupom.

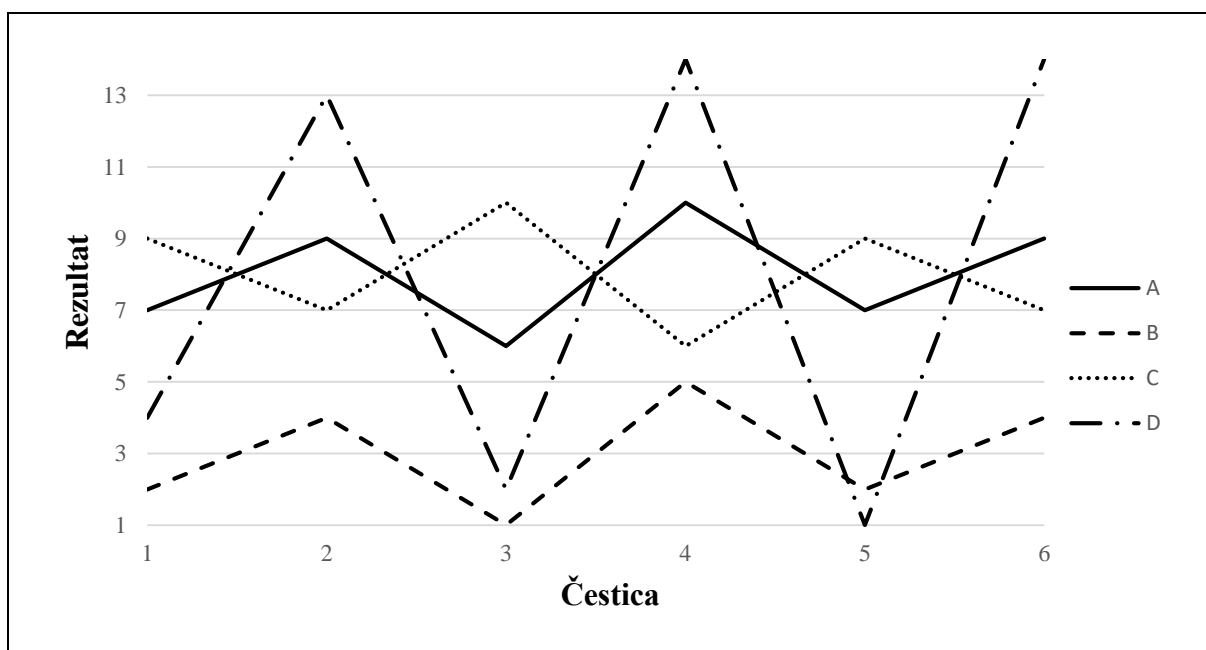
Tri su osnovna čimbenika koja utječu na procjenu sličnosti (Cronbach i Gleser, 1953; Kenny i sur., 2006), a dijadni se indeksi razlikuju prema tome kako tretiraju svaki od tih čimbenika. *Visina* (engl. *level*) se odnosi na prosječnu vrijednost svih čestica, *raspršenje* (engl. *spread*) na varijabilitet rezultata kroz sve čestice, a *oblik* (engl. *shape*) na obrazac razlika od jedne čestice do druge (Slika 3).





Slika 3. Tri čimbenika sličnosti parova.

Za ilustraciju, na Slici 4 prikazana su četiri hipotetska profila, odnosno profil A koji će u ovom primjeru biti referentni profil za usporedbu te tri profila (B, C i D) koja se od njega razlikuju u jednom od triju elemenata. Profili A, C i D imaju identične aritmetičke sredine, odnosno visinu profila. Profili A, B i C imaju isto raspršenje, dok je vidljivo da profil D ima puno veću varijaciju od jedne do druge čestice. Profili A i B imaju identičan oblik, D im je vrlo sličan, dok je C potpuno suprotan.



Slika 4. Hipotetski profili za ilustraciju efekata visine, raspršenja i oblika profila na različite dijadne indekse.

U Tablici 3 prikazani su neki osnovni dijadni indeksi za parove A-B, A-C i A-D. Pearsonov koeficijent korelacije na razini cijelog uzorka (VCA) nije moguće izračunati s obzirom na to da uzorka u ovom slučaju nema. Na razini para (CCA), ovaj indeks u obzir uzima samo sličnost u obliku, što je vidljivo u visokim apsolutnim vrijednostima. Zanimljivo je da su profili A i D prema ovom indeksu gotovo savršeno slični, a A i C sasvim suprotni, iako su na razini čestica profili A i C bliži jedan drugom. Tu činjenicu odražavaju diskrepanca i distanca, indeksi prema kojima je par A i C najbliži. Apsolutna razlika u ukupnom rezultatu pak odražava samo visinu, što je vidljivo u tome da je najrazličitiji par prema tom indeksu par A-B, iako imaju identičan oblik i raspršenje, dok su druga dva para savršeno slična. Što se tiče koeficijenta intraklasne korelacije i McCraevovog indeksa profilnog slaganja, vidljivo je da uzimaju u obzir sve tri komponente profila.

Tablica 3. Dijadni indeksi za hipotetske profile iz primjera prikazanog na Slici 2.

Dijadni indeks	A i B	A i C	A i D
<i>r<sub>VCA</sub></i>	-	-	-
<i>r<sub>CCA</sub></i>	1.00	-1.00	.94
<i>r<sub>ICCDE</sub></i>	-.52	-1.00	.44
<i>I<sub>pa</sub></i>	-.19	.41	.11
<i>AD</i>	5.00	0.00	0.00
<i>D</i>	5.00	2.67	4.33
<i>d</i>	12.25	6.93	10.86

*Napomena.* *r<sub>VCA</sub>* – Pearsonov koeficijent korelacije s VCA pristupom; *r<sub>CCA</sub>* – Pearsonov koeficijent korelacije s CCA pristupom; *r<sub>ICCDE</sub>* – koeficijent intraklasne korelacije (ovdje izračunat metodom dvostrukog unosa); *I<sub>pa</sub>* – McCraevov indeks profilnog slaganja; *AD* – apsolutna razlika u ukupnom rezultatu; *D* – diskrepanca (zbroj apsolutnih razlika podijeljen s brojem čestica); *d* – distanca (korijen zbroja kvadriranih razlika).

Na pitanje koji od dijadnih indeksa odabrati, može se odgovoriti samo s obzirom na specifično istraživačko pitanje. Odnosno, izbor indeksa ovisi o tome koji se od elemenata profila smatra relevantnim za procjenu sličnosti. U Tablici 4 prikazan je pregled dijadnih indeksa te koji od čimbenika obuhvaćaju.

Tablica 4. Pregled dijadnih indeksa te čimbenika profila rezultata koje uključuju

Dijadni indeks	Visina	Raspršenje	Oblik
Diskrepanca	✓	✓	✓
$d^2$	✓	✓	✓
Distanca (udaljenost)	✓	✓	✓
Apsolutna razlika u ukupnom rezultatu	✓	✗	✗
Pearsonov koeficijent korelacije $r$	✗	✗	✓
Spearmanov koeficijent rang-korelacije $\rho$ i	✗	✗	✓
Kendallov koeficijent rang-korelacije $\tau$	✓	✓	✓
Cattelov $r_p$ indeks	✓	✓	✓
McCraeov indeks/koeficijent profilnog slaganja	✓	✓	✓
$I_{pa}/r_{pa}$	✓	✓	✓
Kovarijanca	✗	✓	✓
Intraklasni koeficijent korelacije	✓	✓	✓
Regresijski koeficijent	✗	✗	✓

### 1.2.2. Stereotipna točnost

Važan faktor koji može umjetno povećati dijadni indeks je stereotipna točnost (engl. *stereotype accuracy*) ili normativnost odgovora (Furr, 2008). Naime, parovi se mogu činiti sličnima samo zato što su davali stereotipne, odnosno tipične odgovore (Cronbach, 1955; Cronbach i Gleser, 1953; Kenny i sur., 2006; Kenny i Winquist, 2001). Preferencije hrane klasičan su primjer za demonstraciju ovog fenomena. Primjerice, visoka korelacija za preferiranu hranu između partnera može se dobiti samo zato što ljudi općenito više vole sladoled od brokule. Drugim riječima, kada efekt stereotipne točnosti nije kontroliran u dijadnom indeksu, nije moguće razaznati je li razina sličnosti pokazatelj prave sličnosti, specifične za neki par, ili odražava generalnu sličnost koju dijele svi pripadnici ljudske vrste ili neke kulture (Kenny i sur., 2006). Tipična mjera stereotipne točnosti je korelacija između aritmetičkih sredina čestica za muškarce i žene (u Tablici 5 ta je korelacija .916). Stereotipna točnost ne rezultira samo umjetnim povećavanjem dijadnih indeksa, već i dovodi do pristranosti u njihovim korelacijama s drugim mjerama (Kenny i sur., 2006). Neki autori smatraju da se to može objasniti psihološkim značenjem koje ima normativnost, odnosno stereotipnost profila (Furr, 2008; Wood i Furr, 2016). Naime, normativnost profila usko je povezana sa socijalnom poželjnošću i vrlo vjerojatno odražava općenitu psihološku prilagođenost. S obzirom na to da su zavisne varijable u istraživanjima sličnosti parova (npr. Luo i Klohnen, 2005) vrlo često upravo one koje u nekoj mjeri odražavaju prilagođenost (poput zadovoljstva vezom), dobiveni bi efekti mogli biti spuriozni.

Postoji nekoliko načina za kontroliranje efekta stereotipne točnosti:

1. **Formiranje pseudo-parova**, odnosno uparivanje rezultata ispitanika sa rezultatima drugih ispitanika u uzorku koji nisu njihovi pravi partneri (Kenny i Acitelli, 1994; Kenny i sur., 2006). Prednost ovog pristupa osobito je važna za dijadne indekse koji se temelje na razlikama među partnerima. Naime, ovi indeksi nemaju „prirodne“ vrijednosti s kojima bi se mogao usporediti dobiveni dijadni indeks kako bi se utvrdilo je li sličnost viša od one koja bi se mogla očekivati po slučaju (kao što to primjerice ima koeficijent korelacije kod kojeg se dobiveni indeks uspoređuje s nulom; Kenny i sur., 2006). Nedostaci ove strategije su vremenska i kompjutacijska zahtjevnost te nestabilnost rezultata – prosječna sličnost u uzorku slučajnih parova drukčija je za svaki novi slučajni uzorak (Kenny i Acitelli, 1994; Kenny i sur., 2006).

U literaturi se pojavljuje nekoliko različitih verzija ove metode. Kenny i suradnici (2006) navode slučajno uparivanje svakog ispitanika s nekim drugim ispitanikom koji nije njegov pravi partner. Tako će svaki pravi par, osim njihove stvarne sličnosti, imati dva nova rezultata – sličnost muškarca sa slučajnom partnericom te sličnost žene sa slučajnim partnerom. Ova se dva rezultata zatim uprosječe i predstavljaju pseudo-sličnost za taj par. Drugi su autori koristili nešto složeniju i zahtjevniju metodu formiranja pseudo-parova (npr. Gonzaga i sur., 2007, 2010). Naime, svaki je ispitanik uparen *sa svim ostalim ispitanicima suprotnog spola*, osim sa svojim pravim partnerom. Primjerice, ukoliko je u uzorku 50 parova, svaki će muškarac biti uparen s 49 žena te će za svako uparivanje biti izračunat dijadni indeks, a na kraju njihov prosjek. Isti postupak bit će proveden za sve žene u uzorku. Osim toga, u literaturi se spominje i metoda slučajnog uparivanja većeg broja parova no što je pravih parova u uzorku (Kardum, Hudek-Knezevic, Gračanin i Mehic, 2017; Kardum, Hudek-Knezevic, Schmitt i Covic, 2017). U ovoj se metodi dobiveni dijadni indeksi ne pridružuju pravim parovima, već se uspoređuju prosječne sličnosti pravih i slučajnih parova. Farley i Mueller (1978) su pak formirali uzorak „umjetnih parova“ spajajući ispitanike koji nisu bili u vezi, a koji je po dobi izjednačen uzorku pravih parova.

2. **Oduzimanje aritmetičke sredine čestice od originalnih rezultata prije izračunavanja dijadnog indeksa** (vidjeti Tablicu 5; Kenny i Acitelli, 1994; Kenny i sur., 2006). Za svaku česticu koja je uključena u upitnik potrebno je izračunati aritmetičku sredinu posebno za muškarce i žene (ako se radi o dijadama koje nije moguće razlikovati po nekoj karakteristici, tzv. nerazlučive dijade (engl. *indistinguishable dyads*), poput najboljih prijatelja istog spola, može se izračunati zajednička aritmetička sredina). Odgovarajuća se aritmetička sredina čestice oduzme od originalnog rezultata svakog pojedinog ispitanika i tek se nakon tog postupka izračunava dijadni indeks. Kao što je vidljivo u Tablici 5,

kontrola stereotipne točnosti može značajno smanjiti (ali teoretski i povećati) dijadni indeks. Vrlo sličan pristup predlaže i Furr (2008) u čijoj se terminologiji sličnost profila korigiranih za aritmetičke sredine naziva *distinktivnom sličnošću*. Ono što je specifično za njegov analitički okvir jest naglasak na rastavljanju ukupne (nekorigitirane sličnosti) na različite komponente, odnosno *normativnost* (ili stereotipnost) profila ne smatra se artefaktom kojeg treba ukloniti, već sastavnim dijelom šireg koncepta sličnosti. Drugim riječima, distinktivna sličnost nije „čista“ mjera sličnosti, već samo jedna od komponenti koja, zajedno s ostalima, čini ukupnu sličnost profila. Taj je pristup na tragu Funderove (2001) kritike korekcije za stereotipnu točnost koja penalizira visoke dijadne indekse za parove koji su vrlo slični, ali čiji su profili prosječni. Naime, Funder smatra, osobito u kontekstu točnosti percepcije ličnosti, da je korištenje stereotipnog odgovaranja prilikom procjene druge osobe temeljna karakteristika dobrog procjenjivača.

Tablica 5. Hipotetski podaci za ilustraciju efekta stereotipne točnosti na dijadni indeks (preuzeto iz Kenny i sur., 2006)

Čestica	Dijada										Prosjek	
	I		II		III		IV		V		M	Ž
	M	Ž	M	Ž	M	Ž	M	Ž	M	Ž		
A	4	3	3	5	2	4	2	3	4	5	3.0	4.0
B	5	5	7	6	4	3	6	7	4	3	5.2	4.8
C	7	8	6	7	6	5	7	6	5	6	6.2	6.4
D	6	5	4	3	5	6	5	4	4	3	4.8	4.2
E	3	3	3	4	2	3	3	4	5	4	3.2	3.6
F	4	4	2	5	1	2	2	3	3	2	2.4	3.2
<i>r</i>	<b>.924</b>		<b>.583</b>		<b>.783</b>		<b>.883</b>		<b>.752</b>		<b>.916<sup>a</sup></b>	
<i>r'</i>	<b>.371</b>		<b>.447</b>		<b>.627</b>		<b>.604</b>		<b>.690</b>		<b>-</b>	

*Napomena.* *r* – korelacija između rezultata; *r'* – korelacija korigirana za stereotipnu točnost oduzimanjem aritmetičkih sredina čestica od originalnih rezultata.

<sup>a</sup> Mjera stereotipne točnosti.

- Oduzimanje diferencijalno ponderiranih aritmetičkih sredina od originalnih rezultata prije izračunavanja dijadnog indeksa** (Kenny i Acitelli, 1994). Ovo je nešto kompleksnija verzija prethodno opisane korekcije koja u obzir uzima individualnu varijaciju u zastupljenosti stereotipne točnosti. Točnije, ranije opisani postupak implicira da svi ispitanici u uzorku imaju jednaku sklonost normativnom ili tipičnom odgovaranju. S druge strane, Kenny i Acitelli (1994) su razvili strategiju u kojoj se daje različita težina aritmetičkoj sredini s obzirom na stupanj u kojem pojedinac daje stereotipne odgovore. Prvi je korak izračunavanje regresijskih koeficijenata za svakog ispitanika, koji predstavljaju

stupanj u kojem osoba daje tipično muške i tipično ženske odgovore. Sve čestice pojedinog muškarca predstavljaju zavisnu, odnosno kriterijsku varijablu u regresijskoj analizi, a aritmetičke sredine odgovora na pojedinim česticama, izračunate zasebno za muškarce i žene, predstavljaju nezavisne, odnosno prediktorske varijable. Ista je analiza ponovljena za svakog pojedinog ispitanika. Dobiveni regresijski koeficijenti služe kao ponderi za izračunavanje novih, korigiranih rezultata za muškarce:

$$M' = M - b_{MM}M_M - b_{M\check{Z}}M_{\check{Z}},$$

za žene:

$$\check{Z}' = \check{Z} - b_{\check{Z}M}M_M - b_{\check{Z}\check{Z}}M_{\check{Z}}$$

Pri čemu je

- $M$  - originalni rezultat pojedinog muškarca,
- $M'$  - rezultat pojedinog muškarca korigiran za stereotipnu točnost,
- $\check{Z}$  - originalni rezultat pojedine žene,
- $\check{Z}'$  - rezultat pojedine žene korigiran za stereotipnu točnost,
- $b_{MM}$  - regresijski koeficijent pri predviđanju originalnog rezultata muškarca pomoću stereotipnog odgovaranja muškaraca u uzorku. Predstavlja tendenciju pojedinog muškarca da daje tipično muške odgovore,
- $b_{M\check{Z}}$  - regresijski koeficijent pri predviđanju originalnog rezultata muškarca pomoću stereotipnog odgovaranja žena u uzorku. Predstavlja tendenciju pojedinog muškarca da daje tipično ženske odgovore,
- $b_{\check{Z}\check{Z}}$  - regresijski koeficijent pri predviđanju originalnog rezultata žene pomoću stereotipnog odgovaranja žena u uzorku. Predstavlja tendenciju pojedine žene da daje tipično ženske odgovore,
- $b_{\check{Z}M}$  - regresijski koeficijent pri predviđanju originalnog rezultata žene pomoću stereotipnog odgovaranja muškaraca u uzorku. Predstavlja tendenciju pojedine žene da daje tipično muške odgovore.

Dijadni indeks izračunat na novim rezultatima korigiran je za stereotipnu točnost. Međutim, Kenny i suradnici (2006) navode kako se ova kompleksna i vremenski zahtjevna metoda ne

razlikuje znatno od ranije opisane i puno jednostavnije metode korigiranja čestica oduzimanjem aritmetičke sredine.

4. **Standardiziranje rezultata prije izračunavanja dijadnog indeksa** (Dyrenforth, 2010; Dyrenforth i sur., 2010), pri čemu se koriste ukupne aritmetičke sredine i standardne devijacije za cijeli uzorak.

### 1.3. Dosadašnji nalazi istraživanja asortativnog uparivanja

U kontekstu uparivanja ljubavnih parova kod ljudi, pozitivno asortativno uparivanje je pravilo. Sličnost partnera pronađena je za cijeli niz karakteristika, od dobi do opsega ručnog zgloba (Vandenberg, 1972). U suprotnosti s ovim konzistentnim obrascem za vrlo raznolike karakteristike, jest velika varijacija u stupnju sličnosti. Najviša sličnost pronađena je za sociodemografske karakteristike, poput dobi (.70 do .90), obrazovanja (.40 do .60; Kardum i sur., 2019; Luo, 2017), rase i religijske denominacije (Rosenfeld, 2008). Partneri su uglavnom umjereno slični u vrijednostima (.10 do .40) i stavovima (.40 do .70; Luo, 2017), pri čemu je često pronađena visoka sličnost za političke i religijske stavove (npr. .63 i .75; Watson i sur., 2004). Srednje vrijednosti u sličnosti pronađene su i za kognitivne sposobnosti (.20 do .40; Luo, 2017; Vandenberg, 1972). Asortativno uparivanje za generalni faktor inteligencije iznosi otprilike .40, dok je snažnije za verbalne sposobnosti (oko .50) u usporedbi s neverbalnim (oko .30; Plomin i Deary, 2015). Tjelesne karakteristike poput visine, težine i indeksa tjelesne mase uglavnom pokazuju niske do srednje razine sličnosti (0 do .30; Hur, 2003; Stulp i sur., 2017; Vandenberg, 1972), dok je fizička privlačnost iznimka (.49; Feingold, 1988). Također, čini se da ljubavni parovi imaju viši stupanj facijalne sličnosti od slučajnih parova (Hinsz, 1989). Pozitivna korelacija (-.01 do .24; Voracek i sur., 2007) među partnerima pronađena je čak i za omjer kažiprsta i prstenjaka (2D:4D), koji predstavlja indikator prenatalne izloženosti androgenim hormonima. Zanimljivo je da je sličnost među partnerima pronađena i za negativne karakteristike poput konzumacije alkohola (oko .40), pušenja (.18 do .43; Agrawal i sur., 2006; Boomsma i sur., 1994), zloupotrebe sredstava ovisnosti (Low i sur., 2007), antisocijalnog ponašanja (oko .55; Krueger i sur., 1998), nasilnih zločina (.40; Frisell i sur., 2012), psihijatrijskih dijagnoza (od  $\approx$  .15 za bipolarni poremećaj i anoreksiju do  $\approx$  .47 za autizam; Nordsletten i sur., 2016) te rizičnih faktora za ishemijsku bolest srca koji uključuju fizičke i fiziološke varijable, ali i navike (.06 do .23; Di Castelnuovo i sur., 2009).

### 1.3.1. *Asortativno uparivanje u crtama ličnosti*

U ovom će poglavlju biti navedeni nalazi samo nekih istraživanja jer, osim što bi iscrpan i obuhvatan narativni pregled bilo gotovo nemoguće napraviti, bio bi i vrlo nepraktičan i nečitljiv. Kada se radi o crtama ličnosti, pozitivno asortativno uparivanje također je prisutno, međutim, efekti su većinom niski do umjereni, a koeficijent korelacije rijetko prelazi .30 (Kardum i sur., 2019; Luo, 2017). Sasvim očekivano, najčešće su istraživane dimenzije iz Petofaktorskog modela ličnosti, a rezultati su vrlo raznoliki. Na globalnoj razini sličnosti u svim crtama Petofaktorskog modela, Luo i Klohnen (2005) na uzorku novih bračnih parova nisu pronašli značajno višu profilnu sličnost za prave parove (.30) u usporedbi sa slučajnima (.31), dok su Gonzaga i sur., (2007) pronašli takvu razliku (.42 za prave i .22 za slučajne parove). Što se tiče pojedinačnih crta, na uzorku koji je uključivao 291 novi bračni par (Watson i sur., 2004), uglavnom u kasnim dvadesetim godinama, korelacije su većinom niske i statistički neznačajne kako za samoprocjene, tako i za procjene partnera (-.10 do .07). Iznimke su značajne negativne korelacije za ekstraverziju za obje metode procjene (-.17 i -.14) te pozitivna za otvorenost kada su korištene samoprocjene (.13). Autori su također ispitali korelacije među latentnim faktorima muškaraca i žena koji su bili određeni samoprocjenama i procjenama partnera. Ova metoda rezultirala je višim i statistički značajnim indeksima sličnosti za neuroticizam (.21), ugodnost (.23) i otvorenost (.32) te ekstraverziju (-.17). Na istom uzorku parova, Luo i Klohnen (2005) ispitali su sličnost koristeći pristup usmjeren na parove. Iako su prosječni indeksi profilnih sličnosti uglavnom viši nego kod Watsona i suradnika (2004), nisu se pokazali značajno višima od onih pronađenih kod slučajnih parova. Osim toga, nije repliciran obrazac negativnog uparivanja za ekstraverziju za koju su dobiveni najniži indeksi sličnosti (.06 kod pravih i .14 kod slučajnih parova). Parovi su nešto sličniji u neuroticizmu (.17) te puno sličniji u otvorenosti (.42), savjesnosti (.44) i ugodnosti (.59). Botwin i suradnici (1997) su također koristili uzorak od 107 novih bračnih parova kod kojih nije pronađena značajna sličnost na temelju samoprocjena niti za jednu crtu (-.04 do .12) osim savjesnosti (.20). S druge strane, kada su korištene procjene partnera, jedina je značajna korelacija bila ona za ekstraverziju, i to negativna (-.23). Ostali indeksi sličnosti kretali su se od .02 za emocionalnu stabilnost do .12 za savjesnost i intelekt-otvorenost. Zanimljivo je da je sličnost izraženija kada su korištene procjene intervjue. Iako su korelacije za surgenciju (ekstraverziju), savjesnost i emocionalnu stabilnost i dalje niske i statistički neznačajne (.09 do .11), za ugodnost (.44) i intelekt-otvorenost (.67) su znatno više. Na još jednom uzorku od 148 novih bračnih parova, Watson i suradnici (2014) nisu pronašli značajnu sličnost niti za jednu od crta Petofaktorskog modela (od -.13 za neuroticizam do .07 za savjesnost i ekstraverziju), osim za otvorenost (.33).



Istraživanje Botwina i suradnika (1997) je, osim uzorka bračnih parova, uključivalo i uzorak 59 nevjenčanih parova koji su bili studenti preddiplomskih studija. Korelacije su neznačajne za sve crte na temelju samoprocjena (-.24 za emocionalnu stabilnost do .12 za intelekt-otvorenost) te procjena partnera (-.11 za emocionalnu stabilnost do .22 za ugodnost te intelekt-otvorenost). Jedine značajne korelacije u ovom uzorku pronađene su kada su korištene procjene intervjuera za ugodnost (.32) i intelekt-otvorenost (.54), dok se ostale kreću od -.11 za emocionalnu stabilnost do .26 za savjesnost. O sličnim niskim i neznačajnim korelacijama izvještavaju i Watson i suradnici (2014) koji su na uzorku od 62 mlada nevjenčana para pronašli najnižu korelaciju za ekstraverziju (-.11), a najvišu za ugodnost (.15). Na globalnoj razini sličnosti u svim crtama Petofaktorskog modela, Gonzaga i suradnici (2007) na uzorku od 66 mladih nevjenčanih parova nisu pronašli značajno višu sličnost (.21) od one prisutne kod slučajnih parova (.19).

U ranije spomenutom istraživanju Watsona i suradnika (2004), korelacije između različitih crta ličnosti u nekim su slučajevima više nego za istu crtu. Primjerice, apsolutna vrijednost negativne korelacije između neuroticizma žene te ugodnosti i savjesnosti muškarca bila je viša nego pozitivna korelacija između neuroticizma obaju partnera. Također, ugodnost muškarca snažnije je pozitivno povezana sa savjesnošću i negativno s neuroticizmom žene nego s njenom ugodnosti. Autori smatraju da bi ovakvi obrasci povezanosti mogli biti odraz uparivanja psihološki prilagođenih pojedinaca, što je u skladu s evolucijsko-ekonomskim modelom odabira partnera (Kirsner i sur., 2003). McCrae i suradnici (2008) pronašli su niske ali konzistentne korelacije između savjesnosti i ekstraverzije te neuroticizma kod žena i introverzije kod muškaraca. Ova je tema istraživački zanimljiva, ali izvan dometa trenutnog istraživanja.

Nekoliko je istraživanja ispitivalo asortativno uparivanje u uzorcima izvan SAD-a. Na španjolskom uzorku od 244 para prosječne dobi ranih tridesetih godina, pronađene su značajne pozitivne korelacije za sve crte (od .20 za neuroticizam do .29 za otvorenost i savjesnost), osim za ekstraverziju (.07; Escorial i Martín-Buro, 2012). S druge strane, na češkom uzorku od 49 mladih parova u ranim dvadesetim godinama (Štěrbová i sur., 2017), uz savjesnost (.49), najviša sličnost dobivena je za ekstraverziju (.35). Značajna je korelacija pronađena i za otvorenost (.27), ali ne i za emocionalnu stabilnost (.07) te ugodnost (.05). McCrae i suradnici (2008) ispitali su sličnost u crtama Petofaktorskog modela u četiri kulture (SAD, Češka, Rusija, Nizozemska). U starijem i mlađem nizozemskom poduzorku dobivene su značajne pozitivne korelacije za sve crte Petofaktorskog modela (između .10 i .15), pri čemu je nešto viša za otvorenost (od .17 do .25). Srednje vrijednosti za podatke iz SAD-a, Češke i Rusije slične su nizozemskima – od .07 za neuroticizam do .20 za otvorenost. U trima kulturama bili su dostupni podaci i za facete domena

Petofaktorskog modela. Na toj su razini rezultati puno varijabilniji, npr. koeficijent za facetu N3: depresivnost uglavnom je konzistentno pozitivan, dok za N1: anksioznost nije. Slični se primjeri mogu pronaći i među facetama ostalih crta. Najviše korelacije pokazuje O6: vrijednosti, što je u skladu s ranije spomenutim nalazima u području stavova i vrijednosti. Za neke su facete pronađene niske negativne korelacije (N2: ljutita hostilnost, E3: asertivnost, S2: organiziranost), koje bi mogle biti rezultat metode procjene (međusobna procjena partnera). Također, postoje indikacije da se na razini faceta mogu pronaći puno snažniji indikatori sličnosti nego na razini domena. Iako postoje suptilne kulturalne razlike, autori napominju da bi to mogao biti artefakt brojnih drugih faktora poput razlika u instrumentima, uzorkovanju i statističkom tretiranju podataka.

Kao što je vidljivo iz ovog nepotpunog narativnog pregleda koji uključuje samo nekoliko istraživanja ograničenih na Petofaktorski model ličnosti, praktički je nemoguće steći općeniti dojam o obrascu asortativnog uparivanja po crtama ličnosti. Naime, kako se, između ostalih faktora, multicipliraju vrste crta ličnosti, metode njihove procjene i vrste uzoraka, postaje sve teže pomiriti različite nalaze istraživanja. Primjerice, za crtu neuroticizma pronađeni su indeksi sličnosti sve od -.13 do .26 (Watson i sur., 2014), za ekstraverziju od -.23 (Botwin i sur., 1997) do .35 (Štěrbová i sur., 2017), za otvorenost od .04 (McCrae i sur., 2008; Watson i sur., 2004, 2014) do .42 (Luo i Klohnen, 2005), za ugodnost od -.07 (Watson i sur., 2004, 2014) do .59 (Luo i Klohnen, 2005), a za savjesnost od -.17 (McCrae i sur., 2008) do .49 (Štěrbová i sur., 2017). Možda je najkonzistentniji nalaz onaj za otvorenost, pri čemu većina istraživanja pokazuje najviši stupanj sličnosti u toj dimenziji (Kardum i sur., 2019).

Što se tiče crta ličnosti izvan Petofaktorskog modela još je teže utvrditi općenitu zakonitost u obrascu uparivanja. Za crte Eysenckovog modela ličnosti, rezultati su također heterogeni. Iako neka istraživanja crta Petofaktorskog modela ukazuju na potencijalno negativno uparivanje za ekstraverziju (npr. Luo i Klohnen, 2005), u kontekstu Eysenckovog modela korelacije su uglavnom blizu nule (-.04 do .09; Colom i sur., 2002; Dubuis-Stadelmann i sur., 2001; Nagoshi i sur., 1992) ili pozitivne (.23 do .39; Buss, 1984a; Mascie-Taylor i Vandenberg, 1988). Za crtu neuroticizma većinom su pronađene niske pozitivne korelacije (od .00 do .07; Buss, 1984a; Mascie-Taylor i Vandenberg, 1988), a nešto više za psihoticizam (od .12 do .33; Colom i sur., 2002; Nagoshi i sur., 1992), kao i za skalu laganja (od .16 do .24; Buss, 1984a; Mascie-Taylor i Vandenberg, 1988). Na razini subskala, korelacije za crte iz Višedimenzionalnog upitnika ličnosti (engl. *Multidimensional Personality Questionnaire*) kreću se od .00 za kontrolu (Hur, 2003) i postignuće (Humbad, Donnellan, Iacono, McGue i Burt, 2010) do .26 (Hur, 2003) i .49 za tradicionalizam (Humbad, Donnellan, Iacono, McGue i Burt, 2010). Na razini nadređenih faktora, korelacije se kreću od .08

i .09 za poduzetnu (engl. *agentic*) i komunalnu pozitivnu emocionalnost (engl. *communal positive emotionality*) do .22 i .23 za negativnu emocionalnost i inhibiciju (Humbad, Donnellan, Iacono, McGue i Burt, 2010). Za pozitivan i negativan afekt mjeren Skalom pozitivne i negativne aktivacije (engl. *Positive and Negative Affect Schedule*) uobičajene su dosta niske korelacije među partnerima, između otprilike .05 i .20 (Watson i sur., 2004, 2014). Niska pozitivna sličnost pronađena je i za maskuline crte (.12 do .18; Buss, 1984a; Gaunt, 2006), dok su za femininost rezultati raznoliki te se kreću od niskih negativnih (-.07 i -.06 za pozitivnu femininost i femininost – verbalnu agresivnost) do niskih pozitivnih (.11 za femininost – zajedništvo; Buss, 1984a; Gaunt, 2006).

Asortativno uparivanje ispitano je za još mnoge modele crta ličnosti, s priličnim varijacijama u pronađenoj razini sličnosti. Primjerice, Nagoshi i suradnici (1992) koristili su Pridjevsku provjernu listu (engl. *Adjective Check List*) te su dobili korelacije od -.08 za introverziju-ekstraverziju do .46 za interpersonalnu negativnost. U Bussovom (1984a) istraživanju korištene su samoprocjene, procjene partnera te procjene intervjueira na Skali interpersonalnih pridjeva (engl. *Interpersonal Adjective Scales*). Korelacije su se kretale od -.17 za društvenost do .42 za proračunatost kada su korištene samoprocjene, od -.15 za submisivnost do .47 za toplinu kada su korištene procjene partnera te od -.28 za dominantnost do .42 za svadljivost kada su korištene procjene intervjueira. Indeksi sličnosti za crte iz Kalifornijskog inventara ličnosti (engl. *California Psychological Inventory*), kreću se od -.23 za komunalnost do .45 za dominantnost, za crte iz Jacksonove Istraživačke skale ličnosti (engl. *Personality Research Form*) od .07 za potrebu za njegovanjem do .23 za potrebu za postignućem, za crte iz Skale interpersonalne ovisnosti (engl. *Interpersonal Dependency Scales*) od .05 za emocionalno oslanjanje do .13 za autonomiju i samopoštovanje, a za crte iz Skale samosvjesnosti (engl. *Self-Consciousness scales*) od .03 za privatnu i javnu samosvijest do .16 za socijalnu anksioznost (Buss, 1984a). Vrlo niske pozitivne korelacije pronađene su i za dimenzije temperamenta poput fleksibilnosti-rigidnosti, raspoloženja, ritmičnosti u spavanju, hranjenju i dnevnim navikama (od .07 do .12), dok su za opću razinu aktivnosti, razinu aktivnosti tijekom sna, prilaženje-povlačenje, distraktibilnost te upornost statistički neznačajne (od -.04 do .06; Dubuis-Stadelmann i sur., 2001). Nešto više korelacije obično se pronalaze za crtu traženja uzbuđenja. Primjerice, za ukupan rezultat na ovoj crti dva su istraživanja pronašla korelaciju od otprilike .45 (Bratko i Butković, 2003; Glicksohn i Golan, 2001). Što se tiče subskala, korelacije su obično najniže za traženje uzbuđenja i pustolovina (od .07 do .15), a najviše za traženje iskustava i doživljaja (od .29 do .51) i dezinhibiciju (od .28 do .46). Rezultati su raznoliki

za podložnost dosadi (od .14 do .31; Bratko i Butković, 2003; Glicksohn i Golan, 2001; Lesnik-Oberstein i Cohen, 1984).

Kao što je ranije navedeno, pozitivno asortativno uparivanje nije ograničeno na poželjne karakteristike. To vrijedi i za crte Tamne trijade, konstelaciju triju socijalno nepoželjnih dimenzija interindividualnih razlika. Štoviše, korelacije između partnera konzistentno su pozitivne te uglavnom umjerene veličine. Za kompozit Tamne trijade sličnost je oko .30 (Kardum, Hudek-Knezevic, Schmitt i Covic, 2017; Veronica Smith i sur., 2014). Za psihopatiju su pronađene korelacije od .26 do .39, pri čemu je moguće da uparivanje po sličnosti postoji samo u nekim subskalama. Primjerice, sličnost je pronađena za primarnu ( $r = .33$ ), ali ne i za sekundarnu psihopatiju ( $r = .13$ ; Savard i sur., 2011) te za subskale kriminalne tendencije ( $r = .26$ ) i neobuzdani životni stil ( $r = .29$ ), ali ne i za interpersonalnu manipulaciju ( $r = .09$ ; Kardum, Hudek-Knezevic, Gračanin i Mehic, 2017). Za crtu makijavelizma obično su pronađene najviše korelacije između partnera (.28 do .40), što bi moglo imati veze s njegovom sličnosti sa stavovima (Kardum, Hudek-Knezevic, Schmitt i Covic, 2017; Veronica Smith i sur., 2014). Nalazi su heterogeni za narcizam za koji su ponekad pronađene pozitivne (.20), a nekad negativne korelacije (-.23; Kardum, Hudek-Knezevic, Schmitt i Covic, 2017; Veronica Smith i sur., 2014). Na velikom uzorku od 982 para sličnost je pronađena čak i za brojne dimenzije iz MMPI-ja koje se kreću od niskih korelacija (npr. .04 za psihasteniju i .05 za mušku rodnu ulogu) do umjerenih (npr. .28 za psihopatsku devijaciju i .30 za cinizam; Han i sur., 2003). Prilično visoka razina sličnosti pronađena je za autistične crte. Tako je, na primjer, u strukturalnom modelu dobivena korelacija od .53 između latentnih faktora muškaraca i žena za kvantitativni autistični fenotip, definiran samoprocjenama i procjenama člana obitelji (De la Marche i sur., 2015).

### 1.3.2. *Moderatori razine asortativnog uparivanja*

U literaturi se spominju faktori koji bi mogli utjecati na opaženu razinu sličnosti. Potencijalni efekti trajanja veze, sociodemografskih varijabli te idealne nasuprot ostvarene sličnosti koji se očekuju prema hipotezama konvergencije, socijalne homogamije i aktivnog uparivanja detaljnije će biti opisani kasnije u poglavlju *Mehanizmi asortativnog uparivanja*. Osim njih, predloženi su i drugi potencijalni moderatori poput statusa veze i kulture. Što se tiče statusa veze, pronađene su vrlo male razlike između nevjenčanih i vjenčanih parova, u očekivanom smjeru više sličnosti kod bračnih parova (Luo, 2017). Što se tiče kulturalnih razlika, iako primjerice McCrae i suradnici

(2008) nisu pronašli velike varijacije, postoje nalazi koji ukazuju na to da je uparivanje za crte ličnosti znatno snažnije za istočnjačke kulture, ili barem za kinesku kulturu (Chen i sur., 2009).

Karakteristike samih crta također bi mogle biti uzrok opaženih razlika. Primjerice, prema ranije opisanoj hipotezi koja proizlazi iz Teorije životnih putova, očekuje se više asortativno uparivanje za različite karakteristike kod pojedinaca sa sporom životnom strategijom (Figueredo i Wolf, 2009; Wolf i Figueredo, 2011). Nadalje, Lee i suradnici (2009) su predložili da bi uparivanje moglo biti snažnije za crte koje su dobri indikatori vrijednosti pojedinca. Na primjer, oni su pronašli više indekse sličnosti za crte iskrenost-poniznost i otvorenost za iskustva koje su važne za predviđanje sustava vrijednosti. U skladu s ovime su i nalazi o višoj sličnosti za makijavelizam, koji je nalik stavovima (Kardum, Hudek-Knezevic, Schmitt i Covic, 2017). Dva su suprotna predviđanja za efekt heritabilnosti crte. Tako su Thiessen i Gregg (1980) pretpostavili da će uparivanje biti snažnije za manje nasljedne karakteristike, dok Rushton (1989) očekuje višu sličnost za heritabilnije karakteristike. Jedno od objašnjenja koje je ponuđeno za diferencijalnu sličnost pronađenu za različite domene jest prisutnost konsenzualnih preferencija. Naime, Watson i suradnici (2004) pretpostavili su da visoka sličnost može postojati samo za karakteristike za koje ne postoji opći konsenzus o njihovoj poželjnosti, tj. za idiosinkratske preferencije. Primjerice, visoke korelacije pronađene su za političke stavove jer ne postoji univerzalno slaganje u tome koji su politički stavovi poželjniji, odnosno rezultat je da se uparuju pojedinci sa sličnim stavovima. S druge strane, za crte koje su univerzalno poželjne ili nepoželjne, konsenzualne preferencije će nužno barem donekle umanjiti efekt preferencija za sličnost. Osim navedenih, u literaturi se spominju i vidljivost i promjenjivost karakteristike (Luo, 2017), pri čemu se očekuje da će vidljivije i promjenjivije crte pokazivati viši stupanj sličnosti. Vidljivost karakteristike mogla bi biti povezana sa razinom sličnosti iz praktičnih razloga. Naime, teško je birati partnera na temelju neke karakteristike ako ju je teško ili nemoguće zamijetiti. Nadalje, sličnost bi mogla biti rezultat utjecaja jednog partnera na drugog, a za očekivati je da će razina sličnosti biti viša za promjenjivije nego za manje promjenjive karakteristike.

U literaturi je spomenuto i nekoliko metodoloških faktora koji bi mogli imati efekt na razinu asortativnog uparivanja. Jedan od njih je metoda procjene, odnosno jesu li korištene samoprocjene ili procjene partnera. Primjerice, McCrae i suradnici (2008) za neke su crte pronašli značajne razlike u visini sličnosti za ove dvije metode procjene. Osim toga, za pojedine crte (dominantnost i submisivnost) pronađeni su sasvim različiti indeksi sličnosti za samoprocjene s jedne strane te procjene partnera i procjene intervjuera s druge strane (Buss, 1984a). Također, iz statističkih razloga, očekuje se da će viša sličnost biti pronađena za kontinuirane u usporedbi s kategorijalnim

varijablama (Jiang i sur., 2013). Kao što je ranije spomenuto, postoje neki nalazi koji ukazuju na to da bi razina crte u taksonomiji mogla moderirati veličinu pronađenog efekta. Naime, nekoliko je istraživanja pronašlo znatno više indekse sličnosti za crte na nižoj razini u hijerarhiji, od širih crta na višoj razini (McCrae i sur., 2008; Humbad, Donnellan, Iacono, McGue i Burt, 2010). Jedan od faktora koji je ranije opisan jest stereotipna točnost, odnosno tendencija ka tipičnom odgovaranju koja može utjecati na indeks sličnosti (Kenny i sur., 2006). Kada je korištena metoda pseudo-parova, nalazi su različiti. Tako su u nekim istraživanjima slučajni parovi sličniji od pravih (Winch, 1955), u nekima su njihove korelacije oko nule (Bleske-Rechek i sur., 2009), a u nekima su pronađene pozitivne korelacije, iako značajno niže od onih za prave parove (Kardum, Hudek-Knezevic, Schmitt i Covic, 2017). Što se tiče efekata statističke kontrole stereotipne točnosti, rezultati su ograničeni na mali broj istraživanja, ali se konzistentno pronalazi niža sličnost nego kada ovaj artefakt nije kontroliran (Chang, 1995; Dyrenforth i sur., 2010; Proyer i sur., 2019). I na kraju, pouzdanost mjere znatno ograničava veličinu korelacije (Cooper i sur., 2009), tako da će za manje pouzdane mjere vjerojatnije biti pronađeni niži indeksi sličnosti koji se temelje na korelacijama (Buss, 1984a).

### *1.3.3. Posljedice asortativnog uparivanja*

Posljedice asortativnog uparivanja koje se spominju u literaturi mogu se podijeliti u genetske, psihološke i socijalne. Genetske posljedice uključuju već spomenutu višu reprezentaciju gena u generaciji potomaka, što povećava ukupnu reproduktivnu uspješnost roditelja (Figueredo i Wolf, 2009; Thiessen i Gregg, 1980; Wolf i Figueredo, 2011). Osim toga, pozitivno asortativno uparivanje povećava aditivnu genetsku varijancu u populaciji, čak i ako je sličnost niska jer se može akumulirati kroz generacije (Plomin i sur., 2013). S obzirom na to da pozitivno asortativno uparivanje povećava korelacije među srodnicima, procjene heritabilnosti mogu biti pristrane. Primjerice, ukoliko se u istraživanjima blizanaca zanemari stupanj asortativnog uparivanja njihovih roditelja, procijenjena heritabilnost bit će umjetno smanjena. Naime, homogamija će povećati genetsku sličnost dizigotnih, ali ne i monozigotnih blizanaca jer su oni već maksimalno slični, što će nužno smanjiti procjenu heritabilnosti, a povećati procjenu efekta dijeljene okoline (Ask i sur., 2013). S druge strane, u obiteljskim studijama, procjene heritabilnosti bit će umjetno povećane (Bratko i sur., 2014).

Kada se radi o psihološkim posljedicama, sličnost bi mogla imati pozitivne efekte na različite ishode poput zadovoljstva, kvalitete i stabilnosti odnosa. Iako postoje istraživanja koja nisu pronašla takvu povezanost (npr. Watson i sur., 2004), osobito kada se kontroliraju pojedinačni efekti crta svakog partnera (Luo i Klohnen, 2005), čini se da bi sličnost barem u nekim crtama ličnosti mogla imati pozitivne efekte. Primjerice, pronađeno je da opća sličnost u crtama Petofaktorskog modela te specifična u ugodnosti i otvorenosti, otpornosti ega te dezinhibiciji predviđa više razine zadovoljstva vezom (Luo i Klohnen, 2005). Gonzaga i suradnici (2007) su pokazali da sličnost u ličnosti predviđa zadovoljstvo vezom te da bi taj odnos djelomično mogao biti posredovan sličnošću u emocionalnom doživljavanju. U prospektivnom istraživanju u kojem je ličnost mjerena prije negoli su se budući partneri upoznali, sličnost je bila značajan pozitivan prediktor zadovoljstva vezom (Gonzaga i sur., 2010). Također, postoje nalazi koji ukazuju na pozitivne efekte sličnosti u nekim subskalama psihopatije, poput interpersonalne manipulacije i neobuzdanog životnog stila na kvalitetu veze kod žena (Kardum, Hudek-Knezevic, Gračanin i Mehic, 2017). S druge strane, u jednom je longitudinalnom istraživanju čak pronađen suprotan efekt. Naime, iako sličnost u crtama Petofaktorskog modela nije imala efekt na trenutno zadovoljstvo, negativno je predviđala putanju zadovoljstva u periodu od 12 godina (Shiota i Levenson, 2007). Što se tiče moderatora efekta sličnosti na ishode u vezi, moguće je da je profilna sličnost snažniji prediktor varijabli relevantnih za ljubavni odnos od apsolutne razlike (Gaunt, 2006; Luo i Klohnen, 2005). Osim efekata na odnos partnera, sličnost bi mogla imati širi obiteljski utjecaj. Roditelji koji su međusobno slični također bi mogli stvoriti homogeniju okolinu za odgoj djece, koja bi mogla imati značajne posljedice na njihov razvoj (Kardum i sur., 2019; Luo i Klohnen, 2005). Drugim riječima, sličniji roditelji ne bi stvorili samo genetski homogenije potomstvo, već bi stvorili i okolinske uvjete koji bi mogli dodatno doprinosti razvoju tih karakteristika.

Činjenica da pozitivno asortativno uparivanje povećava varijaciju neke karakteristike u populaciji, mogla bi rezultirati većom proporcijom pojedinaca na ekstremima distribucije. Primjerice, homogamija u inteligenciji mogla bi, kroz veći broj generacija, dovesti do većeg postotka pojedinaca s vrlo visokom inteligencijom, kao i onih s vrlo niskom inteligencijom, a manjeg postotka pojedinaca u srednjem dijelu distribucije. U skladu s tim, Baron-Cohen (2006) je predložio teoriju prema kojoj je autizam posljedica homogamije u dimenziji sistematizacije. Nadalje, veća varijabilnost karakteristike kao rezultat pozitivnog asortativnog uparivanja mogla bi rezultirati i većom salijentnošću karakteristike te postati temeljem socijalne evaluacije (Buss, 1983). Osim toga, ako je crta u kojoj postoji pozitivno uparivanje povezana s nekom

sociodemografskom karakteristikom (npr. savjesnost s prihodom; Duckworth i sur., 2012), rezultat će biti povećavanje razlika između skupina i u toj sekundarnoj varijabli.

#### 1.4. Mehanizmi asortativnog uparivanja

Iako velika većina empirijskih nalaza snažno ide u prilog hipotezi o pozitivnom asortativnom uparivanju (Luo, 2017), treba imati na umu da se radi o opaženom obrascu, ali ne nužno i mehanizmu. Zaključivanje o mehanizmu na temelju obrasca naziva se inferencijalnom pogreškom (Burley, 1983). Naime, postoji nekoliko mehanizama koji mogu dovesti do istog rezultata (princip *ekvifinalnosti*), a ponekad isti mehanizam može dovesti do različitih ishoda (princip *multifinalnosti*). Kada se radi o asortativnom uparivanju, Burley (1983) daje primjer u kojem se obrazac pozitivnog uparivanja može opaziti i kada se međusobno uparuju najkvalitetniji pojedinci, zatim drugi najkvalitetniji, itd. Osim toga, kada je ista karakteristika povezana s općom kvalitetom kod muškaraca i žena, ali u suprotnom smjeru, rezultat će biti negativno uparivanje. Primjerice, ukoliko je viša razina karakteristike A povezana s kvalitetom žene, a niža je razina iste karakteristike povezana s kvalitetom muškarca, mogao bi se očekivati obrazac negativnog uparivanja. Postoji, dakle, nekoliko mogućih mehanizama koji bi mogli dovesti do sličnosti među partnerima koja je opažena u brojnim istraživanjima (Luo, 2017) te nije opravdano zaključiti da je u njoj podlozi preferencija za sličnost. U nastavku će biti opisani potencijalni mehanizmi koji bi mogli objasniti dosadašnje nalaze.

Prvo pitanje koje se nameće odnosi se na početnu sličnost nasuprot konvergenciji. Drugim riječima, jesu li partneri bili slični na početku veze ili su postali slični s vremenom (Watson i sur., 2004)? Prva opcija, koja pretpostavlja inicijalnu sličnost, može biti posljedica dvaju mehanizama.

**Inicijalni aktivni odabir** najočitiji je mehanizam koji se nameće kao objašnjenje pozitivnog asortativnog uparivanja. Prema ovom mehanizmu, ljudi imaju preferenciju za slične partnere te ih aktivno traže. To bi značilo da su partneri slični i prije negoli su se upoznali pa tako i na početku svoje veze (Luo, 2017; Watson i sur., 2004). Ukoliko je sličnost rezultat aktivnog odabira partnera, to bi moglo imati značajan efekt na procjene heritabilnosti bihevioralno genetskih istraživanja (detaljnije objašnjeno u odlomku *Posljedice asortativnog uparivanja*). **Socijalna homogamija**, s druge strane, pasivan je proces koji dovodi do sličnosti parova u brojnim karakteristikama, ali ne zato što se aktivno uparuju baš u tim karakteristikama, već zato što se uparuju sa sebi sličnima u osnovnim sociodemografskim karakteristikama poput dobi, obrazovne razine, ekonomskog statusa



i socijalne klase (Eckland, 1968; Luo, 2017; Vandenberg, 1972; Watson i sur., 2004). S obzirom na to da različite karakteristike (npr. inteligencija, stavovi, ličnost) nisu nasumično raspodijeljene u socioekonomskim kategorijama, rezultat će biti sekundarno uparivanje i u tim dimenzijama (Eckland, 1968; Epstein i Guttman, 1984). Međutim, treba naglasiti da uparivanje na temelju socijalnih varijabli ne funkcionira po principu sličnosti, već se radi o sustavno višoj dostupnosti sličnih partnera u tim varijablama, od onih različitih. Drugim riječima, sličnost u brojnim karakteristikama predstavlja nusprodukt biranja partnera iz specifičnog kruga ljudi kojima su pojedinci okruženi (Luo, 2017). Jedan način ispitivanja koji je od ovih dvaju mehanizama (aktivno uparivanje ili socijalna homogamija) u podlozi sličnosti u ličnosti uključuje statističku kontrolu nekih varijabli koje se odnose na socioekonomsku pozadinu ispitanika. Na primjer, Chen i suradnici (2009) kontrolirali su efekte sličnosti u dobi, obrazovanju i dohotku u korelaciji između crta ličnosti muškaraca i žena. Originalne i parcijalne korelacije bile su gotovo identične što ukazuje na to da socijalna homogamija vjerojatno nije u podlozi opažene sličnosti. Osim toga, indeks sličnosti u ličnosti izračunat za svaki pojedini par nije značajno povezan sa sličnosti u dobi, obrazovanju, dohotku i etničkoj pripadnosti. Jedina značajna korelacija ( $r = .15$ ) jest ona sa sličnosti u zanimanju. Većina istraživanja u skladu je s ovim nalazima (Luo i Klohnen, 2005; Watson i sur., 2004), uz pojedine sporadične i nesustavne efekte pojedinih sociodemografskih varijabli na sličnost partnera (Luo i Klohnen, 2005). Drugi način testiranja aktivnog odabira naspram socijalne homogamije odnosi se na izravno ispitivanje preferencija, odnosno *idealne sličnosti* koja uključuje usporedbu samoprocjene osobe te njezine procjene idealnog partnera. Primjerice, Figueredo i suradnici (2006) su pokazali da ljudi uistinu imaju preferencije za sličnost, barem u kontekstu crta Petofaktorskog modela. Naime, korelacije između samoprocjena i procjena idealnih partnera bile su u rasponu od .36 za savjesnost do .81 za otvorenost. Osim sličnosti, ispitanici su pokazali i preferencije za partnera „boljeg od sebe“, odnosno idealni partneri procijenjeni su kao savjesniji, ekstravertiraniji, ugodniji i emocionalno stabilniji od samoprocjena. I u drugim su istraživanjima dobiveni slični rezultati (npr. Botwin i sur., 1997). Nadalje, osim što su potvrdili ove nalaze, Watson i suradnici (2014) dobili su značajne pozitivne korelacije između stupnja idealne sličnosti te ostvarene sličnosti. Drugim riječima, preferencije za sličnost povezane su sa sličnosti stvarnih partnera. Dakle, kada se radi o crtama ličnosti, većina rezultata uglavnom ide u prilog aktivnom uparivanju, a ne socijalnoj homogamiji.

**Konvergencija** je mehanizam prema kojem partneri postaju sličniji s vremenom zbog velikog broja dijeljenih iskustva te međusobnog utjecaja (Epstein i Guttman, 1984; Luo, 2017). Ovaj je mehanizam važan ne samo jer je inherentno relevantan u kontekstu odabira partnera, već i u domeni

razvoja ličnosti u odrasloj dobi. Naime, ukoliko se pokaže da postoji značajna konvergencija za crte ličnosti, to bi značilo da okolinski faktori, odnosno partneri, utječu na razvoj odrasle ličnosti (Humbad, Donnellan, Iacono, McGue i Burt, 2010). Najčešća korištena metoda za ispitivanje efekta konvergencije u pristupu usmjerenom na varijable jest statistička kontrola temporalnih varijabli (npr. trajanje braka, trajanje poznavanja) prilikom izračunavanja sličnosti, dok se u pristupu usmjerenom na parove ispituje povezanost tih varijabli s indeksom sličnosti. Humbad, Donnellan, Iacono, McGue i Burt (2010) nisu našli potporu za konvergenciju u ličnosti. Prvo, kada su usporedili originalne korelacije s parcijalnim u kojima je kontrolirano trajanje braka, niti jedna razlika nije bila veća od .01. Drugo, korelacije između apsolutnih razlika u ličnosti i trajanja braka uglavnom nisu značajne. Treće, kada su napravljene regresijske analize s trajanjem braka kao prediktorom i apsolutnom razlikom u ličnosti kao kriterijem, trajanje braka nije bilo značajan prediktor apsolutnih razlika u linearnim, kvadratnim ni kubnim funkcijama (osim za agresiju). I u drugim su istraživanjima dobiveni slični rezultati (npr. Chen i sur., 2009), a ponekad čak ukazuju na divergenciju, odnosno da su parovi koji su duže u vezi manje slični (Buss, 1984a; Luo i Klohnen, 2005; Watson i sur., 2004). S druge strane, u istraživanju koje je uključivalo gotovo 7000 parova dobiveni su rezultati koji ukazuju na konvergenciju za savjesnost, ugodnost i otvorenost (Rammstedt i Schupp, 2008). Treba naglasiti da se, kada se konvergencija ispituje na ovaj način (transverzalno), nalazi koji ukazuju na veću sličnost dugovječnijih parova mogu interpretirati i kao osipanje. Točnije, prekidanje odnosa manje sličnih parova rezultiralo bi povezanošću trajanja veze i sličnosti (Bacon i sur., 2014), o čemu će više biti rečeno kasnije u ovom poglavlju.

Optimalan način za ispitivanje konvergencije uključuje longitudinalni nacrt. Nekoliko je istraživanja primijenilo takvu metodologiju, s mješovitim nalazima. U istraživanju (Feng i Baker, 1994) parova koji su većinom bili u braku 15 godina i više, sličnost je ispitana u tri točke, pri čemu je drugo mjerenje provedeno 13 godina nakon prvog, a treće otprilike četiri godine nakon drugog. Autori nisu pronašli dokaze za konvergenciju u religioznosti te pozitivnom ili negativnom afektu. Nadalje, u istraživanju puno mlađih parova (Anderson i sur., 2003), čije je prosječno trajanje veze bilo nešto manje od dvije godine, također nije pronađena veća sličnost s protokom vremena. Treba naglasiti da je drugo mjerenje provedeno šest mjeseci nakon prvog, što bi mogao biti prekratak period za zamjetljivu promjenu u ličnosti. Osim toga, s obzirom na mali broj parova ( $n = 38$ ), teško je očekivati statistički značajne efekte (npr. razlika u sličnosti u savjesnosti između dva mjerenja iznosila je .19). S druge strane, Gonzaga i suradnici (2007) su opazili statistički značajno veću sličnost u crtama Petofaktorskog modela u drugom mjerenju (godinu dana nakon prvog) na uzorku novih bračnih parova.

Iako su longitudinalni nacrti korisni, Ask i suradnici (2013) naglašavaju da bi do konvergencije moglo doći u sasvim početnim stadijima veze. Te faze obično nisu zahvaćene čak ni longitudinalnim istraživanjima jer su ispitani već formirani parovi. Nekoliko je prospektivnih istraživanja u kojima su partneri ispitani prije negoli su se uopće upoznali. Primjerice, Gonzaga i suradnici (2010) koristili su podatke sa servisa za online upoznavanje ljubavnih partnera, na kojem su ispitanici ispunili upitnik ličnosti prilikom prve prijave. Kasnije upareni pojedinci bili su međusobno sličniji od nasumičnih parova, kao i od onih potencijalnih (drugi korisnici servisa koji su im bili ponuđeni kao potencijalno dobri partneri). Osim toga, ovo istraživanje ima i longitudinalnu komponentu, pri čemu je ličnost procijenjena u još dvije vremenske točke (drugi put u prosjeku godinu i pol nakon prvog mjerenja te treći put nešto više od tri i pol godine nakon prvog mjerenja). Nema naznaka konvergencije za ličnost u tom periodu. U skladu s hipotezom inicijalne sličnosti, veliko istraživanje (Ask i sur., 2013) koje je obuhvatilo praktički cijelu odraslu populaciju jednog norveškog okruga, pokazalo je da sličnost partnera u tipu A ličnosti izmjerena prije ulaska u brak ili kohabitaciju nije značajno niža od sličnosti već formiranih parova. Međutim, optimalne funkcije koje opisuju cijeli uzorak ukazuju na brzu početnu konvergenciju (do trenutka ulaska u brak/kohabitaciju), zatim divergenciju (do 20. godine u braku/kohabitaciji) te ponovo blagu konvergenciju. Točnije, predviđena početna korelacija koja ukazuje na sličnost 12 godina prije ulaska u brak/kohabitaciju iznosila je .13 te se eksponencijalno povećavala do .27 u trenutku ulaska u brak/kohabitaciju. Nakon te točke slijedila je divergencija do 20. godine u braku/kohabitaciji prema početnoj razini sličnosti (.13) koju je ponovo slijedila konvergencija prema sličnosti od .24 nakon 39. godine braka/kohabitacije. Rezultati su nešto drukčiji za optimizam za kojeg je korelacija viša za već formirane parove u usporedbi s „budućim“ parovima. Što se tiče optimalne funkcije, od neznačajne sličnosti 12 godina prije uparivanja (.04), konvergencija se događa do trenutka ulaska u brak/kohabitaciju (.38). Nakon stupanja u brak/kohabitaciju slijedi divergencija sljedećih 20 godina (.29), nakon čega opet dolazi do konvergencije (.38 nakon 39. godine braka/kohabitacije). Kao što je vidljivo iz različitih rezultata, konvergencija je kompleksan fenomen koji bi mogao imati efekt na sličnost u ličnosti u različitim fazama odnosa.

Još je jedan potencijalni mehanizam u podlozi opažene sličnosti. Naime, moguće je da parovi koji su različiti prekidaju odnos u puno ranijim fazama veze, odnosno da dolazi do osipanja vrlo različitih parova. Rezultat bi bila opažena sličnost među već formiranim parovima koji su duže vrijeme u vezi (Luo, 2017). Jedno od rijetkih istraživanja (Feng i Baker, 1994) koje je ovaj mehanizam ispitalo na varijablama stavova i ličnosti (religioznost, konzervativizam, pozitivan i

negativan afekt) nije potvrdilo ovu hipotezu. Odnosno, skupina stabilnih parova, koji su ostali u braku od prvog do trećeg mjerenja, u prvom mjerenju nije bila sličnija u ovim konstruktima od parova koji su se između prvog i trećeg mjerenja razveli. Međutim, treba naglasiti da je 80% parova u prvom mjerenju bilo u braku više od 15 godina. Dakle, moguće je da ovaj mehanizam funkcionira u ranijim fazama veze. Rezultati longitudinalnog istraživanja (Rammstedt i sur., 2013) u kojem je sudjelovalo gotovo pet tisuća parova ukazuju na to da partneri manje slični u crti otvorenosti imaju veću šansu za prekid/razvod. Osim toga, iako parovi koji su ostali u braku ne postaju sličniji u periodu od pet godina, parovi koji su prekinuli odnos postaju različiti, osobito u otvorenosti.

Mehanizam koji je kratko bio spomenut u uvodnom dijelu ovog odlomka odnosi se na funkcioniranje „tržišta partnera“ prema kojem uzrok pronađenih sličnosti među partnerima nije preferencija za sličnost, već tipska ili direkcionalna preferencija (Burley, 1983). Točnije, u podlozi obrasca sličnosti mogla bi biti općenita sklonost jedinki vrste prema višoj ili nižoj razini neke karakteristike kod partnera, bez obzira na vlastitu razinu te iste karakteristike. Prema ovom mehanizmu, za svaku pojedinačnu karakteristiku uparivat će se najpoželjniji muškarac s najpoželjnijom ženom. S obzirom na to da oni koji su niže rangirani ne mogu u potpunosti ostvariti svoju preferenciju, najbolji mogući odabir drugorangirani je član suprotnog spola. Ovaj se hipotetski proces nastavlja do onih koji su na posljednjem mjestu po rangiranju (Burley, 1983; Luo, 2017). Xie i suradnici (2015) su pomoću simulacije prikazali da će na razini populacije postojati sličnost među partnerima čak i kada ne postoji nikakva preferencija za sličnost, već je kriterij odabira samo tipska, odnosno direkcionalna preferencija za opću poželjnost. Nevezano za ličnost, rezultati istraživanja ukazuju na to da je asortativno uparivanje u debljini više rezultat ograničenih odabira pojedinaca na manje poželjnom dijelu distribucije, a ne asortativnih preferencija (Fisher i sur., 2014).

## 2. CILJ, PROBLEMI I HIPOTEZE ISTRAŽIVANJA

Opći je cilj ovoga istraživanja bio utvrditi razinu asortativnog uparivanja heteroseksualnih ljubavnih parova u crtama ličnosti koristeći sustavni pregled literature te metaanalizu. Osim toga, cilj je bio ustanoviti procese u podlozi te moderatore opaženog obrasca uparivanja. U skladu s ciljem, postavljeni su specifični problemi istraživanja:

1. Utvrditi razinu asortativnog uparivanja heteroseksualnih ljubavnih parova u crtama ličnosti.
2. Utvrditi razinu asortativnog uparivanja u specifičnim crtama ličnosti.
3. Utvrditi razinu asortativnog uparivanja u crtama ličnosti sa i bez parcijalizacije efekata relevantnih varijabli poput: (1) duljine trajanja veze kako bi se ispitale hipoteze konvergencije nasuprot inicijalnog uparivanja, (2) dobi, obrazovanja te socioekonomskog statusa kako bi se ispitale hipoteze socijalne homogamije nasuprot aktivnog uparivanja, (3) korekcije za nepouzdanost mjerenja, kako bi se ustanovila razina sličnosti u crtama ličnosti koja nije umjetno smanjena zbog suboptimalne pouzdanosti mjernih instrumenata. Za dijadne indekse na razini para utvrditi povezanost s varijablama poput trajanja veze, braka ili duljine poznavanja kako bi se ispitale hipoteze konvergencije nasuprot inicijalnog uparivanja.
4. Ispitati efekt idealne sličnosti na ostvarenu sličnost.
5. Utvrditi razliku u razini asortativnog uparivanja između različitih točaka mjerenja u longitudinalnim istraživanjima.
6. Ispitati efekte razlika među prikupljenim istraživanjima na razinu i heterogenost asortativnog uparivanja.

S obzirom na postavljene probleme, formulirane su sljedeće hipoteze:

1. Ljubavni parovi bit će međusobno sličniji u ličnosti nego što je očekivano pod pretpostavkom nasumičnog uparivanja, a veličina efekta asortativnog uparivanja bit će mala. Kao što je ranije navedeno, unatoč velikoj varijaciji u nalazima, pozitivno uparivanje je pravilo, pri čemu su veličine efekata za crte ličnosti uglavnom niske (Kardum i sur., 2019; Luo, 2017).
  - a. Veličina efekta izračunata na pravim parovima bit će veća nego ona izračunata na slučajnim parovima (Bleske-Rechek i sur., 2009; Kardum, Hudek-Knezevic, Schmitt i Covic, 2017).

- b. Veličina efekta izračunata uz kontrolu stereotipne točnosti bit će manja nego bez kontrole ovog artefakta (Chang, 1995; Dyrenforth i sur., 2010; Proyer i sur., 2019).
2. Postojat će varijabilnost u razini asortativnog uparivanja u specifičnim crtama ličnosti. Iako se ne očekuje obrazac negativnog uparivanja, moguće je da će za dio crta dobiveni efekt biti vrlo sličan onome koji se očekuje po slučaju (npr. ekstraverzija, neuroticizam). S druge strane, snažniji se efekti očekuju za crte koje su nalik stavovima i koje su dobri indikatori vrijednosnog sustava pojedinaca (npr. religioznost, autoritarnost; Lee i suradnici, 2009). Primjerice, za crte ekstraverzije i neuroticizma pronađeni su različiti obrasci uparivanja, od onih koji ukazuju na negativno do onih koji ukazuju na pozitivno uparivanje (npr. Watson i sur., 2014) pa se može očekivati nizak ukupan efekt. S druge strane, crte poput religioznosti i autoritarnosti konzistentno pokazuju više efekte koji ukazuju na pozitivno uparivanje (Bleske-Rechek i sur., 2009; Kandler i sur., 2015).
3. S obzirom na nalaze većine prijašnjih istraživanja (npr. Chen i sur., 2009; Humbad, Donnellan, Iacono, McGue i Burt, 2010), rezultati usporedbe sličnosti parova u ličnosti sa i bez parcijalizacije efekata varijabli poput duljine trajanja veze, dobi, obrazovanja i socioekonomskog statusa ukazivat će na inicijalnu sličnost i aktivno uparivanje.
  - a. Sličnost parova bez kontrole navedenih varijabli neće se značajno razlikovati od sličnosti izračunate uz njihovu kontrolu. Drugim riječima, razina sličnosti bit će usporediva kada je izračunata bez kontrole ikakvih varijabli i kada je izračunata uz kontrolu varijabli poput: (1) duljine trajanja veze, što će ukazivati na inicijalno uparivanje, a ne konvergenciju te (2) dobi, obrazovanja i socioekonomskog statusa, što će ukazivati na aktivno uparivanje, a ne socijalnu homogenost.
  - b. Kada se radi o dijadnim indeksima na razini parova (npr. apsolutna razlika), njihova korelacija s varijablama poput trajanja braka, veze ili duljine poznavanja neće biti značajna (Humbad, Donnellan, Iacono, McGue i Burt, 2010), što će ukazivati na inicijalno uparivanje, a ne konvergenciju.
  - c. Za korelacijske indekse sličnosti, značajno veći ukupan efekt bit će pronađen uz korekciju za nepouzdanost korištenog mjernog instrumenta nego bez kontrole tog artefakta (Buss, 1984a), što će značiti da je stvarna razina sličnosti u crtama ličnosti podcijenjena zbog smanjene pouzdanosti korištenih mjernih instrumenata.

4. U skladu s nalazima Watsona i suradnika (2014), očekuje se značajan pozitivan efekt idealne na ostvarenu sličnost. Odnosno, veća sličnost između samoprocjene i procjene idealnog partnera bit će pozitivno povezana sa sličnošću između pravih partnera.
5. Za rezultate longitudinalnih istraživanja nisu napravljena specifična predviđanja s obzirom na raznolike rezultate dosadašnjih istraživanja (Anderson i sur., 2003; Ask i sur., 2013; Gonzaga i sur., 2007).
6. Metodološke i supstancijalne razlike među prikupljenim istraživanjima objašnjavat će dio heterogenosti opaženih efekata. Postavljene su sljedeće specifičnije hipoteze:
  - a. Moderatorski efekti vrste izvora i cilja istraživanja, koji ukazuju na pristranost u prikupljenim veličinama efekata, neće biti statistički značajni.
  - b. Ispitane su tri varijable koje se odnose na istraživačku metodologiju. Vrsta uzorka obuhvaća reprezentativni, selekcionirani i klinički uzorak te omogućava ispitivanje potencijalnih razlika u razini sličnosti s obzirom na način prikupljanja ispitanika. Varijabla nezavisno odgovaranje odnosi se na to jesu li istraživači poduzeli potrebne mjere za osiguravanje nezavisnog odgovaranja parova, s obzirom na to da bi međusobno mogli utjecati na odgovore. Motivacija se odnosi na to jesu li ispitanici na bilo koji način bili nagrađeni za sudjelovanje u istraživanju te omogućava utvrđivanje potencijalnih razlika u pronađenoj razini sličnosti nagrađenih ispitanika i volontera. S obzirom na to da nisu dostupne informacije iz prijašnjih istraživanja, za efekte ovih varijabli nisu postavljene specifične hipoteze.
  - c. Značajno viši efekt bit će opažen za crte ličnosti na nižoj nego na višoj hijerarhijskoj razini nekih taksonomija ličnosti (Humbad, Donnellan, Iacono, McGue i Burt, 2010; McCrae i sur., 2008).
  - d. Značajno niži efekt bit će opažen za veličine efekta dobivene na dihotomnoj i kategorijalnoj skali nego na kontinuiranoj (Jiang i sur., 2013). Za ostale vrste skala nisu postavljene specifične hipoteze.
  - e. S obzirom na raznolikost dosadašnjih nalaza, nisu postavljene specifične hipoteze vezane uz moderatorski efekt metode procjene, koja je obuhvatila kategorije samoprocjene, procjene partnera, procjene treće osobe, procjene stručnjaka te ostale vrste procjena.
  - f. Moderatorski efekti dobi i obrazovanja te statusa veze i trajanja veze ili braka neće biti statistički značajni (Luo, 2017). Treba naglasiti da se ova hipoteza razlikuje od hipoteza 3a i 3b. Naime, u hipotezi 3a ispituje se razlika između

efekata dobivenih bez i sa kontrolom pojedinih varijabli koji su izračunati na svakom pojedinačnom uzorku, za što su potrebni podaci na razini pojedinačnih ispitanika. Slično je i za hipotezu 3b, gdje se koriste korelacije dijadnih indeksa s varijablama koje ukazuju na trajanje veze i također su izračunate koristeći podatke na razini pojedinačnih ispitanika. S druge strane, ova hipoteza ispituje moderatorske efekte navedenih varijabli na razini uzorka (npr. prosječna dob u uzorku) na razinu sličnosti i daje sasvim drugu informaciju. Tako ispitivanje moderatorskih efekata dobi i obrazovanja, statusa te trajanja veze ili braka daje podatak o potencijalnim razlikama u razini sličnosti u crtama ličnosti između mlađih i starijih uzoraka, manje i više obrazovanih, vjenčanih i nevjenčanih parova te parova koji su duže ili kraće u vezi ili braku.

- g. Dimenzije kulture bit će značajni moderatori veličine efekta. Dimenzije koje ukazuju na zapadnjačke vrijednosti negativno će predviđati sličnost (Chen i sur., 2009). Točnije, u uzorcima koji dolaze iz država u kojima su zastupljene zapadnjačke vrijednosti sličnost u crtama ličnosti bit će niža u usporedbi s uzorcima iz država koje karakteriziraju nezapadnjačke vrijednosti.



### 3. METODA

#### 3.1. Prikupljanje izvora literature

Kako bi se prikupilo što više istraživanja asortativnog uparivanja u crtama ličnosti te kako bi konačan skup izvora uključenih u metaanalizu bio što manje pristran<sup>5</sup>, korišteno je nekoliko različitih metoda pretraživanja literarnih izvora: (1) pretraživanje digitalnih baza podataka, (2) pretraga referenci (engl. *footnote chasing*), odnosno pregledavanje popisa referenci ranije prikupljenih izvora, (3) pretraživanje svih publikacija prvih autora ranije uključenih izvora, (4) obrnuta pretraga referenci (engl. *forward footnote chasing*), odnosno pregledavanje publikacija koje su citirale ranije pronađene izvore te (5) pretraživanje naslova svih izdanja ključnih časopisa u području. Cijeli je proces prikazan na Slici 5 pomoću dijagrama tijeka (engl. *flowchart*), a u nastavku je detaljnije opisan.

##### 3.1.1. Digitalne baze podataka

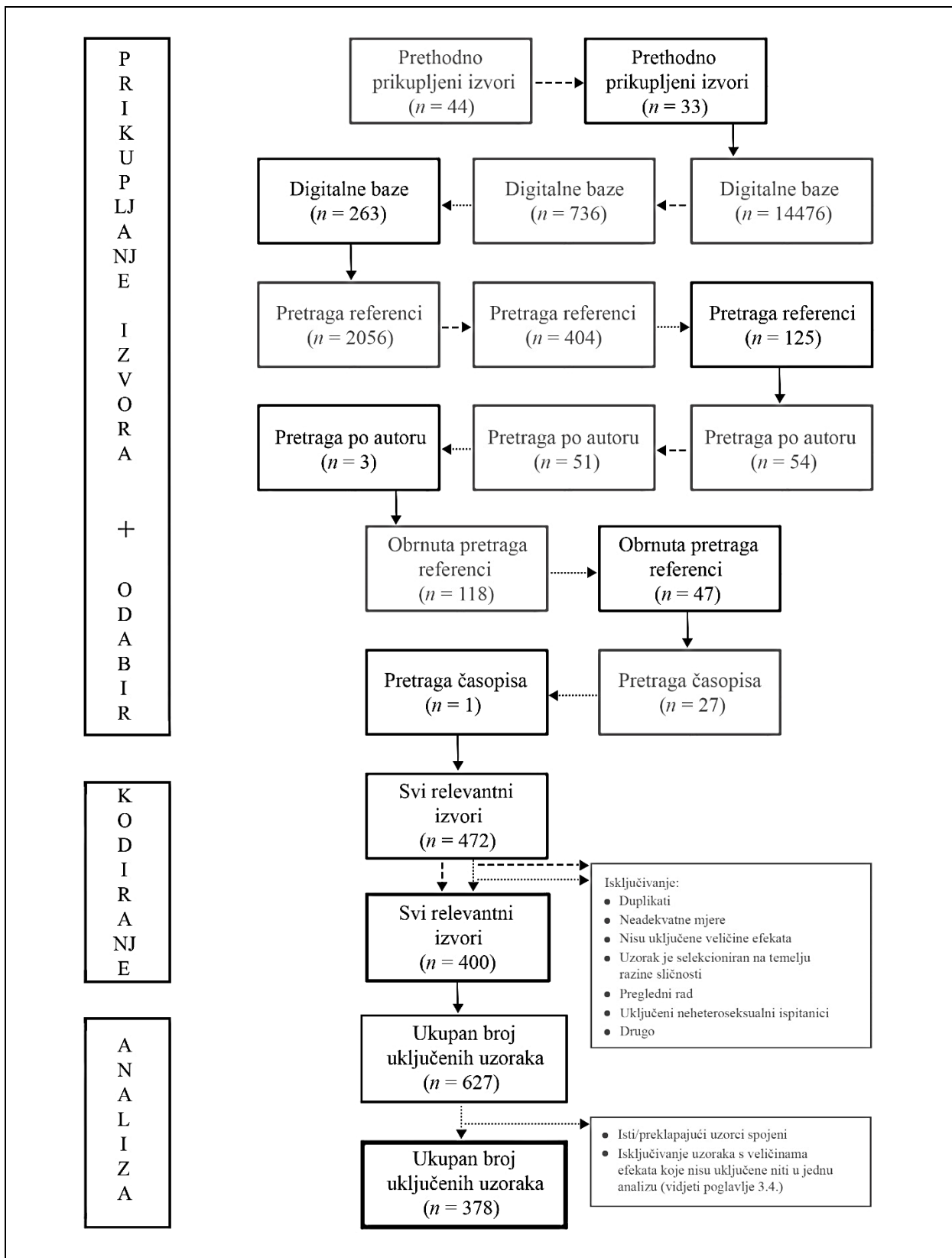
Prikupljanje izvora literature započelo je s uzorkom radova na temelju prethodnog poznavanja područja istraživanja ( $n = 44$ ). Nakon što su pregledani cjeloviti tekstovi tih potencijalno relevantnih izvora, odabrana su 33 koja su zadovoljavala kriterije (detaljnije opisani kasnije u poglavlju *Kriteriji za odabir prikupljenih izvora literature*) za uključivanje u metaanalizu. Ti su izvori služili za formiranje strategije pretraživanja digitalnih baza podataka. Točnije, na temelju ključnih riječi i predmetnica (engl. *subject heading*) koje su korištene za indeksiranje prethodno prikupljenih izvora, osmišljeni su termini i kombinacije termina za pretraživanje digitalnih baza podataka.

U periodu od 30.04.2018. do 28.08.2018. pretražene su baze Academic Search Complete, Directory of Open Access Journals (DOAJ), ERIC, PubMed, PubMed Central (PMC), PsycINFO i Web of Science. Osim toga, 14.11.2019. napravljeno je ažuriranje pretraga u svim bazama<sup>6</sup>. Drugim riječima, svi potencijalno relevantni izvori koji su se u bazama pojavili nakon ovog datuma nisu

---

<sup>5</sup> Nažalost, pronađeni tekstovi koji nisu bili na engleskom jeziku morali su biti isključeni s obzirom da nisu bili dostupni resursi za pouzdano prevođenje s različitih jezika.

<sup>6</sup> Za bazu Academic Search Complete nije bilo moguće napraviti ažuriranje pretrage jer autorici više nije bila dostupna.



Slika 5. Dijagram tijeka, odnosno grafički prikaz tijeka prikupljanja izvora, odabira (engl. *screening*), kodiranja i analize. Pune strelice označavaju da su izvori prikupljeni u svim prethodnim metodama pretrage služili kao baza za sljedeću pretragu, iscrtane strelice izbacivanje duplikata, a točkaste odabir na temelju kriterija za uključivanje.

uključeni u istraživanje. Prilikom pretraživanja svih baza korištene su ključne riječi, a u onima u kojima su dostupne predmetnice, korištene su i ključne riječi i predmetnice. U Tablici 6 prikazani su termini ili kombinacije termina korišteni u pojedinim pretragama, datum pretrage te broj rezultata pretrage. Definirani termini većinom su pretraživani u svim dijelovima izvora (u naslovu, sažetku, ključnim riječima, cijelom tekstu i referencama) u bazama koje to omogućavaju, odnosno, Academic Search Complete, PubMed, PubMed Central (PMC) i PsycINFO. Termini su pretraživani u naslovu, sažetku te ključnim riječima u bazama ERIC i Web of Science te samo u sažetku u bazi Directory of Open Access Journals (DOAJ). Važno je naglasiti da je ova faza prikupljanja izvora obuhvatila ne samo objavljene znanstvene radove koji se tipično povezuju s digitalnim bazama podataka, već i druge oblike potencijalno relevantnih izvora koji spadaju u tzv. „sivu“ literaturu. Naime, baze PsycINFO, ERIC i Web of Science uključuju i druge vrste publikacija osim recenziranih članaka poput knjiga, disertacija i radova sa konferencija. Sustavni pregledni rad koji uključuje samo izvore objavljene u časopisima može dovesti do iskrivljenih i nereprezentativnih nalaza zbog pristranosti u objavljivanju (engl. *publication bias*). Ova se pristranost odnosi na utjecaj statističke značajnosti ili veličine efekta na vjerojatnost da će taj rezultat biti objavljen (Rothstein i sur., 2006).

Pretraživanjem navedenih digitalnih baza podataka pronađeno je ukupno 14476 nejedinstvenih literarnih izvora. Prvi selekcijski korak bio je odabir jedinstvenih potencijalno relevantnih izvora na temelju pregleda naslova ( $n = 736$ ). Pronađeni su cjeloviti tekstovi<sup>7</sup> tako odabranih izvora te su u cijelosti pregledani kako bi se ustanovilo zadovoljavaju li kriterije za uključivanje u metaanalizu. Ukupno su 263 izvora ocijenjena kao relevantna.

### 3.1.2. Pretraga referenci

Sljedeća strategija prikupljanja potencijalno relevantnih izvora sastojala se od pregledavanja popisa korištene literature u izvorima ( $n = 263$ ) prikupljenima u digitalnim bazama podataka te unaprijed poznatim izvorima ( $n = 33$ ) koji su ocijenjeni kao relevantni. Tako je 2056 naslova procijenjeno kao potencijalno relevantno, od čega ih je 621 jedinstvenih. Kada su isključeni naslovi

---

<sup>7</sup> Ukoliko radove nije bilo moguće pronaći, kontaktirani su autori. U slučajevima u kojima nisu bili navedeni kontakti autora, uloženi su napor da se pronađu na temelju dostupnih informacija. Ipak, to nije uvijek bilo moguće. Osim toga, neki autori nisu odgovorili na upit, a neki nisu bili spremni podijeliti svoja istraživanja. Ukoliko je bilo moguće, takvi izvori su kupljeni. Ukupno je 21 izvor pronađen u digitalnim bazama za koje niti na jedan od navedenih načina nije bilo moguće pribaviti cjeloviti tekst.

Tablica 6. Osnovni podaci o pretragama potencijalno relevantnih literarnih izvora u digitalnim bazama podataka

Baza	Termini	Prva pretraga		Druga pretraga	
		datum	n izvora	datum	n izvora
ASC	1 TX assortative mating AND TX personality NOT TX animal*	19.08.18.	656	/	/
	2 TX couples AND TX personality similarity NOT TX animals		479		/
	3 TX homogamy AND TX personality NOT TX animals		256		/
	4 AB (family study OR heritability OR genetic factors) AND TX personality AND AB (parents OR grandparents OR spouses) NOT AB animals		960		/
	5 TX self-other agreement AND TX personality traits AND (couples OR spouses) NOT animals		27		/
	6 TX ideal partner AND TX personality traits NOT TX animals		136		/
	7 DE "PERSONALITY" AND ((DE "PARENTS") OR (DE "SPOUSES") OR (DE "COUPLES")) AND ((DE "ASSORTATIVE MATING") OR (DE "HOMOLOGY"))		3		/
DOAJ	1 assortative mating	26.08.18.	137	14.11.19.	29
	2 couple similarity		46		26
	3 homogamy		27		6
	4 heritability personality		28		9
	5 self-other agreement		266		107
	6 ideal partner		74		21
ERIC	1 "assortative mating"	28.08.18.	27	14.11.19.	0
	2 "couple similarity"		4		74
	3 "homogamy"		37		0
	4 "heritability" "personality"		22		0
	5 "self-other agreement"		17		27
	6 "ideal partner"		18		112
PMC	1 ((assortative mating) AND personality) AND human	19.07.18.	629	14.11.19.	50
	2 (((couple[Body - All Words]) OR couples[Body - All Words]) AND similarity[Body - All Words]) AND personality[Body - All Words]	4.08.18.	630		84
	3 (homogamy[Body - All Words]) AND personality[Body - All Words]	7.08.18.	63		6
	4 ((family study[Body - All Words]) AND heritability[Body - All Words]) AND personality[Body - All Words]	7.08.18.	283		9

Tablica 6. Osnovni podaci o pretragama potencijalno relevantnih literarnih izvora u digitalnim bazama podataka

Baza	Termini	Prva pretraga		Druga pretraga	
		datum	n izvora	datum	n izvora
	5 (self-other agreement[Body - All Words]) AND personality[Body - All Words]	8.08.18.	55		5
	6 ((family study[Body - All Words]) AND parents[Body - All Words]) AND personality[Body - All Words]	8.08.18.	513		17
	7 (ideal partner[Body - All Words]) AND personality[Body - All Words]	8.08.18.	34		4
	8 (((heritability[Body - All Words]) OR genetic factor*[Body - All Words]) AND spouse*[Body - All Words]) AND personality[Body - All Words]	8.08.18.	519		30
	9 ((((((parents[MeSH Terms]) OR sexual partners[MeSH Terms]) OR spouses[MeSH Terms]) OR grandparents[MeSH Terms]) AND personality[MeSH Terms]) AND humans[MeSH Terms])	8.08.18.	1697		80
PsycINFO <sup>a</sup>	1 TX assortative mating AND TX personality	12.08.18.	171	14.11.19.	10
	2 TX couple* AND TX similarity AND TX personality	13.08.18.	310		9
	3 TX homogamy AND TX personality	13.08.18.	54		0
	4 TX family stud* AND TX heritability AND TX personality	13.08.18.	97		4
	5 TX self-other agreement AND TX personality	13.08.18.	148		12
	6 TX family study AND TX parents AND TX personality	16.08.18.	2602		109
	7 TX ideal partner AND TX personality	18.08.18.	116		7
	8 TX heritability AND TX spouse* AND TX personality	18.08.18.	18		0
	9 TX genetic factor* AND TX spouse AND TX personality	18.08.18.	26		0
	10 (DE "Personality Traits") AND ((DE "Parents") OR (DE "Grandparents") OR (DE "Spouses") OR (DE "Couples")) AND ((DE "Assortative Mating") OR (DE "Family Resemblance") OR (DE "Human Mate Selection"))	18.08.18.	30		0
PubMed	1 (assortative mating) AND personality	30.04.18.	127	14.11.19.	2
	2 ((couple*) AND similarity) AND personality	1.05.18.	82		10
	3 (homogamy) AND personality	5.05.18.	21		0
	4 ((family study) AND heritability) AND personality	21.05.18.	203		0
	5 (self-other agreement) AND personality	11.07.18.	55		5
	6 ((family study) AND parents) AND (personality trait* OR personality dimension* )	11.07.18.	235		12
	7 (ideal partner) AND personality	11.07.18.	67		2

Tablica 6. Osnovni podaci o pretragama potencijalno relevantnih literarnih izvora u digitalnim bazama podataka

Baza	Termini	Prva pretraga		Druga pretraga	
		datum	n izvora	datum	n izvora
	8 (((heritability) OR genetic factor*) AND spouse*) AND personality	17.07.18.	26		0
	9 (((Parents[MeSH Terms]) OR Sexual Partners[MeSH Terms]) OR Spouses[MeSH Terms]) OR Grandparents[MeSH Terms] AND Personality[MeSH Terms] AND ((((((dissimilarity OR similarity) OR resemblance) OR homogamy) OR heterogamy) OR assort*) OR congruence) Filters activated: Humans.	17.07.18.	152		6
WoS <sup>b</sup>	1 TS=(assortative mating AND personality)	23.08.18.	206	14.11.19.	22
	2 TS=(couple* AND similarity AND personality)		249		39
	3 TS=(homogamy AND personality)		51		3
	4 TS=(family study OR heritability OR genetic factors) AND TS=(parents OR grandparents OR spouses) AND TS=(personality trait* OR personality dimension*) NOT TS=animal*		619		86
	5 TS=(self-other agreement AND personality) AND TS=(couples OR spouses)		16		3
	6 TS=(ideal partner AND personality)		96		19
<b>Ukupno</b>					<b>14476</b>

*Napomena.* ASC – Academic Search Complete; DOAJ - Directory of Open Access Journals; PMC - PubMed Central; WoS - Web of Science; 18 – 2018. godina, 19 – 2019. godina.

Kratice u bazama ASC i PsycINFO: TX – pretraživanje pojma u cijelom tekstu; AB – pretraživanje pojma samo u sažetku; DE – pretraživanje predmetnice.

Pojmovi u bazama PMC i PubMed: Body–All words - pretraživanje pojma u cijelom tekstu; MeSH Terms - pretraživanje predmetnice.

Kratice u bazi WoS: TS – pretraživanje po temi.

<sup>a</sup> U svim pretragama u bazi PsycINFO korišteno je ograničenje „populacijska skupina: human“.

<sup>b</sup> U svim pretragama u bazi Web of Science korištene su postavke: Databases = WOS, BCI, CCC, DRCI, KJD, RSCI, SCIELO; Timespan=All years; Search language=Auto.

koji su ranije pronađeni pretragom digitalnih baza, pronađeni su cjeloviti tekstovi za 404 nova i jedinstvena izvora<sup>8</sup>, od čega je 125 uključeno u metaanalizu.

### *3.1.3. Pretraživanje po autorima*

Za prve autore svih izvora koji su unaprijed prikupljeni, pronađeni pretraživanjem digitalnih baza te strategijom pretrage referenci poduzeti su koraci za pronalaženje njihovih popisa publikacija. U tu su svrhu korištene različite metode poput traženja mrežnih stranica institucija na kojima su zaposleni, njihovih osobnih mrežnih stranica, različitih platformi koje omogućavaju izradu profila znanstvenika poput Google Scholar-a, ResearchGate-a i slično. Svi su naslovi pregledani te su ukupno 54 izvora procijenjena kao potencijalno relevantna, od čega 51 jedinstveni. Nakon što su ti izvori preuzeti i pregledani u cijelosti<sup>9</sup>, tri su nova i jedinstvena izvora uključena u metaanalizu.

### *3.1.4. Obrnuta pretraga referenci*

Za sve izvore koji su prikupljeni dosad navedenim metodama (unaprijed prikupljeni, digitalne baze podataka, pretraga referenci, pretraživanje po autorima) pronađeni su izvori koji su ih citirali. Ova se strategija pretrage naziva obrnuta pretraga referenci, a omogućena je u ranije spomenutoj bazi podataka Web of Science te platformi Google Scholar. Ova je pretraga rezultirala sa 118 jedinstvenih potencijalno relevantnih izvora. Nakon što su preuzeti i pregledani cjeloviti tekstovi<sup>10</sup>, u metaanalizu je uključeno 47 novih izvora.

### *3.1.5. Pretraživanje časopisa*

Posljednja korištena strategija prikupljanja izvora jest pregledavanje sadržaja svih izdanja časopisa relevantnih za područje asortativnog uparivanja po crtama ličnosti. U Tablici 7 prikazani su postotci prikupljenih relevantnih izvora koji se pojavljuju u pojedinim časopisima. S obzirom na to da su, nakon prva tri časopisa u kojima je objavljena većina odabranih radova, postotci vrlo niski, pretraženi su sadržaji tih triju časopisa: *Personality and Individual Differences*, *Journal of*

---

<sup>8</sup> Za 15 izvora koji su ocijenjeni kao potencijalno relevantni nije bilo moguće pronaći cjeloviti tekst.

<sup>9</sup> Za šest izvora nije bilo moguće pronaći cjeloviti tekst.

<sup>10</sup> Za tri izvora nije bilo moguće pronaći cjeloviti tekst.

Personality and Social Psychology te Behavior Genetics. Ova je pretraga rezultirala sa 114 potencijalno relevantnih naslova, od toga 27 novih, odnosno izvora koji se nisu pojavili u prethodnim pretragama. Međutim, od njih je samo jedan odabran za uključivanje u metaanalizu, što je dobar pokazatelj da je pretraživanju izvora došao kraj.

Tablica 7. Zastupljenost ranije pronađenih izvora u pojedinim časopisima

Časopis	<i>f</i>	% <i>f</i>
Personality and Individual Differences	48	10.76%
Journal of Personality and Social Psychology	36	8.07%
Behavior Genetics	25	5.61%
Journal of Personality	17	3.81%
Journal of Marriage and Family	15	3.36%
Journal of Research in Personality	14	3.14%
Personal Relationships	14	3.14%
European Journal of Personality	11	2.47%
Journal of Family Psychology	11	2.47%
Psychological Reports	7	1.57%
Frontiers in Psychology	6	1.35%
Journal of Social and Personal Relationships	6	1.35%
American Sociological Review	5	1.12%
Journal of Consulting and Clinical Psychology	5	1.12%
Personality and Social Psychology Bulletin	5	1.12%
PLoS ONE	5	1.12%

*Napomena.* Prikazani su samo časopisi u kojima je objavljeno više od 1% izvora. *f* – frekvencija; %*f* – relativna frekvencija.

### 3.2. Kriteriji za odabir prikupljenih izvora literature

Da bi izvor bio ocijenjen kao relevantan i bio uključen u metaanalizu, postavljena su tri nužna kriterija:

1. Pronađeni izvor mora uključivati empirijsko istraživanje željene ili ostvarene sličnosti ljubavnih parova u barem jednoj crti ličnosti. Pritom su crte ličnosti definirane kao situacijski i temporalno stabilne interindividualne razlike u karakterističnim obrascima mišljenja, osjećanja i ponašanja (Larsen i Buss, 2019). Željena se sličnost odnosi na sličnost samoprocjene i procjene idealnog partnera u istoj crti ličnosti, a ostvarena sličnost na sličnost između pravih partnera u istoj crti ličnosti, bez obzira na korištenu metodu procjene.



2. Izvor mora sadržavati mjeru željene ili ostvarene sličnosti, ili podatke na temelju kojih se sličnost može naknadno izračunati. Pri procjeni izvora nisu napravljene restrikcije vrste dijadnih indeksa, odnosno, u ovoj su fazi uzeti u obzir svi oblici kvantificiranja sličnosti.
3. Ispitanici moraju biti heteroseksualne orijentacije. Ukoliko je u uzorak uključen vrlo mali broj neheteroseksualnih parova, izvor je procijenjen kao relevantan. Konkretno, to je bio slučaj za dva uzorka. U jednom su bila tri homoseksualna para od njih ukupno 360, a u drugom je 96% ispitanika bilo heteroseksualne orijentacije.

Pet ranije opisanih strategija prikupljanja izvora rezultiralo je s 472 rada koji su prema ovim kriterijima procijenjeni kao relevantni i koji su uključeni u proces kodiranja koji će biti opisan u nastavku.

### **3.3. Kodiranje odabranih izvora literature**

Kodiranje prikupljenih i odabranih izvora ključan je korak u pregledu literature i može se smatrati ekvivalentom primjeni strukturiranog intervjua na sudionicima primarnog istraživanja. U toj je analogiji formular za kodiranje istovjetan intervjuu, a pojedini izvori sudionicima. Potrebno je, dakle, iz velikog broja dostupnih informacija koje se nalaze u odabranim izvorima na sustavan način ekstrahirati one koje su od istraživačkog interesa za konkretan pregled. U ovom je radu kodiranje napravljeno u programu Microsoft Access. Taj alat omogućava kreiranje formulara za digitalno popunjavanje te automatski sprema podatke u tablični format koji se može prebaciti u druge tipove dokumenata (poput Excel-a) te koristiti u obradi podataka. Takav bi način kodiranja trebao smanjiti mogućnost pogrešaka, pogotovo kada se radi o većem broju izvora koje je potrebno kodirati (Wilson, 2009). Formular za kodiranje (Privitak 1) sastojao se od pet razina: (1) razina literarnog izvora, (2) razina uzorka, (3) razina crte, (4) razina metode procjene te (5) razina veličine efekta.

S obzirom na to da je u sustavni pregled uključen veliki broj radova ( $n = 472$ ), višestruko kodiranje svih prikupljenih radova bilo je teško ostvarivo i vjerojatno bi bilo vrlo dugotrajno. Stoga je slučajnim odabirom formiran manji uzorak tih radova ( $n = 40$ ) na kojem je ispitano slaganje između ukupno tri procjenjivača – autorice disertacije (glavna procjenjivačica) te dva diplomirana psihologa (pomoćni procjenjivači). Glavna procjenjivačica informirala je pomoćne procjenjivače o procesu provedbe sustavnog preglednog istraživanja te metaanalize. Osim toga, detaljno ih je upoznala s formularom za kodiranje te pratećim uputama za kodiranje. U prvoj fazi kodiranja

(12.09.2019. – 22.09.2019.) procjenjivači su nezavisno kodirali ukupno četiri literarna izvora te su nakon kodiranja svakog izvora održani sastanci na kojima su detaljno pregledani svi odgovori, a posebna je pažnja posvećena onima u kojima su se procjenjivači razlikovali. Konačni odgovori, s kojima su se složili svi procjenjivači, uneseni su u novu zajedničku bazu. Dodatno su pojašnjena pravila za kodiranje, a u samom su formularu napravljene potrebne izmjene ukoliko su procjenjivači u procesu kodiranja zamijetili da je neka čestica nejasno formulirana ili su kategorije odgovora suboptimalne. Također, u formular su dodane čestice ako je za to bilo potrebe. Odgovarajuće promjene napravljene su i u uputama za kodiranje.

Nakon što su kodirana prva četiri rada na kojima su se procjenjivači uvježbali, nasumice je odabrano 10 izvora za prvo testiranje slaganja među procjenjivačima (22.09.2019. – 30.09.2019). Za dihotomne i kategorijalne varijable korišten je *Cohenov kapa koeficijent* (Cohen, 1960) za svaku kombinaciju procjenjivača, nakon čega je izračunata njihova aritmetička sredina, odnosno *Lichteov kapa koeficijent* (Hallgren, 2012; Light, 1971; Warrens, 2010), dok je za kontinuirane varijable korišten *intraklasni koeficijent korelacije*. Ove dvije vrste pokazatelja standardni su indikatori slaganja među procjenjivačima, a Orwin i Vevea (2009) navode da su s njima istraživači „na sigurnom terenu“. Pri izračunavanju intraklasnog koeficijenta korelacije korišten je dvosmjerni model s nasumičnim efektima (engl. *two-way random effects model*), odnosno model u kojem se pretpostavlja da su procjenjivači koji procjenjuju sve literarne izvore nasumično odabrani iz veće populacije procjenjivača (Hallgren, 2012; Koo i Li, 2016). Iako je stvarni nasumičan odabir rijedak u praksi, u većini je slučajeva istraživački cilj generalizacija nalaza na druge članove populacije iz koje su procjenjivači odabrani (Orwin i Vevea, 2009). Nadalje, s obzirom na to da svi preostali literarni izvori nisu bili višestruko procijenjeni, odabran je intraklasni koeficijent tipa pojedinačnih mjerenja (engl. *single measures*). Naime, ovaj tip intraklasnog koeficijenta predstavlja procjenu slaganja kada nekoliko procjenjivača kodira samo podskup svih objekata (u ovom slučaju literarnih izvora) od interesa (Hallgren, 2012; Koo i Li, 2016), dok će preostale objekte procjenjivati jedna osoba. Naposljetku, intraklasni je koeficijent izračunat s opcijom apsolutnog slaganja, a ne konzistencije. Intraklasni koeficijent dobiven na ovaj način odražava stupanj u kojem su procjenjivači davali identične odgovore, a ne samo korelaciju među njihovim odgovorima (Hallgren, 2012; Koo i Li, 2016). Osim toga, za sve je varijable izračunat *Krippendorfov alfa koeficijent* (Krippendorff, 2011) koji ima nekoliko prednosti: primjenjiv je na (1) više procjenjivača, (2) različit broj kategorija ili vrijednosti na skali odgovaranja, (3) različite razine mjerenja, (4) nedostajuće podatke (engl. *missing data*) i (5) različite veličine uzoraka. Za izračunavanje Cohenovog i Lichteovog kapa koeficijenta i intraklasnog koeficijenta korelacije

korišten je računalni program IBM SPSS 23. Za Krippendorffov alfa koeficijent korišten je KALPHA *macro* za SPSS (Hayes i Krippendorff, 2007).

Dobiveni koeficijenti slaganja među procjenjivačima za ovih 10 izvora za sve varijable (osim tekstualnih koje su najčešće korištene za prikupljanje nekih dopunskih informacija) prikazani su u Pravitku 2. Pri interpretaciji pokazatelja slaganja, korišteni su kriteriji prikazani u Tablici 8.

Tablica 8. Kriteriji za interpretaciju pokazatelja slaganja među procjenjivačima

Pokazatelj	Vrijednost	Interpretacija	Izvor
<i>Cohenov kapa koeficijent</i>	< 0.00	Loše slaganje	<i>Landis i Koch, 1977</i>
	0.00 – 0.20	Minimalno slaganje	
	0.21 – 0.40	Srednje slaganje	
	0.41 – 0.60	Umjereno slaganje	
	0.61 – 0.80	Znatno slaganje	
	0.81 – 1.00	Gotovo savršeno slaganje	
<i>Intraklasni koeficijent korelacije</i>	< 0.50	Loše slaganje	<i>Koo i Li, 2016</i>
	0.50 - 0.75	Umjereno slaganje	
	0.75 - 0.90	Dobro slaganje	
	> 0.90	Izvršno slaganje	
<i>Krippendorffov alfa koeficijent</i>	Nema jasnih vrijednosti, ali se 0.80 navodi kao granična vrijednost za dobro slaganje.		<i>Swert, 2012</i>

Kao što je vidljivo u Pravitku 2, na *prvoj razini* formulara za kodiranje, odnosno na *razini pojedinačnih literarnih izvora*, nisko slaganje među procjenjivačima dobiveno je samo za varijable početka i kraja prikupljanja podataka (1.2 i 1.3). S obzirom na to da ovo nisu bile varijable od velikog interesa, u novoj su verziji formulara isključene. Na *drugoj je razini*, odnosno *razini uzoraka prikazanih u izvorima*, bilo nekoliko čestica s niskim podudaranjem među procjenjivačima. Čestice s niskim slaganjem među procjenjivačima, a koje su zbog toga isključene nalaze se pod oznakama 2.3, 2.5, 2.6, 2.8, 2.10, 2.11 i 2.48. Ostale čestice koje nisu imale zadovoljavajuće slaganje (2.9, 2.13, 2.14, 2.16, 2.29, 2.38, 2.44) ipak su zadržane zbog važnosti koju imaju u testiranju istraživačkih hipoteza. Dvije su čestice (2.4, 2.7) unatoč zadovoljavajućem slaganju među procjenjivačima isključene. Naime, broj pitanja u formularu otežava i produžava proces kodiranja te doprinosi zamoru i broju grešaka (Orwin i Vevea, 2009). S obzirom na to da se nije radilo o osobito važnim informacijama, ove su čestice isključene. Na *razini crte ličnosti*, unatoč relativno zadovoljavajućem slaganju među procjenjivačima, isključena su pitanja 3.6 i 3.7. Naime, informacije o mogućim minimalnim i maksimalnim vrijednostima koje ispitanici mogu postići na mjeri rijetko su navedene u literarnim izvorima, kao i informacije na temelju kojih se

može posredno donijeti zaključak o njima. S druge strane, ostale čestice s prilično lošim pokazateljima podudaranja (3.1, 3.2, 3.4, 3.5) zadržane su zbog informativne vrijednosti. Na *razini metode procjene* vrlo loši pokazatelji slaganja dobiveni su za pitanja vezana uz valjanost (4.11 – 4.13), zbog čega su isključena iz formulara. Međutim, varijabla *broj vrsta veličina efekata* (4.35) zadržana je, iako su dobiveni niski pokazatelji podudaranja jer je ova čestica važna kontrola za kodirane veličine efekata na razini 5 formulara. Točnije, broj veličina efekata unesen u ovu varijablu definira broj redaka na razini 5. Na posljednjoj razini, *razini veličine efekta*, nisko slaganje među procjenjivačima dobiveno je za nekoliko važnih čestica (5.6, 5.10, 5.30). Međutim, sve tri su zadržane zbog važne uloge u ovom istraživanju. Za ostala pitanja pronađeno je dobro ili izvrsno slaganje.

Na temelju ove analize slaganja te uvida u sadržaj odgovora koji se ne podudaraju, procjenjivači su dobili dodatne detaljne upute za kodiranje. Posebna pažnja posvećena je onim česticama s vrlo niskim slaganjem. Glavna procjenjivačica aktivno je poticala pomoćne procjenjivače da joj ukažu na problematična pitanja te da predlože potrebne izmjene u formulaciji čestica, kategorijama odgovora ili da traže pojašnjenje ukoliko je potrebno. Kao što je ranije opisano u analizi slaganja, nekoliko je pitanja u potpunosti isključeno, dok su za neka promijenjene kategorije odgovora ili je detaljnije objašnjena uputa za kodiranje. Konačna baza podataka za ovih 10 izvora formirana je na način da su revidirani odgovori glavne procjenjivačice. Drugim riječima, za sve su čestice pregledani slučajevi u kojima su se odgovori triju procjenjivača razlikovali, informacije su ponovo potražene u izvorima te je unesen konačan odgovor. U sljedećoj fazi, procjenjivači su nezavisno kodirali preostalih 26 izvora od odabranih 40 (30.09.2019. – 24.10.2019). Ponovljena je analiza slaganja među procjenjivačima istovjetna onoj provedenoj na prvih 10 izvora. Rezultati su prikazani u Privitku 2.

Na *razini literarnog izvora*, sve su čestice imale vrlo zadovoljavajuće pokazatelje slaganja među procjenjivačima. Na *razini uzorka*, za većinu je čestica dobiveno barem umjereno, a za mnoge gotovo savršeno podudaranje među procjenjivačima. Ipak, nekoliko je pitanja bilo problematično (2.25, 2.29, 2.30, 2.31, 2.42). S obzirom na to da je uvidom u odgovore na ova pitanja utvrđeno da je neslaganje prisutno u vrlo malom broju slučajeva, a radi se o važnim varijablama, one su ipak zadržane. Treba ipak naglasiti da su se tijekom kodiranja pitanja 2.29 – 2.31 koja se odnose na obrazovnu razinu uzorka pokazala neadekvatnima, zbog čega su formirane tri nove varijable s novim kategorijama. Naravno, svi su kodirani izvori ponovo procijenjeni na ovim varijablama. Na *razini crte ličnosti*, za tri pitanja vezana uz korištene mjerne instrumente (3.3 – 3.5) dobiveno je loše slaganje među procjenjivačima. Zbog toga su ove čestice isključene, ali su ti podaci prikupljeni

naknadno. Naime, s obzirom na to da je tijekom kodiranja bilo potrebno unijeti i instrument korišten za mjerenje crte ličnosti te, ukoliko je navedena, pripadajuću referencu, bilo je moguće pribaviti ove informacije. Na *razini metode procjene* za sve je varijable dobiveno barem umjereno slaganje. Varijable vezane uz procjenu heritabilnosti (4.14 – 4.18) tijekom procesa kodiranja isključene su kako bi se smanjilo opterećenje i zamor procjenjivača. Naposljetku, na *razini veličine efekta* za većinu je varijabli dobiveno vrlo zadovoljavajuće slaganje među procjenjivačima. Jedna od iznimki je čestica 5.3. Međutim, čini se da je loše podudaranje rezultat toga što se na najnižim razinama procjenjivanja akumuliraju sva neslaganja među procjenjivačima na prethodnim razinama (Yeaton i Wortman, 1993). Naime, uvidom u odgovore utvrdilo se da pravo neslaganje postoji u samo dva slučaja, dok su sve druge razlike posljedica razlika u uključivanju uzoraka i/ili crta ličnosti u bazu podataka. Što se tiče pitanja 5.20, čini se da su odgovori jednog procjenjivača (zbog umora, nepažnje i sl.) imali značajan utjecaj na pokazatelj slaganja. Naime, kada se isključi taj procjenjivač, slaganje je savršeno. Ova se interpretacija može generalizirati i na pitanja 5.21 i 5.23, s obzirom na to da su odgovori na njih ovisni o odgovoru na 5.20. Pitanje 5.6 isključeno je jer je procijenjeno kao suvišno. Konačni odgovori koji će biti korišteni u istraživanju formirani su na isti način kao i nakon prve faze testiranja (10 izvora), odnosno pregledani su svi slučajevi u kojima su se procjenjivači razlikovali te su te informacije ponovo potražene u samim izvorima.

Treba naglasiti da je formular za kodiranje, osim kvantitativnih varijabli, sadržavao i nekoliko polja za upisivanje teksta (općeniti komentari koji se odnose na cijeli izvor, opis uzorka, opis dobi, obrazovanja, metoda formiranja uzorka, vrsta skale, metoda procjene, tip pouzdanosti, vrsta veličine efekta i tip varijabiliteta ukoliko se podatak nije uklapao u nijednu od navedenih kategorija, mjerni instrument, kontrolirane varijable pri izračunavanju veličine efekta, varijabla s kojom je prikazana povezanost za indeks sličnosti te statistička vrijednost koja je prikazana). Ovi su podaci kasnije korišteni za uređivanje baze podataka te aproksimiranje vrijednosti koje su bile unesene u odgovarajuće kvantitativne varijable. U Tablici 9 prikazana je logika transformacije takvih varijabli. Također, informacije iz komentara te opisa uzorka, kao i demografskih varijabli bile su ključne u utvrđivanju potencijalnih preklapanja među uzorcima i/ili izvorima. Naime, vrlo je česta pojava da su podaci prikupljeni na istim ispitanicima objavljeni u različitim izvorima pri čemu preklapanje može biti potpuno ili djelomično. No, bilo bi sasvim neopravdano takve podatke u analizi tretirati kao da dolaze od nezavisnih ispitanika jer to umjetno povećava preciznost ukupnog efekta (Borenstein i sur., 2009). Osim navedenih metoda, kontaktirani su i autori koji su sudjelovali u pisanju više od jednog izvora u uzorku. Svaki je autor primio zahtjev da pruži informaciju o potencijalnom preklapanju u uzorcima. Osim toga, svi su autori primili puni popis

Tablica 9. Opis transformacija za pojedine varijable

Razina	Originalna varijabla	Transformacija
2	Dob (drugo)	Uglavnom su prikazane relativne frekvencije različitih dobnih kategorija. U tim je slučajevima izračunata ponderirana linearna kombinacija aritmetičkih sredina granica tih kategorija.
	Obrazovanje (aritmetička sredina)	Rekodirana u kategorijalnu varijablu (za korištene kategorije vidjeti Tablicu 10). Ovisno o državi iz koje sudionici dolaze, prosječni broj godina obrazovanja korišten je za procjenu kategorije u koju ispitanici pripadaju. Npr. u SAD-u osnovno i srednjoškolsko obrazovanje traje ukupno 12 godina. Pa, ako je $11.50 \leq M \leq 12.49$ , smatra se da je većina uzorka završila srednju školu.
	Obrazovanje (drugo)	Rekodirana u kategorijalnu varijablu (za korištene kategorije vidjeti Tablicu 10). Mjere centralne tendencije tretirane su kao i aritmetička sredina. Ako je obrazovanje izraženo na drugoj skali osim godina obrazovanja, na temelju opisanih točaka skale pokušalo se procijeniti u koju bi kategoriju ispitanici spadali.
	Država	Ova je varijabla korištena za određivanje rezultata uzorka na dimenzijama kulture iz različitih klasifikacija (vidjeti tekst). Ukoliko su ispitanici dolazili iz različitih država, njihova je zastupljenost korištena za ponderiranje rezultata na kulturalnim dimenzijama.
	Duljina braka ili veze (drugo)	Uglavnom su prikazane relativne frekvencije različitih kategorija trajanja braka ili veze. U tim je slučajevima izračunata ponderirana linearna kombinacija aritmetičkih sredina granica tih kategorija.
	Postotak ženskih ispitanika u uzorku (nova varijabla)	Ovaj se podatak odnosi samo na crte u kojima je ispitana idealna sličnost. Izračunat je postotak ženskih ispitanica u uzorku.
3	Crta ličnosti	Za potrebe određenih analiza, crte ličnosti su na temelju konceptualne sličnosti bile grupirane u kategorije crta ličnosti (Privitak 3).
5	Korelacija ili regresijski koeficijent u path modelu Korelacija među latentnim varijablama u strukturalnom modelu <sup>a</sup> $\phi$ koeficijent korelacije Kendallov $\tau$ Polikorična korelacija Spearmanov $\rho$ Apsolutna razlika	Koristi se kao aproksimacija Pearsonovog koeficijenta korelacije.      Standardizirano (vidjeti poglavlje 3.4).

Tablica 9. Opis transformacija za pojedine varijable

Razina	Originalna varijabla	Transformacija
	Apsolutna razlika pomnožena s -1	Promijenjen predznak. Nakon toga tretirano kao apsolutna razlika.
	Kvadrirana profilna sličnost (korelacija između svih čestica nekog upitnika)	Korjenovanje uz prenošenje originalnog predznaka. Nakon toga tretirana kao profilna sličnost (Pearsonov koeficijent korelacije na razini para).
	$\chi^2$	Pretvoren u Pearsonov koeficijent korelacije (Wilson, bez datuma).
6	$\beta$ ponder iz regresijske analize	Pretvoren u Pearsonov koeficijent korelacije pomoću formule $r = \beta + .05\lambda$ (za $\beta \geq 0, \lambda = 1$ ; za $\beta < 0, \lambda = 0$ ; Peterson i Brown, 2005).

*Napomena.* 2 – razina uzorka; 5 – razina veličine efekta.

<sup>a</sup> Samo kada su u modelu uključene isključivo crte ličnosti, a ne i druge varijable.

odabranih izvora kako bi eventualno detektirali izvor koji je dio istog projekta pa je stoga korišten isti ili preklapajući uzorak sudionika. Naposljetku su identični uzorci spojeni u jedan, pri čemu su zadržani podaci iz svih izvora koji su o njima izvještavali. Ukoliko je preklapanje bilo djelomično, a procjenjivane su crte ličnosti bile iste, zadržan je informativniji uzorak. Ukoliko je preklapanje bilo djelomično, a procjenjivane su crte ličnosti bile različite, zadržane su veličine efekata za sve crte, kao i ostali podaci iz originalnih izvora povezani s njima. Međutim, treba naglasiti da, bez obzira što preklapanje nije bilo potpuno, svi su ovi efekti grupirani pod isti uzorak, što će biti važno za obradu podataka. Ukoliko su deskriptivni podaci za dob i pouzdanost mjere bili navedeni zasebno za muškarce i žene, ukupna je vrijednost za cijeli uzorak izračunata kao njihova prosječna vrijednost. Varijable prosječno trajanje braka i prosječno trajanje veze spojene su u jednu varijablu – duljina braka/veze. Ukoliko su postojali podaci samo za jednu od tih dviju varijabli, u novu je varijablu prenesena ta vrijednost. Kada su bila dostupna oba podatka, unesena je duljina veze. Kada u izvoru nije bilo drugih informacija osim trajanje poznavanja ili trajanje kohabitacije, prva je varijabla korištena kao aproksimacija duljine veze, a druga kao aproksimacija duljine braka.

U Tablici 9 navedeno je da je varijabla država iz koje dolaze sudionici korištena za izračunavanje ukupnih rezultata koje te države postižu na odabranim dimenzijama kulture iz četiri različite klasifikacije. Dimenzije su odabrane na temelju konceptualne povezanosti sa zapadnjačkim vrijednostima. Naime, kao što je u uvodu navedeno, postoje nalazi koji ukazuju na to da je sličnost viša u nezapadnjačkim zemljama (Chen i sur., 2009). U nastavku će biti opisano značenje svake od odabranih dimenzija. Podaci iz svih klasifikacija bili su javno dostupni (GLOBE Foundation, 2004; Hofstede i sur., 2010; Inglehart i sur., 2018; Schwartz, 2008). GLOBE klasifikacija (House i sur., 2004) uključuje ukupno devet dimenzija, od kojih su odabrane tri. Treba naglasiti da za svaku dimenziju postoje dva rezultata – jedan se odnosi na ono *kako jest* te odražava društvene prakse, a drugi na ono *kako bi trebalo biti* te odražava društvene vrijednosti. Grupni kolektivism odražava stupanj u kojem pojedinci osjećaju ponos zbog pripadanja organizaciji ili obitelji te stupanj odanosti i kohezije u tim strukturama. Neke karakteristike kultura s visokim rezultatom na ovoj dimenziji su: obveze i dužnosti snažno određuju socijalno ponašanje, postoji jasna distinkcija između pripadnika vlastite skupine (engl. *in-group*) i drugih skupina (engl. *out-group*), naglašena je povezanost s grupom, sporiji životni tempo, značenje ljubavi u braku nije naglašeno. Karakteristike kultura s niskim rezultatom su: osobne potrebe i stavovi snažno određuju socijalno ponašanje, ne postoji jasna distinkcija između pripadnika vlastite skupine i drugih skupina, ljudi naglašavaju razumnost u ponašanju, brži životni tempo, značenje ljubavi u braku snažno je naglašeno (House i sur., 2004). Distanca moći odnosi se na stupanj u kojem se u zajednici prihvaća



i primjenjuje autoritet, razlike u moći te statusne privilegije. Neke karakteristike kultura s visokim rezultatom na ovoj dimenziji su: društvo je rasloženo u klase, postoji percepcija da moć unosi društveni red, vertikalna mobilnost je ograničena, resursi su dostupni samo nekima, informacije su lokalizirane. Karakteristike kultura s niskim rezultatom su: društvo ima visoku zastupljenost srednje klase, moć je povezana s korupcijom i prisilom, vertikalna mobilnost je uobičajena, resursi su dostupni gotovo svima, informacije su dostupne svima (House i sur., 2004). Rodna ravnopravnost odražava stupanj u kojem društvo umanjuje nejednakost među spolovima. Neke karakteristike kultura s visokim rezultatom na ovoj dimenziji su: više je žena na pozicijama moći, niži je stupanj spolne segregacije u kontekstu zanimanja, slične obrazovne razine među spolovima, žene imaju veću ulogu u donošenju odluka vezanih uz zajednicu. Karakteristike kultura s niskim rezultatom su: manje je žena na pozicijama moći, viši stupanj spolne segregacije u kontekstu zanimanja, niža obrazovna razina žena, žene imaju malu ili nikakvu ulogu u donošenju odluka vezanih uz zajednicu (House i sur., 2004).

Druga klasifikacija iz koje su preuzete tri dimenzije poznata je Hofstedeova taksonomija koja sadrži ukupno šest kulturalnih dimenzija (Hofstede i sur., 2010). Distanca moći odražava stupanj u kojem manje moćni članovi društva prihvaćaju i očekuju nejednaku raspodjelu moći. U društvima s visokim rezultatom ljudi prihvaćaju hijerarhijski poredak u kojem svaki član ima svoje mjesto koje ne zahtijeva daljnje objašnjenje. U društvima s niskim rezultatom ljudi streme izjednačavanju moći te zahtijevaju objašnjenja kada postoji nejednakost (Hofstede i sur., 2010). Dimenzija individualizam-kolektivismus odnosi se na stupanj u kojem postoji preferencija za nižom socijalnom isprepletenošću i stupanj u kojem se očekuje da pojedinac brine samo za sebe i članove obitelji. U društvima s visokim rezultatom (individualističke kulture) isprepletenost je niska, a odgovornost postoji za sebe i uski obiteljski krug. U društvima s niskim rezultatom (kolektivističke kulture) postoji preferencija za visoku isprepletenost i članovi tih društava mogu očekivati brigu i od daljih srodnika kao i članova vlastite grupe u zamjenu za odanost (Hofstede i sur., 2010). Izbjegavanje neizvjesnosti odražava stupanj u kojem se članovi društva osjećaju neugodno u susretu s neizvjesnošću i dvosmislenošću. U društvima s visokim rezultatom na neizvjesnost se odgovara rigidnim pravilima vjerovanja i ponašanja te smanjenom tolerancijom prema neortodoksnim ponašanjima i idejama. U društvima s niskim rezultatom prisutni su opušteniji stavovi te se više vrednuju ponašanja nego čvrsti principi (Hofstede i sur., 2010).

Treća, Schwartzova klasifikacija originalno sadrži sedam dimenzija (Schwartz, 2009). Konzervativizam se odnosi na stupanj u kojem se pojedinci tretiraju kao entiteti uronjeni u kolektiv. Postoji očekivanje da smisao života uvelike dolazi od socijalnih odnosa, identificiranja s grupom,

sudjelovanja u životu grupe te ostvarivanja grupnih ciljeva. Naglašeno je održavanje *statusa quo* te izbjegavanje ponašanja koja bi mogla narušiti grupnu solidarnost ili tradicionalni poredak (Schwartz, 2009). Hijerarhija je dimenzija koja odražava stupanj u kojem se društvo oslanja na hijerarhijske sustave s dodijeljenim ulogama za osiguravanje odgovornog i produktivnog ponašanja. Ti sustavi definiraju nejednaku raspodjelu moći, uloga i resursa kao legitimne i poželjne. Članovi su socijalizirani da prihvaćaju hijerarhijsku raspodjelu uloga kao prirodnu datost (Schwartz, 2009). Autonomija mjeri stupanj u kojem su pojedinci tretirani kao autonomni entiteti, odvojeni od drugih. Ljude se potiče na kultiviranje i izražavanje vlastitih preferencija, osjećaja, ideja i sposobnosti te pronalaženja smisla u svojoj jedinstvenosti. Afektivna se autonomija odnosi na stupanj u kojem se pojedince potiče na doživljavanje uzbudljivih, afektivno pozitivnih osobnih iskustava. Intelektualna autonomija se odnosi na stupanj poticanja pojedinaca da neovisno teže vlastitim idejama i intelektualnim usmjerenjima (Schwartz, 2009). Egalitarnost se odnosi na stupanj u kojem se pojedince potiče na međusobno prepoznavanje kao moralno jednakih bića koja kao ljudi dijele temeljne interese. Socijalizacija uključuje internaliziranje kooperativnosti te osjećaj brige za blagostanje svih ljudi, kao i dobrovoljno djelovanje na korist drugih (Schwartz, 2009).

Posljednje dvije dimenzije proizlaze iz velikog istraživanja vrijednosti (Inglehart i sur., 2018). Tradicionalno-sekularno-racionalna dimenzija odražava stupanj u kojem se u kulturi prihvaćaju tradicionalne naspram sekularno-racionalnih vrijednosti. Tradicionalne vrijednosti naglašavaju važnost religije, veze između roditelja i djece, pokoravanje autoritetu i tradicionalnim obiteljskim vrijednostima. Ovaj kraj dimenzije uključuje protivljenje razvodu braka, pobačaju, eutanaziji i samoubojstvu. Ovakva društva imaju visoke razine nacionalnog ponosa i nacionalizma. Sekularno-racionalne vrijednosti suprotne su od tradicionalnih te stavljaju manji naglasak na religiju, tradicionalne vrijednosti i autoritet. Razvod, pobačaj, eutanazija i samoubojstvo relativno su prihvatljiviji (Inglehart i sur., 2018). Dimenzija preživljavanja-samoizražavanja odražava stupanj u kojem društvo prihvaća vrijednosti vezane uz preživljavanje naspram vrijednosti povezanih sa samoizražavanjem. Društva u kojima su visoke vrijednosti preživljavanja naglašavaju ekonomsku i fizičku sigurnost te je za njih karakterističan etnocentrizam i niske razine povjerenja i tolerancije. Društva s izraženim vrijednostima samoizražavanja kao prioritete stavljaju zaštitu okoliša, toleranciju prema strancima, homoseksualnim osobama, rodnu ravnopravnost te sve veće zahtjeve za sudjelovanjem u ekonomskim i političkim odlukama (Inglehart i sur., 2018).

Naposlijetku, pregledane su sve vrste uključenih veličina efekata<sup>11</sup> koje ukazuju na različite vrste sličnosti te kada je to bilo moguće, efekti su transformirani u druge oblike (Tablica 9). Međutim, za mnoge vrste efekata transformacija nije bila moguća, a njihov ukupan broj nije bio dovoljan za provođenje zasebne metaanalize te su stoga isključene. Vrste veličina efekata koje su isključene obuhvaćaju: (a) sličnost profila dobivena metodologijom Q sortiranja, (b) *t*-vrijednost za nezavisne uzorke i kada nije navedeno za koju vrstu uzoraka je izračunata, (c) *t*-vrijednost za zavisne uzorke ukoliko nije prikazan koeficijent korelacije, (d) Cohenov *d* za nezavisne uzorke i kada nije navedeno za koju vrstu uzoraka je izračunat, (e) Cohenov *d* za zavisne uzorke ukoliko su prikazani deskriptivni podaci za razinu crte po spolu te koeficijent korelacije, (f) McCraeov indeks i koeficijent slaganja profila, (g) *F*-omjer iz analize varijance za nezavisne uzorke i kada nije navedeno za koju vrstu uzoraka je izračunat, (h) korelacija među latentnim varijablama u strukturalnom modelu kada su uključene druge varijable osim crta ličnosti, (i) kvadrirana razlika, (j) zbroj apsolutnih razlika na svim česticama upitnika, (k) apsolutna razlika između varijanci pomnožena s -1, (l) koeficijent monotonosti (MONCO,  $\mu^2$ ) te (m) kanonička korelacija. Iz obrade je isključena još jedna vrsta sličnosti – Cohenov *d* za zavisne uzorke (originalno prikazana u izvoru ili naknadno izračunata iz *t*-vrijednosti ili *F*-omjera za zavisne uzorke ili iz deskriptivnih podataka za crtu ličnosti po spolu kada je prikazana korelacija). Iako je bio dostupan značajan broj veličina efekata ovoga tipa, ova vrijednost vjerojatno odražava spolne razlike, a ne konstrukt od interesa, odnosno sličnost. Dakle, isključivanje navedenih vrsta veličina efekata znači da su isključeni i neki od ranije uključenih izvora, pa je konačan ukupan broj nezavisnih uzoraka koji su uključeni barem u jednu od kasnije opisanih analiza 378<sup>12</sup>. Naposljetku su u analizu uključene četiri vrste pokazatelja sličnosti: Pearsonovi koeficijenti korelacije na razini uzorka (VCA) i para (CCA), intraklasni koeficijent korelacije na razini uzorka (VCA) te apsolutna razlika.

### 3.4. Statistički postupci za obradu podataka

S obzirom na to da različiti dijadni indeksi imaju različito psihološko značenje, bilo je potrebno razdvojiti prikupljene veličine efekata i provesti zasebnu analizu za svaki od njih. Stoga su rezultati zasebnih metaanaliza prikazani u četiri poglavlja: (1) za Pearsonov koeficijent korelacije na razini uzorka (VCA, odnosno korelacija između ukupnih rezultata na crtama muškaraca i žena), (2) za

---

<sup>11</sup> Kada je bilo moguće, preuzete su baze podataka koje su korištene u pojedinim izvorima. Izračunate su sve vrste veličina efekata koje je bilo moguće izračunati s obzirom na dostupne podatke.

<sup>12</sup> Izvori uključeni u metaanalizu su u popisu literature označeni sa zvjezdicom.

Pearsonov koeficijent korelacije na razini para (CCA, odnosno aritmetička sredina profilnih sličnosti između svih čestica nekog instrumenta), (3) za intraklasni koeficijent korelacije na razini uzorka (VCA, odnosno korelacija između ukupnih rezultata na crtama muškaraca i žena) te (4) za aritmetičku sredinu apsolutnih razlika između ukupnih rezultata na crtama muškaraca i žena. Koeficijenti korelacije na razini uzorka (VCA) prije analize pretvoreni su u Fisherove  $z$ -vrijednosti te su izračunate njihove varijance pomoću niže navedenih formula (Borenstein i sur., 2009):

$$z = 0.5 * \ln\left(\frac{1+r}{1-r}\right),$$

$$V_z = \frac{1}{n-3},$$

pri čemu je  $z$  Fisherova  $z$ -vrijednost,  $\ln$  prirodni logaritam,  $r$  Pearsonov ili intraklasni koeficijent korelacije,  $V_z$  varijanca Fisherove  $z$ -vrijednosti, a  $n$  broj ispitanika. Nakon što je dobiven ukupan efekt te intervali pouzdanosti, pretvoreni su natrag u koeficijente korelacije pomoću sljedeće formule (Borenstein i sur., 2009):

$$r = \frac{e^{(2z)} - 1}{e^{(2z)} + 1},$$

pri čemu je  $r$  Pearsonov ili intraklasni koeficijent korelacije,  $e$  baza prirodnog logaritma, a  $z$  je ukupan efekt izražen kao Fisherova  $z$ -vrijednost.

Pearsonov koeficijent korelacije na razini para (CCA) predstavlja aritmetičku sredinu pa ga nije bilo potrebno transformirati. Varijanca je izračunata kao kvadrirana standardna devijacija. S obzirom na to da veličina apsolutne razlike ovisi o skali, kako bi ovi indeksi dobiveni na različitim mjerama ličnosti bili međusobno usporedivi, bilo ih je potrebno svesti na zajedničku mjeru. Stoga su aritmetičke sredine i standardne devijacije apsolutnih razlika podijeljene sa zajedničkim standardnim devijacijama crta muškaraca i žena, koje su izračunate kao prosjeci zasebnih standardnih devijacija za muškarce i žene. Ova je metoda dala vrlo slične rezultate kao i izračunavanje apsolutnih razlika na standardiziranim rezultatima na stvarnom uzorku parova. Varijanca je izračunata kao kvadrirana standardna devijacija. Ovako transformirana apsolutna razlika stoga bi trebala biti dobra aproksimacija apsolutnih razlika izračunatih na  $z$ -vrijednostima.

Osnovni postupak za ispitivanje navedenih hipoteza bila je trorazinska metaanaliza koja uzima u obzir međuzavisnost među veličinama efekata grupiranima unutar neke varijable na višoj razini (Cheung, 2014; Konstantopoulos, 2011; Van den Noortgate i sur., 2013). Naime, jedna od

temeljnih pretpostavki u metaanalizi jest statistička nezavisnost veličina efekata (Cheung, 2019; Hedges, 2009). Međutim, kada je na istom uzorku izračunato više veličina efekata, ova pretpostavka nije zadovoljena te nije opravdano koristiti standardnu metaanalizu. Ignoriranjem međuzavisnosti implicitno se pretpostavlja da je korelacija među efektima nula te se umjetno smanjuje heterogenost među njima, što može dovesti do lažno pozitivnih rezultata (Harrer i sur., 2019a; Rodgers i Pustejovsky, 2020) te lažne preciznosti ukupnog efekta (Cheung, 2019). Osim toga, uzorci koji imaju veći broj veličina efekata, imat će veću težinu i više će doprinositi ukupnom efektu (Rodgers i Pustejovsky, 2020). S druge strane, druga dva rješenja ovog problema također su neprikladna, pri čemu se prvo odnosi na odabir jedne veličine efekta za svaki uzorak, a drugo na statističko agregiranje unutar uzorka. Obje metode rezultiraju jednom veličinom efekta po uzorku. Međutim, jedan od glavnih nedostataka ovih pristupa znatno je smanjenje broja veličina efekata koje će biti uključene u analizu, što ujedno smanjuje i njezinu snagu. Dodatan problem vezan uz agregiranje jest to što zahtijeva poznavanje korelacije između svakog para veličina efekata, informaciju koja je često nedostupna istraživaču (Borenstein i sur., 2009; Cheung, 2019). Višerazinska metaanaliza<sup>13</sup>, s druge strane, omogućuje uključivanje svih dostupnih veličina efekata, a ne zahtijeva podatak o korelacijama među njima (Rodgers i Pustejovsky, 2020). Osim toga, ovaj postupak omogućuje procjenu varijabiliteta među efektima između pojedinih ispitanika (razina 1), ishoda unutar uzoraka (razina 2) te između uzoraka (razina 3; Assink i Wibbelink, 2016). U skladu s tim, u ovom je istraživanju za obradu korištena trofazna metaanaliza, pri čemu je grupirajući faktor na trećoj razini bio uzorak. Sve provedene metaanalize koristile su model s nasumičnim efektima koji pretpostavlja da pravi efekti u podlozi opaženih nisu nužno identični. Osim toga, korištenje ovog modela omogućava generalizaciju nalaza na širu populaciju efekata, dok model fiksnih efekata dozvoljava generalizaciju isključivo na efekte s istim značajkama poput onih uključenih u analizu (Borenstein i sur., 2009). Prilikom ponderiranja veličina efekata korištena je metoda recipročne varijance (engl. *inverse variance*). Odnosno, preciznijim veličinama efekata dana je veća težina pri izračunavanju ukupnog efekta. Statistička značajnost ukupnog efekta te procjena intervala pouzdanosti temeljila se na *t*-testu, koji je konzervativniji u usporedbi sa *z*-vrijednostima (Hartung i Knapp, 2001; Sidik i Jonkman, 2002).

---

<sup>13</sup> Ovaj se termin koristi u užem smislu. Naime, u svojoj je biti svaka metaanaliza višerazinska, samo što je njena hijerarhijska struktura implicitna. Standardna metaanaliza ima dvije razine: prvu razinu čine sudionici unutar uzoraka, a drugu razinu uzorci uključeni u analizu (Harrer i sur., 2019a). Stoga se ovdje višerazinska analiza odnosi na metaanalizu koja osim ovih dviju osnovnih razina ima barem još jednu (npr. uzorci grupirani unutar istraživačkih laboratorija).

Jedan od ključnih postupaka u metaanalizi jest ispitivanje efekta malih uzoraka na dobivene rezultate. Ovaj je test važan jer se očekuje da će zbog pristranosti prema objavljivanju statistički značajnih ili snažnijih veličina efekata manji uzorci biti povezani s većim veličinama efekata. Drugim riječima, kada istraživanje provedeno na malom uzorku ne rezultira statistički značajnom veličinom efekta, postoji veća vjerojatnost da neće biti objavljeno. To će rezultirati većom zastupljenošću većih efekata dobivenih na malim uzorcima među objavljenim radovima. S druge strane, istraživanja koja su koristila velike uzorke nisu pod takvim rizikom, ili je barem manje izražen (Borenstein i sur., 2009). Ukratko, testiranjem efekta malih uzoraka, ispituje se je li vjerojatno da je pristranost u objavljivanju utjecala na rezultate metaanalize. Neke od najpoznatijih metoda koje se koriste u ovu svrhu jesu vizualna inspekcija dijagrama lijevka (engl. *funnel plot*), metoda oduzmi i dodaj (engl. *trim & fill*), Eggerov regresijski test te Rosenthalov sigurno neznačajni N (engl. *Fail-safe N*; Borenstein i sur., 2009; Rodgers i Pustejovsky, 2020). Problem, međutim, nastaje u primjeni ovih i drugih metoda koje izravnije ispituju selektivno objavljivanje rezultata (za više informacija vidjeti Rodgers i Pustejovsky, 2020) u kontekstu višerazinske metaanalize. Naime, sve navedene metode pretpostavljaju statističku nezavisnost veličina efekata, uvjet koji, kako je ranije objašnjeno, nije zadovoljen kada postoji više efekata izračunatih na istim ispitanicima. Većina tih metoda ne može biti prilagođena višerazinskoj metaanalizi, a odgovarajući postupci nisu razvijeni. Jedna od rijetkih metoda koja se može kombinirati s trorazinskom metaanalizom Eggerov je regresijski test kojim se ispituje moderatorski efekt mjere preciznosti veličine efekta. U ovom je istraživanju korištena standardna pogreška za koeficijente korelacije te standardna devijacija efekta za aritmetičke sredine. Treba imati na umu da je ovaj test u dva simulacijska istraživanja imao ograničenu snagu za detektiranje efekta malih uzoraka (Fernández-Castilla i sur., 2019; Rodgers i Pustejovsky, 2020). Osim Eggerovog regresijskog testa, u ovom je istraživanju efekt pristranosti u objavljivanju ispitan na još tri načina. Prvi je uključivao izračunavanje Cookovih udaljenosti na obje razine, a sve veličine efekata čije su pripadajuće Cookove udaljenosti bile tri ili više puta veće od prosječnih Cookovih distanci isključene su (npr. Lehtonen i sur., 2018). Na tom pročišćenom uzorku ponovljena je ista analiza, a konzistentnost rezultata s originalnima ide u prilog nepostojanju pristranosti. Nadalje, testiran je moderatorski efekt statusa literarnog izvora, odnosno je li izvor iz kojeg potječe veličina efekta objavljen ili neobjavljen (vidjeti Tablicu 10). Naposljetku je ispitan i moderatorski efekt cilja istraživanja, odnosno je li ispitivanje sličnosti bio jedan od primarnih ciljeva istraživanja ili je bio sporedan. Naime, neki izvori koji su uključeni u ovaj sustavni pregled nisu za predmet istraživanja imali sličnost parova u crtama ličnosti, niti njezin potencijalni efekt na neke ishodne varijable u kontekstu veze. Primjerice, ukoliko je glavni cilj istraživanja bio ustanoviti efekt roditeljskih crta ličnosti na

ponašanje djeteta, a sličnost roditelja prikazana je kao dio deskriptivne analize, smatra se da je taj podatak sporedan za to istraživanje. No, što je važnije, pretpostavka iza ovog postupka je da u takvim izvorima stupanj sličnosti neće djelovati na objavljivanje rada, upravo zbog toga što nema mnogo veze s fokusom istraživanja. S druge strane, u istraživanjima u kojima je sličnost jedan od primarnih ciljeva, to bi mogao biti slučaj.

Osim ukupnog efekta te intervala pouzdanosti, važan cilj metaanalize je i utvrđivanje heterogenosti efekata, odnosno dijela varijance koji se ne može pripisati pogrešci uzorkovanja (varijanci na prvoj razini). Stoga su, uz cijeli model koji obuhvaća ranije navedene tri razine, izračunata i dva reducirana modela, pri čemu je u jednom varijanca manualno postavljena na nulu na drugoj razini (razina specifičnih efekata), a u drugom na trećoj razini (razina uzoraka). Usporedba reduciranih modela s cijelim modelom testovi su značajnosti varijance na dvjema razinama modela (Assink i Wibbelink, 2016). Također, izračunata je i raspodjela heterogenosti, odnosno udio heterogenosti koji je posljedica razlika među efektima unutar uzoraka (razina 2) te između uzoraka (razina 3; Harrer i sur., 2019a). Kada među prikupljenim efektima postoji heterogenost, ključno je pokušati objasniti je potencijalnim moderatorskim varijablama. U ovom je slučaju to i teorijski opravdano, s obzirom na postavljene hipoteze. Stoga su za svaku vrstu indeksa sličnosti ispitani različiti mogući moderatori, ovisno o dostupnosti podataka. Svi potencijalni metodološki i teorijski moderatori navedeni su u Tablicama 10 i 11. Tehnički, moderatori se u višerazinskoj metaanalizi testiraju proširivanjem modela u kojemu se potencijalni moderatori uključuju kao prediktori. Za kategorijalne varijable to znači prethodno stvaranje odgovarajućeg broja dummy-varijabli (Assink i Wibbelink, 2016).

Kada je to bilo moguće i smisljeno, uspoređeni su ukupni efekti dobiveni na pravim te na slučajnim parovima, kao i oni dobiveni na sirovim podacima te oni korigirani za stereotipnu točnost. Nadalje, kada je postojalo dovoljno podataka, izračunat je ukupan efekt za idealnu, odnosno željenu sličnost koja predstavlja podudaranje između samoprocjene te procjene idealnog partnera. Osim ukupnog efekta, testirana je i prediktivna valjanost idealne u predviđanju ostvarene sličnosti. Ukoliko je postojalo dovoljno podataka, zasebno su obrađena longitudinalna istraživanja te je testirana razlika između različitih točaka mjerenja. Naposljetku, provedene su zasebne metaanalize za pojedinačne kategorije crta u koje su prethodno grupirane konceptualno slične crte ličnosti (vidjeti Pravitak 3). Sve su analize provedene u programu R (verzija 4.0.3; R Core Team, 2020), koristeći pakete metafor (Viechtbauer, 2010) i dmetar (Harrer i sur., 2019b).

Tablica 10. Potencijalni metodološki moderatori

<b>Razina</b>	<b>Moderator</b>	<b>Kategorije</b>	<b>Opis</b>
Izvor	Vrsta izvora	Objavljeni	Objavljeni rad u časopisu, knjiga, poglavlje u knjizi
		Neobjavljeni	Završni neobjavljeni studentski rad, neobjavljeni diplomski rad, neobjavljena doktorska disertacija, sažetak s konferencije, tehničko izvješće, neobjavljeni rukopis
Uzorak	Vrsta uzorka	Reprezentativni	Slučajni uzorak, cijela populacija
		Selekcionirani	Selekcionirani ili samoselekcionirani (npr. prigodni uzorci, dobrovoljci, određene skupine koje nisu previše specifične poput studenata, srednjoškolaca, parova koji su se registrirali za vjenčanje)
		Klinički	Kliničke skupine (barem jedan član para je pacijent; npr. ovisnost, neuroza, infarkt)
	Cilj	Centralni	Procjena sličnosti jedan je od centralnih ciljeva rada
		Sporedni	Procjena sličnosti je sporedna u radu
	Nezavisno odgovaranje	Da	Poduzete su mjere za osiguravanje nezavisnog odgovaranja
Ne		Nisu poduzete mjere za osiguravanje nezavisnog odgovaranja	
Motivacija	Nagrađeni	Sudionici su dobili neki oblik nagrade (novac, lutrija, eksperimentalni sati)	
	Volonteri	Sudionici nisu nagrađeni	
Crta	Razina	Niža	Crta predstavlja nižu, specifičniju razinu u hijerarhiji (npr. subskala topline u Petofaktorskom modelu)
		Viša	Crta je na višoj, obuhvatnijoj razini u hijerarhiji (npr. dimenzija ugodnosti u Petofaktorskom modelu)
	Vrsta skale	Dihotomna	Skala odgovora ima samo dvije opcije
		Kategorijalna	Skala odgovora ima više opcija koje predstavljaju međusobno isključive kategorije
		Ordinalna	Skala odgovora ima više opcija koje imaju prirodni redoslijed koji ukazuje na stupanj zastupljenosti svojstva koje se mjeri
Kontinuirana	Skala odgovora ima više opcija, a pretpostavlja se da one predstavljaju ekvidistantne jedinice		
Drugo	Druge vrste skala koje su uglavnom predstavljale neku kombinaciju ranije opisanih skala		
Metoda procjene	Metoda procjene	Samoprocjena	Samoprocjena
		Partner	Procjena partnera
		Treća osoba	Procjena treće osobe (npr. studenti procjenjivali svoje roditelje)
		Stručnjak	Procjena stručnjaka (npr. trenirani eksperimentator koji opaža interakciju parova i nakon toga ih procjenjuje na upitniku ličnosti)
		Drugo	Npr. statistički kompozit više vrsta procjene



Tablica 11. Potencijalni teorijski moderatori

<b>Moderator</b>	<b>Kategorije</b>	<b>Opis</b>
Dob <sup>a</sup>		Aritmetička sredina dobi ispitanika u uzorku
Obrazovanje	>= 50% pohađana SŠ	50% ili više ispitanika u uzorku pohađalo srednju školu
	>= 50% završena SŠ	50% ili više ispitanika u uzorku završilo srednju školu
	>=50% pohađan PDS	50% ili više ispitanika u uzorku pohađalo preddiplomski studij
	>= 50% završen PDS	50% ili više ispitanika u uzorku završilo preddiplomski studij
	>= 50% pohađan DS	50% ili više ispitanika u uzorku pohađalo diplomski studij
	>= 50% završen DS	50% ili više ispitanika u uzorku završilo diplomski studij
	>= 50% pohađan/završen PoDS	50% ili više ispitanika u uzorku pohađalo ili završilo postdiplomski studij
Status veze	Bračni parovi	Bračni parovi
	Nevjenčani parovi	Nevjenčani parovi, bez informacije o statusu kohabitacije
	Nevjenčani parovi u kohabitaciji	Nevjenčani parovi u kohabitaciji
	Nekohabitirajući parovi	Nekohabitirajući nevjenčani parovi
	Mješovito	U uzorku su parovi s različitim statusom veze
	Bivši partneri	Bivši supružnici ili partneri
Trajanje braka/veze <sup>a</sup>		Aritmetička sredina trajanja braka ili veze ispitanika u uzorku
GLOBE grupni kolektivism – društvene prakse <sup>a</sup>		Dimenzija iz GLOBE klasifikacije. Viši rezultat ukazuje na viši kolektivism u društvenim praksama.
GLOBE grupni kolektivism – društvene vrijednosti <sup>a</sup>		Dimenzija iz GLOBE klasifikacije. Viši rezultat ukazuje na viši kolektivism u društvenim vrijednostima.
GLOBE distanca moći – društvene prakse <sup>a</sup>		Dimenzija iz GLOBE klasifikacije. Viši rezultat ukazuje na višu distancu moći u društvenim praksama.
GLOBE distanca moći – društvene vrijednosti <sup>a</sup>		Dimenzija iz GLOBE klasifikacije. Viši rezultat ukazuje na višu distancu moći u društvenim vrijednostima .
GLOBE rodna ravnopravnost – društvene prakse <sup>a</sup>		Dimenzija iz GLOBE klasifikacije. Viši rezultat ukazuje na višu rodnu ravnopravnost u društvenim praksama.
GLOBE rodna ravnopravnost – društvene vrijednosti <sup>a</sup>		Dimenzija iz GLOBE klasifikacije. Viši rezultat ukazuje na višu rodnu ravnopravnost u društvenim vrijednostima .
Hofstede distanca moći <sup>a</sup>		Dimenzija iz Hofstedeove klasifikacije. Viši rezultat ukazuje na višu distancu moći.
Hofstede individualizam-kolektivism <sup>a</sup>		Dimenzija iz Hofstedeove klasifikacije. Viši rezultat ukazuje na viši individualizam.

Tablica 11. Potencijalni teorijski moderatori

<b>Moderator</b>	<b>Kategorije</b>	<b>Opis</b>
Hofstede izbjegavanje neizvjesnosti <sup>a</sup>		Dimenzija iz Hofstedeove klasifikacije. Viši rezultat ukazuje na više izbjegavanje neizvjesnosti.
Schwartz konzervatizam <sup>a</sup>		Dimenzija iz Schwartzove klasifikacije. Viši rezultat ukazuje na viši konzervatizam.
Schwartz hijerarhija <sup>a</sup>		Dimenzija iz Schwartzove klasifikacije. Viši rezultat ukazuje na višu hijerarhiju.
Schwartz afektivna autonomija <sup>a</sup>		Dimenzija iz Schwartzove klasifikacije. Viši rezultat ukazuje na višu afektivnu autonomiju.
Schwartz intelektualna autonomija <sup>a</sup>		Dimenzija iz Schwartzove klasifikacije. Viši rezultat ukazuje na višu intelektualnu autonomiju.
Schwartz egalitarnost <sup>a</sup>		Dimenzija iz Schwartzove klasifikacije. Viši rezultat ukazuje na višu egalitarnost.
WVS tradicionalno-sekularno-racionalna dimenzija <sup>a</sup>		Dimenzija iz WVS klasifikacije. Viši rezultat ukazuje na višu izraženost sekularno-racionalnih vrijednosti.
WVS dimenzija preživljavanja-samoizražavanja <sup>a</sup>		Dimenzija iz WVS klasifikacije. Viši rezultat ukazuje na višu izraženost vrijednosti samoizražavanja.

*Napomena.* Svi moderatori su na razini uzorka. WVS – World Values Survey; SŠ – srednja škola; PDS – preddiplomski studij; DS – diplomski studij; PoDS – postdiplomski studij; mj - mjeseci.

<sup>a</sup> Kontinuirana varijabla.

## 4. REZULTATI

### 4.1. Pearsonov koeficijent korelacije (VCA)

#### 4.1.1. Ispitivanje efekata kontrolnih varijabli na procjenu sličnosti

S obzirom na to da su u nekim izvorima navedeni samo Pearsonovi koeficijenti korelacije uz kontrolu pojedinih varijabli (poput dobi i obrazovanja), prije glavne obrade provedeno je nekoliko analiza s ciljem utvrđivanja postoji li sustavna razlika između ovakvih pokazatelja sličnosti i onih izračunatih bez kontroliranja varijabli ili korekcije za nepouzdanost mjerenja. Ukoliko se pokaže da takvih razlika nema, bilo bi moguće uključiti i veličine efekata izračunate uz kontroliranje ili korekciju nekih varijabli u glavnu analizu, kada pokazatelji sličnosti bez kontrole/korekcije varijabli nisu dostupni. Ovi se postupci mogu podijeliti u dvije skupine: (1) postupci provedeni na poduzorku zavisnih veličina efekata i (2) postupci provedeni na poduzorku nezavisnih veličina efekata. Prvi se odnose na usporedbu sirovih Pearsonovih koeficijenata korelacije s Pearsonovim koeficijentima uz kontrolu/korekciju pojedinih demografskih varijabli/pouzdanosti i to kada postoje obje vrste pokazatelja sličnosti izračunate na istom uzorku. Druga skupina postupaka provedena je kao moderatorska analiza. Drugim riječima, uspoređuju se ukupne veličine efekata izračunate na poduzorku izvora koji su naveli samo Pearsonove koeficijente dobivene na sirovim podacima s poduzorkom izvora koji su naveli samo Pearsonove koeficijente uz kontrolu neke varijable. Treba naglasiti da ove analize, osim što daju odgovor na pitanje je li opravdano u istu analizu uključiti obje vrste efekata, služe i kao testovi hipoteza o mehanizmima asortativnog uparivanja (hipoteza 3a) te efekta korekcije za nepouzdanost mjerenja (hipoteza 3c). Za izračunavanje efekata korigiranih za nepouzdanost mjerenja te njihove standardne pogreške, korištene su sljedeće formule (Card, 2012):

$$r_{datt} = \frac{r_{att}}{\sqrt{r_{xx} * r_{yy}}},$$

$$SE_{datt} = \frac{SE_{att}}{\sqrt{r_{xx} * r_{yy}}},$$

pri čemu su  $r_{att}$  i  $SE_{att}$  veličina efekta i njena standardna pogreška bez korekcije za nepouzdanost, a  $r_{xx}$  i  $r_{yy}$  procjene pouzdanosti mjernog instrumenta za muškarce i žene. Ukoliko je u izvoru bila navedena ukupna pouzdanost za cijeli uzorak, umjesto  $\sqrt{r_{xx} * r_{yy}}$ , korišten je izraz  $\sqrt{r^2}$ .

#### 4.1.1.1. Zavisne veličine efekata

U Tablici 12 vidljivo je da su ukupne veličine efekata identične kada su izračunate na sirovim Pearsonovim koeficijentima korelacija te uz kontrolu dobi, a intervali pouzdanosti praktički su identični. Drugim riječima, čini se da statistička kontrola dobi nema nikakav efekt na sličnost izraženu Pearsonovim koeficijentom korelacije. Slični su rezultati dobiveni i kada su sirovi Pearsonovi koeficijenti uspoređeni s onima izračunatima uz kontrolu obrazovanja. Što se tiče kontrole dobi i obrazovanja te trajanja veze, kao i drugih varijabli (vidjeti napomenu u Tablici 12), iako je ukupan efekt uz kontrolu ovih varijabli nešto niži, intervali pouzdanosti gotovo se u potpunosti preklapaju. Rezultati su, međutim, drugačiji kada se usporede intervali analize sirovih Pearsonovih koeficijenata te onih dobivenih analizom Pearsonovih koeficijenata korigiranih za nepouzdanost mjerenja. Naime, intervali pouzdanosti ovih dviju analiza u potpunosti su nepreklapajući, što ukazuje na značajnu razliku. Drugim riječima, na temelju rezultata dobivenih na ovom poduzorku, može se očekivati da je stvarni indeks sličnosti izražen Pearsonovim koeficijentom korelacije značajno viši od onog opaženog, što je rezultat nepouzdanosti korištenih mjernih instrumenata.

Tablica 12. Rezultati trirazinske metaanalize Pearsonovih koeficijenata korelacije (VCA) sa i bez kontrole pojedinih demografskih varijabli

<i>n</i> uzorak, VE	VE	95% CI		Kontrolirana varijabla	VE	95% CI	
		LB	LB			LB	LB
13, 129	.23	.15	.32	dob	.23	.14	.31
3, 47	.20	.13	.26	obrazovanje	.19	.13	.25
4, 71	.18	.07	.27	dob i obrazovanje	.14	.06	.22
10, 99	.32	.17	.45	trajanje veze	.29	.13	.43
8, 88	.19	.13	.25	drugo	.16	.11	.21
166, 788	.17	.14	.19	korekcija za nepouzdanost	.23	.20	.26

*Napomena.* *n* uzorak, VE – broj uzoraka, broj pojedinačnih veličina efekata; VE – ukupna veličina efekta; 95% CI – 95%-tni interval pouzdanosti, LB – donja granica; UB – gornja granica; drugo – dob i obrazovanje; dob muškaraca i žena, obrazovanje muškaraca i žena, interakcija dobi muškaraca i žena te interakcija obrazovanja muškaraca i žena; duljina veze, dob i skala laganja; socioekonomski status; spol; dob i trajanje veze; vrsta i godine obrazovanja, socijalna klasa, veličina obitelji, redni broj rođenja, mjesto rođenja, IQ.

#### 4.1.1.2. Nezavisne veličine efekata

Paralelne analize napravljene su i na nezavisnim veličinama efekata, odnosno testirani su moderatorski efekti kontrole različitih demografskih varijabli pri izračunavanju Pearsonovog koeficijenta korelacije. Točnije, uspoređeni su efekti u kojima je sličnost izračunata bez kontroliranja varijabli s efektima u kojima su kontrolirane relevantne varijable pri izračunavanju

sličnosti. U trirazinskoj je metaanalizi testiran moderatorski efekt statističke kontrole dobi (7%) te dobi i obrazovanja (10%) pri izračunavanju Pearsonovog koeficijenta korelacije u usporedbi s veličinom efekata izračunatih bez kontrolnih varijabli (83%). S obzirom na to da je zastupljenost efekata uz kontrolu trajanja veze praktički 0%, koji su k tome svi grupirani u istom uzorku, ova je kategorija isključena iz analize. Omnibus test pokazao je da moderatorski efekt ovih varijabli nije statistički značajan ( $F(2, 2247) = 0.35, p = .70$ ). Ukupna veličina efekta bez kontrolnih varijabli iznosila je .16 (95%CI: .14-.17). Veličina efekta uz kontrolu dobi iznosila je .16 (95%CI: .07-.25), a uz kontrolu dobi i obrazovanja .11 (95%CI: .00-.22). Iako je ukupan efekt nešto niži uz kontrolu dobi i obrazovanja, moguće je da je ovo posljedica crta ličnosti koje su obuhvaćene ovom varijablom. Naime, sve crte za koje je prikazana sličnost samo uz kontrolu ovih varijabli dolaze iz Petofaktorskog modela ličnosti. S obzirom na to da je za te crte često pronađena niža razina sličnosti, moguće je da je zbog toga dobiven niži ukupan efekt uz kontrolu dobi te uz kontrolu dobi i obrazovanja. Puno širi intervali pouzdanosti dobiveni uz kontrolu dobi te dobi i obrazovanja vjerojatno su posljedica manjeg broja efekata u tim kategorijama. Točnije, dok je bez ikakvih kontrolnih varijabli prikupljeno 1867 veličina efekata iz 289 nezavisnih uzoraka, uz kontrolu dobi ih je prikupljeno 168 iz osam uzoraka, a uz kontrolu dobi i obrazovanja 215 iz samo tri nezavisna uzorka.

Provedena je slična analiza, s time da je umjesto dobi i obrazovanja testiran efekt kontrole drugih varijabli, što je obuhvatilo: (a) dob i obrazovanje, (b) dob muškaraca i žena, obrazovanje muškaraca i žena, interakciju dobi muškaraca i žena te interakciju obrazovanja muškaraca i žena, (c) duljinu veze, dob i skalu laganja, (d) socioekonomski status, (e) spol, (f) dob i trajanje veze, (g) vrstu i godine obrazovanja, socijalnu klasu, veličinu obitelji, redni broj rođenja, mjesto rođenja te IQ. Ukupno je 80% veličina efekata izračunatih bez kontrolnih varijabli, 7% je izračunato uz kontrolu dobi, a 12% uz kontrolu navedenih drugih varijabli. Rezultati su vrlo slični onima u prethodnoj analizi ( $F(2, 2312) = 0.14, p = .87$ ). Ukupan efekt bez kontrolnih varijabli iznosio je .16 (95%CI: .14-.17). Veličina efekta uz kontrolu dobi iznosila je .16 (95%CI: .08-.25), a uz kontrolu drugih varijabli .14 (95%CI: .09-.20). Puno širi intervali pouzdanosti dobiveni uz kontrolu dobi te drugih varijabli vjerojatno su posljedica manjeg broja efekata u tim kategorijama. Kada je ukupna veličina efekta izračunata zanemarujući kontrolu varijabli, iznosila je .16 (95%CI: .14-.17), što je identično dobivenom efektu izračunatom samo na sirovim Pearsonovim koeficijentima korelacije.

Što se tiče testiranja efekta korekcije za nepouzdanost, s obzirom na to da je samo pet efekata prikazano isključivo uz ovu korekciju, nije bilo opravdano ispitivati moderatorski efekt ove

varijable. Stoga je analiza najprije provedena bez, a zatim s uključivanjem tih pet veličina efekta. Ukupna je veličina efekta u obje analize bila identična i iznosila je .16 (95%CI: .14-.17).

Rezultati obje vrsta postupaka ukazuju na tri zaključka. (1) Kontroliranje relevantnih varijabli (dob, obrazovanje, dob i obrazovanje, trajanje veze te različite druge varijable ili njihova kombinacija) ne mijenja značajno dobiveni ukupan efekt. Ovo ukazuje na to da, ukoliko značajna sličnost u crtama ličnosti postoji među heteroseksualnim partnerima, ona nije rezultat konvergencije ili socijalne homogamije, što je u skladu s hipotezom 3a. Ovom je hipotezom predviđeno da će razina sličnosti biti usporediva kada je izračunata bez kontrole ikakvih varijabli te uz kontrolu varijabli poput duljine trajanja veze, dobi, obrazovanja i socioekonomskog statusa. (2) Opaženi ukupni efekt koji ukazuje na sličnost u ličnosti vrlo je vjerojatno podcijenjen u usporedbi sa stvarnim efektom zbog nepouzdanosti instrumenata za mjerenje crta ličnosti. Ovaj nalaz u skladu je s hipotezom 3c, prema kojoj se očekivao značajno veći ukupan efekt uz korekciju za nepouzdanost korištenog mjernog instrumenta nego bez kontrole tog artefakta. (3) Opravdano je u glavnu analizu, osim sirovih Pearsonovih koeficijenata uključiti i one izračunate uz kontrolu neke od navedenih varijabli ili kombinacije varijabli.

#### 4.1.2. Glavna analiza

U glavnu su analizu bile uključene veličine efekata za sve crte ličnosti, uključujući i one izračunate uz kontrolu nekih varijabli (ukoliko nisu prikazani sirovi Pearsonovi koeficijenti). Ukoliko su u izvoru navedeni efekti za longitudinalno istraživanje, uključeni su samo oni iz prvog mjerenja. Rezultati su prikazani u Tablici 13.

Kao što je vidljivo u Tablici 13, ukupan efekt (model 1) iznosi .16 s prilično uskim intervalom pouzdanosti, što je u skladu s prvom hipotezom, kojom je predviđen ukupni efekt koji ukazuje na nisku razinu sličnosti u crtama ličnosti. Važno je imati na umu da ovaj efekt uglavnom odražava sličnost u crtama iz kategorija neuroticizam/emocionalna stabilnost/negativna afektivnost, savjesnost/kontrola/(dez)inhibicija, ekstraverzija/surgencija/energija, zajedništvo/toplina te otvorenost/intelekt/autonomija, koje zajedno čine gotovo 55% svih veličina efekata (Tablica 14). Zbog toga će kasnije u poglavlju biti prikazane metaanalize za pojedinačne crte kako bi se utvrdilo odražava li ovaj ukupni efekt sličnost u svim kategorijama crta ličnosti. Nadalje, treba naglasiti da je opažena i znatna heterogenost, čemu svjedoči ne samo visoko značajan  $Q$  pokazatelj, već i visok

Tablica 13. Rezultati glavne trirazinske metaanalize s Pearsonovim koeficijentom korelacije na razini uzorka (VCA) kao veličinom efekta

M	n uzorak, VE	VE	95% CI		Q	I <sup>2</sup> (%)	I <sup>2</sup> <sub>r2</sub> (%)	I <sup>2</sup> <sub>r3</sub> (%)	AIC	BIC
			LB	UB						
1		.16	.14	.17		88.42	44.72	43.71	-1775.31	-1757.98
2	331, 2391	.16	.14	.17	14370.21*	-	-	-	2185.85	2197.41
3		.14	.13	.15		-	-	-	-1461.19	-1449.63
4	267, 2196	.14	.13	.16	-	-	-	-	-	-

*Napomena.* M – model; 1 – cijeli model koji uključuje sve tri razine; 2 – model bez druge razine; 3 – model bez treće razine; 4 – model bez veličina efekata za koje je Cookova distanca tri i više puta veća od prosječne Cookove distance; n uzorak, VE – broj uzoraka, broj pojedinačnih veličina efekata; VE – ukupna veličina efekta; 95% CI – 95%-tni interval pouzdanosti; LB – donja granica; UB – gornja granica; I<sup>2</sup> – ukupan I<sup>2</sup>; I<sup>2</sup><sub>r2</sub> - I<sup>2</sup> na razini 2; I<sup>2</sup><sub>r3</sub> - I<sup>2</sup> na razini 3; AIC - Akaikeov informacijski kriterij (engl. *Akaike Information Criterion*); BIC - Bayesov informacijski kriterij (engl. *Bayesian Information Criterion*).

\*  $p < .001$ .

I<sup>2</sup> pokazatelj. Osim toga, vidljivo je da je heterogenost izražena I<sup>2</sup> pokazateljem podjednako raspoređena na razinama 2 i 3, što znači da značajna varijacija među veličinama efekata postoji i unutar i između uzoraka. Modeli 2 i 3 predstavljaju identične analize uz prethodno definiranje varijabiliteta na razinama 2 (model 2) i 3 (model 3) jednakima nuli. Zatim su ti modeli uspoređeni s cijelim modelom (modelom 1) kako bi se ustanovila značajnost varijanci na dvjema razinama. Indikatori AIC i BIC najmanji su za model 1, što ukazuje na njegovu superiornost u usporedbi s druga dva modela. Osim toga, izračunate su dvije analize varijanci koje testiraju razliku između modela 1 i 2 te modela 1 i 3. Jednosmjerni testovi omjera logaritamskih vjerojatnosti (engl. *one-sided log-likelihood-ratio test*) statistički su značajni ( $p < .0001$ ), što također ukazuje na bolje podudaranje modela 1. Naposljetku, izračunat je intraklasni koeficijent korelacije među veličinama efekata unutar uzoraka koji je iznosio .49, što je u skladu s ostalim navedenim rezultatima. Ukratko,

Tablica 14. Zastupljenost 10 najučestalijih crta u uzorku

Crta	%f	Kumulativna %f
Neuroticizam/emocionalna stabilnost/negativna afektivnost	14.93	14.93
Savjesnost/kontrola/(dez)inhibicija	11.25	26.18
Ekstraverzija/surgencija/energija	11.04	37.22
Zajedništvo/toplina	9.70	46.93
Otvorenost/intelekt/autonomija	7.44	54.37
Poduzetnost/dominantnost	3.22	57.59
Psihopatija/psihoticizam	2.47	60.06
Traženje uzbuđenja	2.38	62.44
Samopoštovanje	2.30	64.74
Pozitivna afektivnost	2.17	66.92

*Napomena.* %f – relativna frekvencija.

trorazinski je model prikladan za analizu ovih podataka, odnosno heterogenost koja je opažena na objema razinama statistički je značajna.

Kako bi se ispitalo postoji li pristranost u prikupljenim veličinama efekata, provedeno je nekoliko analiza. Prva se odnosi na Eggerov regresijski test prilagođen za višerazinsku metaanalizu, a sastoji se od ispitivanja moderatorskog efekta preciznosti veličine efekta. U ovoj je analizi kao indikator preciznosti korištena standardna pogreška veličine efekta (korijen varijance; Borenstein i sur., 2009). Moderatorski efekt standardne pogreške nije bio statistički značajan ( $F(1, 2389) = 0.38, p = .54$ ), što ukazuje na nepostojanje pristranosti u objavljivanju. Drugi se postupak sastojao od izračunavanja Cookovih udaljenosti na razini 2 (na razini pojedinačnih efekata) i razini 3 (na razini uzoraka). Napravljen je zaseban poduzorak iz kojega su isključene sve veličine efekata čije su Cookove udaljenosti bile tri ili više puta veće od prosječnih Cookovih distanci. Rezultati su vrlo slični onima dobivenima na cijelom uzorku: ukupan efekt iznosio je .14, uz intervale pouzdanosti .13 i .16. Treće, ispitan je moderatorski efekt statusa literarnog izvora, odnosno je li izvor iz kojeg potječe veličina efekta objavljen ili neobjavljen. Rezultati su pokazali da je moderatorski efekt statusa izvora statistički neznačajan ( $F(1, 2389) = 3.34, p = .07$ ). Međutim, treba imati na umu da je velika većina prikupljenih veličina efekata dolazila iz objavljenih izvora (97%), a vrlo malo iz neobjavljenih (3%). Na kraju, ispitan je i moderatorski efekt cilja istraživanja, odnosno je li ispitivanje sličnosti bio jedan od primarnih ciljeva (83%) istraživanja ili je bio sporedan (17%). Rezultati su pokazali da moderatorski efekt ove varijable nije značajan ( $F(1, 2389) = 0.01, p = .90$ ). Rezultati ovih četiriju postupaka ukazuju na to da opisani rezultati glavne metaanalize vjerojatno nisu umjetno uvećani zbog selektivnog objavljivanja te su u skladu s hipotezom 6a (moderatorski efekti vrste izvora i cilja istraživanja, koji ukazuju na pristranost u prikupljenim veličinama efekata, neće biti statistički značajni).

#### 4.1.2.1. Moderatorske analize

S obzirom na opaženu heterogenost u glavnoj analizi, a u skladu s ranije postavljenim hipotezama, testirano je nekoliko potencijalnih metodoloških i teorijskih moderatora.

**Metodološki moderatori.** Ispitano je nekoliko potencijalnih metodoloških moderatora, a u Tablici 15 navedene su uključene kategorije te njihova zastupljenost (za detaljniji opis pojedinih varijabli vidjeti Tablicu 10). Efekti gotovo svih varijabli pokazali su se statistički neznačajnima: vrsta uzorka ( $F(2, 2288) = 1.06, p = .35$ ), nezavisno odgovaranje ( $F(1, 1343) = 0.00, p = .96$ ), motivacija



ispitanika ( $F(1, 847) = 2.39, p = .12$ ), razina crte<sup>14</sup> ( $F(1, 616) = 1.00, p = .32$ ) te vrsta skale ( $F(4, 232) = 1.85, p = .12$ ).

S obzirom na vrlo nisku zastupljenost pojedinih kategorija u varijablama vrsta uzorka te vrsta skale, analize su ponovljene sa sljedećim izmjenama: pri testiranju vrste uzorka izostavljena je kategorija klinički uzorak, a u varijabli vrsta skale ordinalna skala i drugo. U ovoj su varijabli spojene kategorije nominalna i kategorijalna skala te su uspoređivane s jedinom preostalom kategorijom –

Tablica 15. Kategorije ispitanih metodoloških moderatora i njihova zastupljenost

<b>Moderator</b>	<b>Kategorije</b>	<b>Zastupljenost</b>	<b>PKN</b>
Vrsta uzorka	Reprezentativni	6%	
	Selekcionirani	87%	4%
	Klinički	2%	
Nezavisno odgovaranje – poduzete mjere	Da	33%	44%
	Ne	23%	
Motivacija	Volonteri	3%	65%
	Nagrada	33%	
Razina crte	Niža	22%	74%
	Viša	4%	
Vrsta skale	Nominalna	29%	
	Kategorijalna	10%	
	Ordinalna	0%	1%
	Kontinuirana	59%	
	Drugo	1%	
Metoda procjene	Samoprocjena	81%	
	Partner	12%	
	Treća osoba	1%	0%
	Stručnjak	1%	
	Drugo	5%	

*Napomena.* PKN – podaci koji nedostaju.

kontinuiranom skalom. Međutim, ove se varijable ponovo nisu pokazale značajnim moderatorima ukupnog efekta. Omnibus test za vrstu uzorka iznosio je  $F(1, 2232) = 0.39 (p = .53)$ , a za vrstu skale  $F(1, 2327) = 0.26 (p = .61)$ . Neznačajni efekti razine crte i vrste skale nisu u skladu s hipotezama 6c (značajno viši efekt bit će opažen za crte ličnosti na nižoj nego na višoj hijerarhijskoj razini nekih taksonomija ličnosti) i 6d (značajno niži efekt bit će opažen za veličine efekta dobivene na dihotomnoj i kategorijalnoj skali nego na kontinuiranoj). Jedina varijabla koja se pokazala značajnom jest metoda procjene ( $F(4, 2386) = 18.98, p < .0001$ ) za koju nisu postavljena specifična

<sup>14</sup> U ovu su analizu uključene samo one veličine efekata koje su prikazane za crte na objema razinama.

predviđanja (hipoteza 6d). Pritom su značajni prediktori dummy-varijable procjena partnera ( $-.05$ ,  $p < .0001$ ) i druge vrste procjena ( $.08$ ,  $p < .0001$ ), dok procjena treće osobe ( $.13$ ,  $p = .13$ ) i procjena stručnjaka nisu ( $.03$ ,  $p = .31$ ). Ukupna veličina efekta kada je korištena samoprocjena iznosi  $.16$  (95%CI:  $.14$ -. $17$ ), za procjenu partnera  $.10$  (95%CI:  $.07$ -. $13$ ), a za druge vrste procjena  $.23$  (95%CI:  $.20$ -. $27$ ). Potrebno je naglasiti da metoda druge vrste procjena obuhvaća gotovo isključivo crte Petofaktorskog modela.

**Teorijski moderatori.** Što se tiče demografskih karakteristika uzoraka, niti prosječna dob ( $F(1, 1915) = 3.64$ ,  $p = .06$ ) niti obrazovanje ( $F(6, 1042) = 0.83$ ,  $p = .55$ ) nisu se pokazali značajnim moderatorima. S obzirom na to da je većina kategorija obrazovanja bila slabo zastupljena (Tablica 17), ova je varijabla transformirana tako da je uključivala dvije kategorije – 50% ili više ispitanika u uzorku najviše je pohađalo preddiplomski studij (20%) te 50% ili više ispitanika u uzorku barem je završilo preddiplomski studij (24%). Međutim, niti ova se varijabla nije pokazala značajnim moderatorom ( $F(1, 1047) = 2.39$ ,  $p = .12$ ). Što se tiče dobi, iako je statistička značajnost granična, intervali pouzdanosti regresijskog koeficijenta zahvaćaju nulu ( $.00$ , 95%CI:  $(-.00)$ -. $00$ ), što dodatno ukazuje na to da ova varijabla vjerojatno nije značajan moderator razine sličnosti. Kada se radi o karakteristikama veze, ispitanici su potencijalni efekti statusa ( $F(5, 2078) = 0.66$ ,  $p = .65$ ) te trajanja odnosa ( $F(1, 1043) = 0.59$ ,  $p = .44$ ). Ponovo se niti jedna od varijabli nije pokazala značajnom. Također, kada je isključeno jedno prospektivno istraživanje, rezultati vezani uz trajanje odnosa nisu se promijenili ( $F(1, 1041) = 0.70$ ,  $p = .40$ ). Ovi su rezultati u skladu s hipotezom 6f, prema kojoj se nisu očekivali značajni moderatorski efekti dobi i obrazovanja te statusa veze i trajanja veze. Važno je, međutim, naglasiti da za mnoge veličine efekta podaci za ove varijable nisu bili dostupni (vidjeti PKN u Tablicama 16 i 17), dok su za kategorijalne varijable neke kategorije bile slabo zastupljene.

U sedam zasebnih analiza ispitanici su i efekti različitih dimenzija kulture. Najprije su ispitane dimenzije iz klasifikacije GLOBE, i to u parovima. Naime, u ovoj je klasifikaciji svaka dimenzija izražena u kontekstu društvenih praksi te društvenih vrijednosti. Rezultati su pokazali da je moderatorski efekt dimenzije grupnog kolektivismu značajan ( $F(2, 2121) = 3.73$ ,  $p = .02$ ), pri čemu su društvene prakse značajan prediktor ( $.04$ ,  $p = .02$ ), ali vrijednosti nisu ( $-.04$ ,  $p = .21$ ). U državama u kojima je više izražen kolektivistički duh parovi imaju više razine sličnosti u crtama ličnosti. Dimenzije rodne ravnopravnosti također su imale značajan efekt ( $F(2, 2121) = 3.78$ ,  $p = .02$ ), pri čemu su društvene vrijednosti značajan prediktor ( $-.07$ ,  $p = .01$ ), ali prakse nisu ( $-.02$ ,  $p = .67$ ). Odnosno, parovi iz država u kojima ispitanici smatraju da bi spolovi trebali biti ravnopravni manje

Tablica 16. Deskriptivni podaci za potencijalne moderatore na kontinuiranoj skali

Moderator		M	SD	PKN
Dob		36.00	10.18	20%
Trajanje braka/veze		93.27	97.94	56%
GLOBE klasifikacija	Grupni kolektivism – društvene prakse	4.29	0.49	11%
	Grupni kolektivism – društvene vrijednosti	5.63	0.42	
	Distanca moći – društvene prakse	4.86	0.37	
	Distanca moći – društvene vrijednosti	2.86	0.37	
	Rodna ravnopravnost – društvene prakse	3.42	0.25	
	Rodna ravnopravnost – društvene vrijednosti	4.90	0.38	
Hofstedeova klasifikacija	Distanca moći	44.83	14.60	7%
	Individualizam-kolektivism	78.89	19.08	
	Izbjegavanje neizvjesnosti	53.37	15.51	
Schwartzova klasifikacija	Konzervativizam	3.60	0.21	6%
	Hijerarhija	2.32	0.26	
	Afektivna autonomija	3.88	0.23	
	Intelektualna autonomija	4.36	0.27	
World Values Survey klasifikacija	Egalitarnost	4.71	0.17	8%
	Tradicionalno-sekularno-racionalna dimenzija	0.15	0.54	
	Dimenzija preživljavanja-samoizražavanja	1.01	0.77	

*Napomena.* M – aritmetička sredina; SD – standardna devijacija; PKN – podaci koji nedostaju.

su slični nego parovi iz država u kojima ispitanici nemaju izražene takve vrijednosti. Kulturalne dimenzije vezane uz distancu moći nisu se pokazale značajnima ( $F(2, 2121) = 0.87, p = .42$ ). Niti jedna dimenzija iz Hofstedeove klasifikacije nije se pokazala značajnim moderatorom ( $F(3, 2228) = 0.69, p = .56$ ). Što se tiče Schwartzove klasifikacije, iako omnibus test moderatora nije statistički značajan ( $F(5, 2234) = 1.72, p = .12$ ), jedna se dimenzija pokazala značajnom – afektivna autonomija ( $-.12, p = .01$ ). U državama s višom razinom afektivne autonomije parovi su manje slični u crtama ličnosti. Moderatorski efekt dimenzija iz World Values Survey-a značajan je ( $F(2, 2187) = 4.30, p = .01$ ), pri čemu je dimenzija vrijednosti preživljavanja-samoostvarenja značajan prediktor ( $-.04, p = .00$ ), ali dimenzija tradicionalno-sekularno-racionalnih vrijednosti nije ( $.01, p = .70$ ). Točnije, u državama u kojima su izraženije vrijednosti samoostvarenja, u usporedbi s vrijednostima preživljavanja, sličnost parova u crtama ličnosti je niža. Ovi su rezultati su skladu s hipotezom 6g kojom je predviđeno da će sličnost u crtama ličnosti biti niža u uzorcima koji dolaze iz država u kojima su zastupljene zapadnjačke vrijednosti u usporedbi s uzorcima iz država koje karakteriziraju nezapadnjačke vrijednosti.

**Svi značajni moderatori.** Naposljetku, u jednoj su analizi obuhvaćeni svi moderatori koji su se u prethodnim analizama pokazali značajnima. Iako je omnibus test pokazao da postoje neki značajni

Tablica 17. Deskriptivni podaci za potencijalne moderatore na kategorijalnoj skali

Moderator	Kategorije	Zastupljenost	PKN
Obrazovanje	>= 50% pohađana SŠ	1%	
	>= 50% završena SŠ	6%	
	>=50% pohađan PDS	13%	
	>= 50% završen PDS	17%	56%
	>= 50% pohađan DS	2%	
	>= 50% završen DS	1%	
	>= 50% pohađan/ završen PoDS	4%	
Status veze	Bračni parovi	60%	
	Nevjenčani parovi	10%	
	Nevjenčani parovi u kohabitaciji	1%	13%
	Nekohabitirajući parovi	1%	
	Mješovito	15%	
	Bivši partneri	1%	

*Napomena.* SŠ – srednja škola; PDS – preddiplomski studij; DS – diplomski studij; PoDS – postdiplomski studij; PKN – podaci koji nedostaju.

moderatori ( $F(8, 2065) = 9.29, p < .0001$ ), značajna je ostala jedino metoda procjene, pri čemu su bile značajne dummy-varijable procjena partnera ( $-.06, p < .0001$ ) i drugo ( $.07, p < .0001$ ). Svi moderatori koji se tiču kulturalnih dimenzija nisu više bili značajni: GLOBE grupni kolektivism ( $.00, p = .94$ ), GLOBE rodna ravnopravnost ( $.00, p = .95$ ), Schwartzova afektivna autonomija ( $.03, p = .66$ ) te WVS preživljavanje-samoizražavanje ( $-.04, p = .13$ ). Treba naglasiti da ove četiri kulturalne dimenzije vrlo vjerojatno mjere slične ili iste konstrukte, pa je moguće da se zbog multikolinearnosti nisu pokazale značajnima. Uistinu, korelacije među njima kretale su se od  $-.18$  (između grupnog kolektivism i rodne ravnopravnosti) do  $.82$  (između rodne ravnopravnosti i vrijednosti preživljavanja-samoizražavanja). Faktorska analiza (metoda zajedničkih osi) snažno ide u prilog postojanju jednog zajedničkog faktora koji objašnjava 69% varijance. Apsolutne vrijednosti korelacija pojedinačnih dimenzija s kompozitom iznosile su od  $.53$  do  $.97$ . Stoga je na temelju faktorskih bodova izračunat kompozit ovih varijabli za koji se može reći da najvjerojatnije odražava skup zapadnjačkih vrijednosti – visok individualizam, rodna ravnopravnost, afektivna autonomija te vrijednosti povezane sa samoizražavanjem.

U analizi u kojoj su testirani moderatorski efekti ove kompozitne varijable zajedno s varijablama vezanima uz metodu procjene ( $F(5, 2068) = 14.56, p < .0001$ ), kulturalna je dimenzija bila statistički značajan moderator ( $-.02, p = .02$ ). Odnosno, u skladu s hipotezom 6g, sličnost je niža u kulturama sa izraženijim zapadnjačkim vrijednostima. Dummy-varijable vezane uz metodu procjene ostale su visoko značajne, odnosno koeficijent za procjenu partnera iznosio je  $-.06$  ( $p < .0001$ ), a za metodu procjene drugo  $.07$  ( $p < .0001$ ). Udio varijance koji je objašnjen uključivanjem

ovih prediktora u model iznosi 0% za razinu uzoraka te 10% za razinu specifičnih veličina efekata (varijanca unutar uzoraka). Kada je izračunata heterogenost ( $I^2$ ) i njezina raspodjela po razinama, iznosila je 87.42% te je bila prilično ravnomjerno raspoređena po razinama (40.89% za razinu 2 i 46.53% za razinu 3). Osim toga, izračunati su i ranije opisani reducirani modeli u kojima su varijance na razinama 2 ili 3 manualno izjednačene s nulom. S obzirom na to da su jednosmjerni testovi omjera logaritamskih vjerojatnosti pokazali značajnu razliku ( $p < .0001$ ) u usporedbi s cijelim modelom, može se zaključiti da i nakon uključivanja moderatora postoji značajna neobjašnjena heterogenost među veličinama efekata. Dakle, hipoteza 6, prema kojoj se očekuje da će metodološke i supstancijalne razlike među prikupljenim istraživanjima objašnjavati dio heterogenosti opaženih efekata, samo je djelomično potvrđena.

#### 4.1.2.2. *Slučajni parovi*

Uspoređene su ukupne veličine efekata pravih i slučajnih parova, i to na poduzorku u kojem su prikazane veličine efekta i za prave i za slučajne parove na istim ispitanicima ( $n_{uzorak} = 14$ ,  $n_{veličina\ efekta} = 164$ ). Ukupan efekt za prave parove iznosio je .24 (95%CI: .11-.35), a za slučajne .01 (95%CI: (-.01)-.03). S obzirom na to da su intervali pouzdanosti u potpunosti nepreklapajući, ova se razlika smatra statistički značajnom. Drugim riječima, sličnost koja je opažena između pravih partnera nije isključivo posljedica sličnosti koja postoji među nasumično uparenim pojedincima, što je u skladu s hipotezom 1a. Ovom je hipotezom predviđeno da će veličina efekta izračunata na pravim parovima biti veća nego ona izračunata na slučajnim parovima.

#### 4.1.2.3. *Stereotipna točnost*

Kada je sličnost izražena Pearsonovim koeficijentom korelacije na razini uzorka (VCA), postupci opisani u uvodu za korekciju stereotipne točnosti ne utječu na razinu veličine efekta. Naime, centriranje varijable na temelju aritmetičke sredine ili aritmetičke sredine i standardne devijacije (odnosno izračunavanje  $z$ -vrijednosti) ne mijenja dobiveni koeficijent korelacije. Stoga hipoteza 1b (veličina efekta izračunata uz kontrolu stereotipne točnosti bit će manja nego bez kontrole ovog artefakta) nije testirana za ovaj indeks sličnosti.

#### 4.1.2.4. Idealna (željena) sličnost

Nadalje, izračunat je ukupan efekt na temelju svih dostupnih veličina efekata ( $n_{uzorak} = 22$ ,  $n_{veličina\ efekta} = 156$ ) koji se odnose na idealnu sličnost, odnosno podudarnost između samoprocjena te procjena idealnog partnera. Ukupni je efekt iznosio .43 (95%CI: .38-.49) te je znatno viši od ostvarene sličnosti među pravim parovima (.16), što ukazuje na to da se preferencija za sličnost ne realizira u potpunosti prilikom uparivanja. Postotak žena u uzorku nije bio značajan moderator ovog efekta ( $F(1, 154) = 0.00$ ,  $p = .84$ ). Na poduzorku radova u kojima su veličine efekata za idealnu sličnost prikazane po spolu, izračunati su zasebni ukupni efekti. Ukupan efekt za muškarce iznosio je .40 (95%CI: .31-.49), a za žene .43 (95%CI: .33-.51), a intervali pouzdanosti gotovo su u potpunosti preklapajući. U skladu s neznačajnim moderatorskim efektom postotka žena u uzorku, čini se da nema spolnih razlika u stupnju idealne sličnosti.

Ukupni efekt za ostvarenu i idealnu sličnost izračunat je na poduzorku izvora ( $n = 9$ ) u kojima su prikazane obje vrste efekata ( $n = 83$ ) za iste ispitanike. U ovom poduzorku, ukupan efekt za ostvarenu sličnost iznosio je .10 (95%CI: .06-.15), a za idealnu .41 (95%CI: .33-.49). Drugim riječima, iako je izražena preferencija za sličnim partnerom umjerena do snažna, ostvarena je sličnost vrlo niska. Nadalje, ispitana je i prediktivna valjanost razine idealne, odnosno željene sličnosti na razinu ostvarene sličnosti. U skladu s hipotezom 4, ovaj se prediktor pokazao visoko značajnim (.41,  $p < .0001$ ). Drugim riječima, što je viša želja za sličnošću u crtama ličnosti u nekom uzorku, to je viša i stvarna sličnost među partnerima, što ukazuje na aktivno uparivanje.

#### 4.1.2.5. Longitudalna istraživanja

Među prikupljenim istraživanjima, bilo je 11 izvora iz kojih je preuzeta 51 veličina efekta s više od jedne točke mjerenja. Za taj je poduzorak izvora provjerena razlika između druge i prve točke mjerenja<sup>15</sup>. Ukupni efekt koji se odnosi na razliku između prvog i drugog mjerenja iznosio je -.04 (95%CI: (-.08)-.00). Također, ispitana je moderatorski efekt vremenskog razmaka između dvaju točaka mjerenja. Ova se varijabla nije pokazala značajnim prediktorom razlike u sličnosti između

---

<sup>15</sup> S obzirom na to da je samo jedno istraživanje imalo tri točke mjerenja, ista je analiza napravljena tako da su u prvoj verziji korišteni podaci iz druge točke mjerenja, a u drugoj verziji podaci iz treće točke mjerenja. Rezultati su gotovo identični. Točnije, ukupan efekt iznosio je -.03 (95%CI: (-.07)-.01), a regresijski koeficijent za vremenski razmak između dvaju mjerenja i dalje nije značajan (-.00,  $p = .64$ ).

dvaju mjerenja ( $-0.00, p = .41$ ). Drugim riječima, test hipoteze 5, u kojoj nisu postavljena specifična predviđanja, ukazuje na to da se razina sličnosti ne mijenja s protokom vremena.

#### 4.1.2.6. *Pojedinačne analize za kategorije crta ličnosti*

U Tablici 18 nalaze se rezultati pojedinačnih metaanaliza za specifične kategorije crta ličnosti (za njihov sadržaj vidjeti Privitak 3). S obzirom na to da je za neke kategorije crta ličnosti bio zadovoljen uvjet nezavisnosti veličina efekata (odnosno za svaki uzorak postojala je samo jedna veličina efekta), umjesto trirazinske korištena je standardna metaanaliza uz model s nasumičnim efektima. Zaseban ukupan efekt izračunat je za one kategorije crta za koje je bilo dostupno barem osam veličina efekata.

Za većinu kategorija opažena je znatna heterogenost, osim za emocionalnu inteligenciju, femininost, introspektivnost, lokus kontrole, makijavelizam, ovisnost o nagradi, perfekcionizam te povjerljivost. Iako je za neke od kategorija usporedba reduciranih modela sa cijelim ukazivala na to da na drugoj ili trećoj razini varijanca nije značajna (npr. agresivnost/hostilnost) hijerarhijska struktura metaanalize zadržana je. Eggerov regresijski test u većini analiza nije statistički značajan, što ukazuje na izostanak efekta malih uzoraka koji aproksimira utjecaj pristranosti u objavljivanju na dobivene rezultate. Iznimke su kategorija fleksibilnosti, perfekcionizma, religioznosti/duhovnosti te tradicionalizma. Međutim, svi su ovi regresijski koeficijenti negativni, a ako efekt malih uzoraka postoji, očekuje se pozitivan efekt. Odnosno, veća standardna pogreška koja je karakteristična za manje uzorke trebala bi predviđati veće efekte, a ne obrnuto. Što se tiče ukupnih efekata, u skladu s drugom hipotezom (snažniji se efekti očekuju za crte koje su nalik stavovima i koje su dobri indikatori vrijednosnog sustava pojedinaca), najveći efekti dobiveni su za kategorije crta religioznost/duhovnost i autoritarnost, koji se prema Gignac i Szodorai (2016) mogu smatrati velikim efektima ( $> .29$ ). Ovaj je nalaz očekivan s obzirom na to da su ove dimenzije vrlo slične stavovima za koje se inače pronalaze znatno više razine sličnosti nego za crte ličnosti (Luo, 2017). Nešto niži, ali i dalje visoki efekti pronađeni su za socioseksualnost i tradicionalizam. Ukupni efekti srednje veličine (.19 – .29) pronađeni su za dvije crte Tamne trijade – makijavelizam i narcizam te traženje uzbuđenja, što je u skladu s dosadašnjim istraživanjima (Glicksohn i Golan, 2001; Kardum i sur., 2016). Na nižem kraju srednje veličine efekata nalaze se kategorije ljubomore, konformizma, osjetljivosti te socijalno poželjnog odgovaranja. Mali efekti (.11 – .18) pronađeni su za cijeli niz kategorija crta: emocionalnu ekspresivnost, fleksibilnost, iskrenost-poniznost, lokus

Tablica 18. Rezultati zasebnih analiza za specifične kategorije crta ličnosti

Crta	M	n uzorak, VE	VE	95% CI		Q	I <sup>2</sup> (%)	I <sup>2</sup> <sub>r2</sub> (%)	I <sup>2</sup> <sub>r3</sub> (%)	AIC	BIC	LRT	ERT
				LB	UB								
Agresivnost/ hostilnost	1		.15	.09	.20	150.98	79.03	32.53	46.51	-25.71	-20.36	-	0.07
	2	30, 45	-	-	-	***	-	-	-	-23.36	-19.79	4.36*	-
	3		-	-	-		-	-	-	-26.11	-22.55	1.60	-
Autonomija	1		.16	.11	.21	158.31	65.27	1.26	64.01	-21.42	-15.93	-	-0.38
	2	28, 47	-	-	-	***	-	-	-	-23.41	-19.75	13.70**	-
	3		-	-	-		-	-	-	-18.21	-14.55	5.21*	-
Autoritarnost	-	9, 9	.41	.30	.50	23.92 **	70.00	-	-	-	-	-	-0.03
Ekstraverzija/ surgencija/ energija	1		.06	.04	.09	1038.17	82.86	49.39	33.47	-237.25	-226.54	-	0.01
	2	139, 264	-	-	-	***	-	-	-	-92.30	-85.16	146.95***	-
	3		-	-	-		-	-	-	-215.01	-207.87	24.24***	-
Emocionalna ekspresivnost	1		.18	.04	.32	52.04	79.70	3.45	76.24	-10.01	-8.31	-	3.43
	2	6, 14	-	-	-	***	-	-	-	-11.89	-10.76	0.12	-
	3		-	-	-		-	-	-	-5.19	-4.06	6.82**	-
Emocionalna inteligencija	1		.14	.06	.22		32.36	23.00	9.36	-17.18	-13.64	-	-3.09
	2	5, 25	-	-	-	34.41	-	-	-	-18.36	-16.00	0.82	-
	3		-	-	-		-	-	-	-18.98	-16.63	0.19	-
Femininost	1		.10	.04	.15	30.64	41.06	33.14	7.91	-18.52	-15.69	-	0.02
	2	16, 20	-	-	-	*	-	-	-	-20.38	-18.50	0.14	-
	3		-	-	-		-	-	-	-20.52	-18.63	0.01	-
Fleksibilnost	-	11, 11	.18	.09	.27	52.24 ***	75.68	-	-	-	-	-	-2.20*
Introspektivnost	1		.13	.06	.20		35.94	35.94	0.00	-10.38	-7.88	-	0.61
	2	14, 18	-	-	-	26.23	-	-	-	-10.39	-8.73	0.16	-
	3		-	-	-		-	-	-	-12.38	-10.72	0.00	-
Iskrenost-poniznost	1		.18	.11	.25	150.18	68.57	36.42	32.15	-17.93	-12.38	-	-0.18
	2	25, 48	-	-	-	***	-	-	-	-7.71	-4.01	12.22***	-
	3		-	-	-		-	-	-	-17.51	-13.81	2.42	-



Tablica 18. Rezultati zasebnih analiza za specifične kategorije crta ličnosti

Crta	M	n uzorak, VE	VE	95% CI		Q	I <sup>2</sup> (%)	I <sup>2</sup> <sub>r2</sub> (%)	I <sup>2</sup> <sub>r3</sub> (%)	AIC	BIC	LRT	ERT
				LB	UB								
Konformizam	1		.19	.06	.31	49.92	71.96	71.96	0.00	2.76	3.95	-	1.12
	2	10, 12	-	-	-	***	-	-	-	17.19	17.99	16.43***	-
	3		-	-	-		-	-	-	0.76	1.56	0.00	-
Lokus kontrole	-	8, 8	.17	.08	.26	13.66	50.54	-	-	-	-	-	0.13
Ljubomora	1		.21	.13	.29	23.32	63.55	63.55	0.00	-6.47	-5.87	-	-0.21
	2	6, 10	-	-	-	**	-	-	-	-0.93	-0.53	7.54**	-
	3		-	-	-		-	-	-	-8.47	-8.07	0.00	-
Makijavelizam	1		.29	.22	.36		50.61	0.00	50.61	-15.70	-13.58	-	-0.33
	2	13, 16	-	-	-	24.77	-	-	-	-17.70	-16.28	0.00	-
	3		-	-	-		-	-	-	-15.93	-14.51	1.77	-
Maskulnost	1		.06	.00	.12	69.09	64.73	64.73	0.00	-12.41	-8.52	-	-0.60
	2	24, 28	-	-	-	***	-	-	-	-9.69	-7.10	4.72*	-
	3		-	-	-		-	-	-	-14.41	-11.81	0.00	-
Narcizam	1		.25	.12	.38	117.76	83.33	1.86	81.46	-12.79	-8.90	-	-2.90
	2	11, 28	-	-	-	***	-	-	-	-14.66	-12.07	0.13	-
	3		-	-	-		-	-	-	-1.53	1.06	13.26***	-
Neuroticizam/ emocionalna stabilnost/ negativna afektivnost	1		.10	.09	.12	1305.49	75.84	36.27	39.57	-440.92	-429.31	-	-0.10
	2	189, 356	-	-	-	***	-	-	-	-370.42	-362.67	72.50***	-
	3		-	-	-		-	-	-	-412.70	-404.96	30.22***	-
Objektivnost	1		.10	-.05	.24	70.44	79.90	17.35	62.55	6.32	8.45	-	-2.96
	2	13, 16	-	-	-	***	-	-	-	5.16	6.57	0.83	-
	3		-	-	-		-	-	-	6.34	7.76	2.02	-
Osjetljivost	-	8, 8	.19	.07	.30	30.13 ***	82.88	-	-	-	-	-	-1.66
Otvorenost/intelekt/ autonomija	1		.17	.15	.20	859.04	84.45	72.10	12.35	-139.50	-129.99	-	-0.20
	2	79, 177	-	-	-	***	-	-	-	21.93	28.28	163.44***	-
	3		-	-	-		-	-	-	-139.55	-133.21	1.95	-

Tablica 18. Rezultati zasebnih analiza za specifične kategorije crta ličnosti

Crta	M	n uzorak, VE	VE	95% CI		Q	I <sup>2</sup> (%)	I <sup>2</sup> <sub>r2</sub> (%)	I <sup>2</sup> <sub>r3</sub> (%)	AIC	BIC	LRT	ERT
				LB	UB								
Ovisnost o nagradi	1		.03	-.04	.10		50.13	0.00	50.13	-10.07	-10.23	-	-0.06
	2	5, 8	-	-	-	10.99	-	-	-	-12.07	-12.18	0.00	-
	3		-	-	-		-	-	-	-11.90	-12.01	0.17	-
Perfekcionizam	1		.08	.03	.14		0.00	0.00	0.00	-6.68	-4.99	-	-1.43*
	2	10, 14	-	-	-	15.84	-	-	-	-8.68	-7.55	0.00	-
	3		-	-	-		-	-	-	-8.68	-7.55	0.00	-
Poduzetnost/ dominantnost	1		.10	.06	.14	269.99	77.40	77.40	0.00	-24.54	-17.55	-	-0.68
	2	47, 77	-	-	-	***	-	-	-	2.73	7.39	29.27***	-
	3		-	-	-		-	-	-	-26.54	-21.88	0.00	-
Potreba za pažnjom	1		-.01	-.20	.19	22.18	73.61	0.00	73.61	5.32	6.23	-	-0.79
	2	8, 11	-	-	-	*	-	-	-	3.32	3.92	0.00	-
	3		-	-	-		-	-	-	5.29	5.90	1.97	-
Povjerljivost	1		.17	.10	.24	27.78	37.54	37.54	0.00	-7.82	-5.50	-	-2.26
	2	15, 17	-	-	-	*	-	-	-	-9.30	-7.75	0.52	-
	3		-	-	-		-	-	-	-9.82	-8.27	0.00	-
Pozitivna afektivnost	1		.17	.11	.22	561.34	90.86	4.24	86.62	-53.32	-47.52	-	-1.11
	2	33, 52	-	-	-	***	-	-	-	-53.76	-49.90	1.56	-
	3		-	-	-		-	-	-	-45.98	-42.12	9.34**	-
Psihopatija/ psihoticizam	1		.17	.14	.21	192.13	76.81	65.53	11.28	-57.41	-51.23	-	-0.47
	2	32, 59	-	-	-	***	-	-	-	-16.09	-11.97	43.32***	-
	3		-	-	-		-	-	-	-59.32	-55.20	0.09	-
Religioznost/duhovnost	1		.45	.36	.53	288.17	91.77	85.24	6.53	3.17	6.16	-	-3.59*
	2	15, 21	-	-	-	***	-	-	-	38.57	40.56	37.40***	-
	3		-	-	-		-	-	-	1.20	3.19	0.03	-
Samopoštovanje	1		.16	.12	.19	146.54	74.70	11.06	63.65	-84.37	-78.40	-	0.27
	2	37, 55	-	-	-	***	-	-	-	-84.73	-80.76	1.63	-
	3		-	-	-		-	-	-	-74.09	-70.11	12.28***	-

Tablica 18. Rezultati zasebnih analiza za specifične kategorije crta ličnosti

Crta	M	n uzorak, VE	VE	95% CI		Q	I <sup>2</sup> (%)	I <sup>2</sup> <sub>r2</sub> (%)	I <sup>2</sup> <sub>r3</sub> (%)	AIC	BIC	LRT	ERT
				LB	UB								
Savjesnost/kontrola/ (dez)inhibicija	1	115, 268	.11	.09	.14	1760.27	85.89	55.21	30.68	-220.56	-209.80	-	0.02
	2		-	-	-	***	-	-	-	50.07	57.25	272.63***	-
	3		-	-	-	-	-	-	-	-205.69	-198.52	16.87***	-
Socijalno poželjno odgovaranje	1	37, 43	.19	.14	.23	105.83	70.52	0.00	70.52	-41.45	-36.24	-	-0.74
	2		-	-	-	***	-	-	-	-43.45	-39.98	0.00	-
	3		-	-	-	-	-	-	-	-41.96	-41.65	1.49	-
Socioseksualnost	1	5, 9	.35	.22	.47	23.30	63.88	3.85	60.04	-2.59	-2.35	-	-2.23
	2		-	-	-	**	-	-	-	-4.58	-4.42	0.01	-
	3		-	-	-	-	-	-	-	-3.28	-3.12	1.31	-
Tip A ličnosti	1	7, 15	.14	.01	.26	266.96	96.4	29.29	67.11	-8.44	-6.52	-	-3.97
	2		-	-	-	***	-	-	-	10.52	11.80	20.96***	-
	3		-	-	-	-	-	-	-	-4.54	-3.26	5.90**	-
Tradicionalizam	-	13, 13	.32	.24	.40	68.20 ***	81.72	-	-	-	-	-	-2.04*
Traženje novosti	1	5, 9	.09	.05	.12	13.29	0.00	0.00	0.00	-8.71	-8.67	-	0.17
	2		-	-	-	-	-	-	-	-10.71	-10.55	0.00	-
	3		-	-	-	-	-	-	-	-10.71	-10.55	0.00	-
Traženje uzbuđenja	1	21, 57	.27	.18	.35	172.35	73.10	18.64	54.47	-10.43	-4.35	-	0.65
	2		-	-	-	***	-	-	-	-2.95	1.10	9.48**	-
	3		-	-	-	-	-	-	-	-0.43	3.62	11.99***	-
Zajedništvo/toplina	1	106, 231	.15	.12	.19	1463.99	89.08	37.85	51.23	-137.53	-127.21	-	0.01
	2		-	-	-	***	-	-	-	-4.86	2.02	134.67***	-
	3		-	-	-	-	-	-	-	-121.80	-114.92	17.73***	-

*Napomena.* M – model; 1 – cijeli model koji uključuje sve tri razine; 2 – model bez druge razine; 3 – model bez treće razine; n uzorak, VE – broj uzoraka, broj pojedinačnih veličina efekata; VE – ukupna veličina efekta; 95% CI – 95%-tni interval pouzdanosti; LB – donja granica; UB – gornja granica; I<sup>2</sup> – ukupan I<sup>2</sup>; I<sup>2</sup><sub>r2</sub> - I<sup>2</sup> na razini 2; I<sup>2</sup><sub>r3</sub> - I<sup>2</sup> na razini 3; AIC - Akaikeov informacijski kriterij; BIC - Bayesov informacijski kriterij; LRT - jednosmjerni test omjera logaritamskih vjerojatnosti između reduciranog (modela 2 ili 3) i cijelog modela (modela 1); ERT – Eggerov regresijski test.

\* p < .05; \*\* p < .01; \*\*\* p < .001.

kontrole, otvorenost/intelekt/autonomiju, povjerljivost, pozitivnu afektivnost, psihopatiju/psihoticizam, autonomiju, samopoštovanje, agresivnost/hostilnost, zajedništvo/toplinu, emocionalnu inteligenciju, tip A ličnosti, introspektivnost te savjesnost/kontrolu/(dez)inhibiciju. Trivijalni efekti ( $< .11$ ) dobiveni su za femininost, neuroticizam/emocionalnu stabilnost/negativnu afektivnost, poduzetnost/dominantnost, traženje novosti, perfekcionizam te ekstraverziju/surgenciju/energiju. Samo je za jednu kategoriju (potreba za pažnjom) dobiven negativan efekt, međutim, praktički je jednak nuli uz vrlo široke intervale pouzdanosti. Kategorije crta za koje se može smatrati da ukupni efekti nisu značajni jer intervale pouzdanosti zahvaćaju nulu su maskulinitet, objektivnost i ovisnost o nagradi. Općenito, treba imati na umu da su za mnoge od opisanih efekata intervale pouzdanosti prilično široki (npr. objektivnost, emocionalna ekspresivnost, narcizam). S druge strane, najpreciznije procjene dobivene su za neuroticizam/emocionalnu stabilnost/negativnu afektivnost, ekstraverziju/surgenciju/energiju, savjesnost/kontrolu/(dez)inhibiciju te otvorenost/intelekt/autonomiju, što je vjerojatno posljedica najvećeg broja veličina efekata dostupnih za te kategorije crta ličnosti. Treba naposljetku naglasiti i izostanak pouzdanosti negativnih ukupnih efekata. Drugim riječima, niti za jednu od ispitanih kategorija crta ličnosti nije pronađeno negativno uparivanje. Rezultati su u skladu s drugom hipotezom, prema kojoj je očekivana varijabilnost u razini asortativnog uparivanja u specifičnim crtama ličnosti te izostanak obrasca negativnog uparivanja.

## **4.2. Pearsonov koeficijent korelacije (CCA)**

### *4.2.1. Glavna analiza*

Gotovo sve aritmetičke sredine (uz standardne devijacije) Pearsonovih koeficijenata korelacija između svih elemenata profila muškaraca i žena izračunate su bez ikakve korekcije podataka. Iznimke su bile tri veličine efekata koje su izračunate uz korekciju za stereotipnu točnost. Stoga nije bilo moguće usporediti stupanj sličnosti dobiven bez i sa korekcijom ili statističkom kontrolom nekih varijabli, kao što je to bilo učinjeno za prethodni indeks sličnosti. Zbog toga su u ovu analizu uključeni samo prosječni Pearsonovi koeficijenti izračunati bez ikakve korekcije. Ukoliko su u izvoru navedeni efekti za longitudinalno istraživanje, uključeni su samo oni iz prvog mjerenja. U Tablici 19 prikazani su dobiveni rezultati.

Tablica 19. Rezultati trirazinske metaanalize s prosječnim Pearsonovim koeficijentom korelacije na razini para (CCA) kao veličinom efekta

M	n uzorak, VE	VE	95% CI		Q	I <sup>2</sup> (%)	I <sup>2</sup> <sub>r2</sub> (%)	I <sup>2</sup> <sub>r3</sub> (%)	AIC	BIC
			LB	UB						
1		.31	.25	.38		0.00	0.00	0.00	0.11	7.02
2	14, 75	-	-	-	16.45	-	-	-	-1.89	2.72
3		-	-	-		-	-	-	-1.89	2.72
4	12, 38	.32	.21	.42	6.54	-	-	-	-	-

*Napomena.* M – model; 1 – cijeli model koji uključuje sve tri razine; 2 – model bez druge razine; 3 – model bez treće razine; 4 – model bez veličina efekata za koje je Cookova distanca tri i više puta veća od prosječne Cookove distance; n uzorak, VE – broj uzoraka, broj pojedinačnih veličina efekata; VE – ukupna veličina efekta; 95% CI – 95%-tni interval pouzdanosti; LB – donja granica; UB – gornja granica; I<sup>2</sup> – ukupan I<sup>2</sup>; I<sup>2</sup><sub>r2</sub> - I<sup>2</sup> na razini 2; I<sup>2</sup><sub>r3</sub> - I<sup>2</sup> na razini 3; AIC - Akaikeov informacijski kriterij; BIC - Bayesov informacijski kriterij.

\*  $p < .05$ .

Kao i u prethodnim analizama, ukupni je efekt (model 1) značajno veći od nule i to u pozitivnom smjeru. Ono što je iznenađujuće jest to što se može okarakterizirati kao veliki efekt, što znači da je prva hipoteza djelomično potvrđena. Naime, na temelju prve hipoteze, očekivano je nisko pozitivno uparivanje. Međutim, treba imati na umu da ovaj ukupni efekt uglavnom odražava sličnost u crtama iz kategorija psihopatija/psihoticizam, narcizam, zajedništvo/toplina, savjesnost/kontrola/(dez)inhibicija, neuroticizam/emocionalna stabilnost/negativna afektivnost, ličnost (FFM), otvorenost/intelekt/autonomija, ekstraverzija/surgencija/energija, makijavelizam te ličnost (potrebe). Ove kategorije obuhvaćaju gotovo 80% svih veličina efekata (Tablica 20). Zanimljivo je da i Q i I<sup>2</sup> pokazatelji ukazuju na nepostojanje značajne heterogenosti među efektima. Naravno, u skladu s time su i rezultati jednosmjernih testova omjera logaritamskih vjerojatnosti reduciranih u usporedbi s cijelim modelom koji su statistički neznačajni ( $p = .50$ ). Unatoč tome što prema ovim rezultatima nema značajne varijance unutar uzoraka, zadržana je hijerarhijska struktura analize s obzirom na mali broj uzoraka u usporedbi s brojem veličina efekata. Ovaj je

Tablica 20. Zastupljenost 10 najučestalijih crta u uzorku

Crta	%f	Kumulativna %f
Psihopatija/Psihoticizam	20.00	20.00
Narcizam	9.33	29.33
Neuroticizam/Emocionalna stabilnost/Negativna afektivnost	8.00	37.33
Savjesnost/Kontrola/(Dez)inhibicija	8.00	45.33
Zajedništvo/Toplina	8.00	53.33
Ličnost (FFM)	6.67	60.00
Ekstraverzija/Surgencija/Energija	5.33	65.33
Otvorenost/Intelekt/Autonomija	5.33	70.67
Ličnost (potrebe)	4.00	74.67
Makijavelizam	4.00	78.67

*Napomena.* %f – relativna frekvencija.

postupak opravdan i intraklasnom korelacijom među veličinama efekata unutar uzoraka, koji je iznosio 1.00.

Što se tiče pristranosti u prikupljenim veličinama efekata, Eggerov regresijski test pokazao je da standardna devijacija efekta nije bila značajan moderator veličine efekta ( $F(1, 73) = 0.00, p = .97$ ). Kada su iz uzorka uklonjene veličine efekata čije su Cookove udaljenosti tri i više puta veće od prosječne, rezultati se nisu znatno promijenili, osim što su intervali pouzdanosti nešto širi (model 4 u Tablici 19). Moderatorski efekti statusa izvora ( $F(1, 73) = 0.15, p = .70$ ) te cilja istraživanja ( $F(1, 73) = 0.06, p = .81$ ) pokazali su se neznačajnima. Rezultati ovih postupaka ukazuju na to da opisani rezultati metaanalize vjerojatno nisu umjetno uvećani zbog selektivnog objavljivanja, što je u skladu s hipotezom 6a (moderatorski efekti vrste izvora i cilja istraživanja, koji ukazuju na pristranost u prikupljenim veličinama efekata, neće biti statistički značajni). Kao i ranije, treba imati na umu nisku zastupljenost pojedinih kategorija u ovim varijablama (3% veličina efekata dolazilo je iz neobjavljenih radova te 5% iz izvora kojima sličnost nije bila primaran cilj istraživanja).

#### 4.2.1.1. Moderatorske analize

Unatoč izostanku statističke heterogenosti, u skladu s ranije postavljenim hipotezama, testirano je nekoliko potencijalnih metodoloških i teorijskih moderatora.

**Metodološki moderatori.** Ispitano je nekoliko potencijalnih metodoloških moderatora, a u Tablici 21 navedene su uključene kategorije te njihova zastupljenost (za detaljniji opis pojedinih varijabli vidjeti Tablicu 10). Naravno, za varijable u kojima nije bilo varijabiliteta nije bilo moguće testirati moderatorski efekt. Niti jedna od ispitanih varijabli nije se pokazala značajnom: vrsta uzorka ( $F(2, 72) = 0.99, p = .38$ ), nezavisno odgovaranje ( $F(1, 72) = 0.74, p = .39$ ), razina crte<sup>16</sup> ( $F(1, 13) = 0.00, p = .97$ ), vrsta skale ( $F(2, 72) = 1.11, p = .34$ ) te metoda procjene ( $F(1, 73) = 0.46, p = .50$ ). Ovi rezultati nisu u skladu s hipotezama 6c i 6d, prema kojima je očekivan viši efekt za crte ličnosti na nižoj nego na višoj hijerarhijskoj razini te za veličine efekata dobivene na kontinuiranoj u usporedbi sa dihotomnom i kategorijalnom skalom. Što se tiče efekata vrste uzorka, nezavisnog odgovaranja i motivacije (hipoteza 6b) te metode procjene (hipoteza 6e) nisu napravljene specifične predikcije.

---

<sup>16</sup> U ovu su analizu uključene samo one veličine efekata koje su prikazane za crte na objema razinama.

Tablica 21. Kategorije ispitanih metodoloških moderatora i njihova zastupljenost

Moderator	Kategorije	Zastupljenost	PKN
Vrsta uzorka	Reprezentativni	8%	0%
	Selekcionirani	89%	
	Klinički	3%	
Nezavisno odgovaranje – poduzete mjere	Da	91%	1%
	Ne	8%	
Motivacija	Volonteri	0%	61%
	Nagrada	39%	
Razina crte	Niža	16%	80%
	Viša	4%	
Vrsta skale	Nominalna	16%	0%
	Kategorijalna	0%	
	Ordinalna	0%	
	Kontinuirana	83%	
	Drugo	1%	
Metoda procjene	Samoprocjena	77%	0%
	Partner	23%	
	Treća osoba	0%	
	Stručnjak	0%	
	Drugo	0%	

*Napomena.* PKN – podaci koji nedostaju.

**Teorijski moderatori.** U skladu s hipotezom 6f, niti jedna od potencijalnih moderatorskih varijabli koje se odnose na demografske karakteristike uzorka (dob i obrazovanje) kao ni one koje se odnose na karakteristike veze (status veze i trajanje veze ili braka) nije se pokazala značajnom (Tablice 22 i 23): dob ( $F(1, 73) = 0.76, p = .39$ ), obrazovanje ( $F(2, 58) = 0.82, p = .45$ ), status veze ( $F(2, 65) = 0.34, p = .72$ ) te trajanje braka/veze ( $F(1, 66) = 0.92, p = .34$ ). Kada je isključeno jedno prospektivno istraživanje, trajanje braka/veze i dalje nije bilo značajan moderator veličine efekta ( $F(1, 65) = 0.40, p = .53$ ). Nadalje, ispitani su i efekti kulturalnih dimenzija (Tablica 22): grupni kolektivism ( $F(2, 29) = 1.62, p = .21$ ), distanca moći ( $F(2, 29) = 0.90, p = .42$ ) i rodna ravnopravnost iz GLOBE klasifikacije ( $F(2, 29) = 1.72, p = .20$ ), tri dimenzije iz Hofstedeove klasifikacije ( $F(3, 69) = 1.08, p = .36$ ), pet iz Schwartzove klasifikacije ( $F(4, 68) = 0.87, p = .49$ ) te dvije iz World Values Survey-a ( $F(2, 69) = 1.54, p = .22$ ). Međutim, niti jedna od njih nije se pokazala značajnim moderatorom. U skladu s tim, nije bilo potrebe za formiranjem zajedničke kulturalne dimenzije. Naime, u prethodnoj je obradi istovremeno uključen veći broj kulturalnih dimenzija kako bi se ustanovili njihovi nezavisni efekti na razinu sličnosti. S obzirom na to da, kada je korištena Pearsonova korelacija na razini para (CCA) kao mjera sličnosti, nijedna od dimenzija nije bila značajna nisu niti testirani njihovi nezavisni efekti. Ovi su rezultati u neskladu s hipotezom 6g prema kojoj je očekivano da će u uzorcima iz država u kojima su zastupljene

zapadnjačke vrijednosti sličnost u crtama ličnosti biti niža u usporedbi s uzorcima iz država koje karakteriziraju nezapadnjačke vrijednosti.

Tablica 22. Deskriptivni podaci za potencijalne moderatore na kontinuiranoj skali

Moderator		M	SD	PKN
Dob		35.31	7.01	0%
Trajanje braka/veze		123.87	81.58	9%
GLOBE klasifikacija	Grupni kolektivism – društvene prakse	4.79	0.75	57%
	Grupni kolektivism – društvene vrijednosti	5.51	0.34	
	Distanca moći – društvene prakse	4.93	0.08	
	Distanca moći – društvene vrijednosti	2.92	0.15	
	Rodna ravnopravnost – društvene prakse	3.22	0.15	
	Rodna ravnopravnost – društvene vrijednosti	4.57	0.66	
Hofstedeova klasifikacija	Distanca moći	64.11	16.91	3%
	Individualizam-kolektivism	46.90	27.22	
	Izbjegavanje neizvjesnosti	63.33	20.30	
Schwartzova klasifikacija	Konzervativizam	3.86	0.17	3%
	Hijerarhija	2.64	0.37	
	Afektivna autonomija	3.81	0.23	
	Intelektualna autonomija	4.29	0.12	
	Egalitarnost	4.57	0.15	
World Values Survey klasifikacija	Tradicionalno-sekularno-racionalna dimenzija	0.12	0.48	4%
	Dimenzija preživljavanja-samoizražavanja	0.11	0.75	

*Napomena.* M – aritmetička sredina; SD – standardna devijacija; PKN – podaci koji nedostaju.

#### 4.2.1.2. Povezanost profilne sličnosti s trajanjem veze

S obzirom na to da je Pearsonov koeficijent korelacije izračunat na razini para (CCA) podatak koji postoji za svaki par u uzorku, teoretski je moguće izračunati njegovu povezanost s nekom varijablom duljine braka ili veze. Međutim, za ovaj indeks sličnosti prikazano je samo devet takvih veličina efekata. Stoga hipoteza 3b (korelacija dijadnog indeksa na razini parova s varijablama poput trajanja braka, veze ili duljine poznavanja neće biti značajna) nije mogla biti testirana.



#### 4.2.1.3. Slučajni parovi

Na poduzorku veličina efekata ( $n = 59$  grupirani u osam uzoraka) koje su prikazane i za prave i za slučajne parove izračunate su i uspoređene ukupne veličine efekata. Ukupan efekt za prave parove iznosio je .34 (95%CI: .26-.42), a za slučajne .31 (95%CI: .17-.44). S obzirom na to da su pripadajući intervali pouzdanosti preklapajući, ukupni efekti nisu statistički značajni. Odnosno, sličnost parova mjerena profilnom sličnošću mogla bi biti rezultat sličnosti koja postoji općenito među ljudima, što je u suprotnosti s hipotezom 1a prema kojoj je očekivana značajno veća sličnost kod pravih nego slučajnih parova.

Tablica 23. Deskriptivni podaci za potencijalne moderatore na kategorijalnoj skali

Moderator	Kategorije	Zastupljenost	PKN
Obrazovanje	>= 50% pohađana SŠ	0%	
	>= 50% završena SŠ	47%	
	>=50% pohađan PDS	11%	
	>= 50% završen PDS	24%	19%
	>= 50% pohađan DS	0%	
	>= 50% završen DS	0%	
	>= 50% pohađan/ završen PoDS	0%	
Status veze	Bračni parovi	24%	
	Nevjenčani parovi	9%	
	Nevjenčani parovi u kohabitaciji	0%	9%
	Nekohabitirajući parovi	0%	
	Mješovito	57%	
	Bivši partneri	0%	

*Napomena.* SŠ – srednja škola; PDS – preddiplomski studij; DS – diplomski studij; PoDS – postdiplomski studij; PKN – podaci koji nedostaju.

#### 4.2.1.4. Stereotipna točnost

Osim toga, na poduzorku izvora ( $n = 51$  grupirani u pet uzoraka) u kojima su prikazani i sirovi koeficijenti profilne sličnosti kao i oni korigirani za stereotipnu točnost, uspoređene su ukupne veličine efekata. Ukupni efekt na sirovim koeficijentima iznosio je .32 (95%CI: .23-.40), a na korigiranim .10 (95%CI: .01-.19). S obzirom da su intervali pouzdanosti u potpunosti nepreklapajući, razlika između ukupnih efekata može se smatrati značajnom. Drugim riječima, sličnost koja je opažena među parovima značajno je niža kada je napravljena korekcija za stereotipnu točnost, što je skladu s hipotezom 1b.

#### 4.2.1.5. *Idealna (željena) sličnost*

Niti za jednu veličinu efekta koja prikazuje ostvarenu sličnost nije bila prikazana odgovarajuća veličina efekta koja ukazuje na idealnu, odnosno željenu sličnost. Stoga hipoteza 4 (pozitivna povezanost idealne i ostvarene sličnosti) nije mogla biti testirana za Pearsonov koeficijent korelacije na razini para (CCA).

#### 4.2.1.6. *Longitudinalna istraživanja*

U uzorku je bilo samo jedno istraživanje s više točaka mjerenja, tako da hipoteza 5 (bez specifičnih predviđanja efekta protoka vremena) nije mogla biti ispitana.

#### 4.2.1.7. *Pojedinačne analize za kategorije crta ličnosti*

S obzirom na to da je u samo jednoj kategoriji (psihopatija/psihoticizam) bilo više od sedam veličina efekata, rezultati po kategorijama crta ličnosti nisu prikazani.

### **4.3. Intraklasni koeficijent korelacije (VCA)**

#### 4.3.1. *Ispitivanje efekata kontrolnih varijabli na procjenu sličnosti*

S obzirom na to da je 31% veličina efekata bilo prikazano samo uz kontrolu nekih varijabli (29% uz kontrolu dobi i spola te 2% uz kontrolu spola), ispitan je moderatorski efekt ove varijable. Rezultati su pokazali da moderatorski efekt nije značajan ( $F(1, 169) = 0.05, p = .82$ ). Drugim riječima, kao što je i očekivano prema hipotezi 3a, nema značajne razlike između skupine efekata koji su izračunati bez kontrolnih varijabli te onih izračunatih uz kontrolne varijable (dob i spol) što ukazuje na aktivno uparivanje. Stoga su sve ove veličine efekata uključene u istu analizu.

#### 4.3.2. *Glavna analiza*

Kao što je navedeno, u glavnu su analizu uključene sve veličine efekata, bez obzira na to jesu li izračunate sa ili bez kontrole pojedinih varijabli. Ukoliko su u izvoru navedeni efekti za

longitudinalno istraživanje, uključeni su samo oni iz prvog mjerenja. Rezultati su prikazani u Tablici 24.

Tablica 24. Rezultati trirazinske metaanalize s intraklasnim koeficijentom korelacije na razini uzorka (VCA) kao veličinom efekta

M	n uzorak, VE	VE	95% CI		Q	I <sup>2</sup> (%)	I <sup>2</sup> <sub>r2</sub> (%)	I <sup>2</sup> <sub>r3</sub> (%)	AIC	BIC
			LB	UB						
1		.17	.13	.20		73.31	66.92	6.39	-98.62	-89.21
2	25, 171	-	-	-	691.87***	-	-	-	149.32	155.59
3		-	-	-		-	-	-	-96.67	-90.40
4	21, 123	.15	.12	.18	264.68***	-	-	-	-	-

*Napomena.* M – model; 1 – cijeli model koji uključuje sve tri razine; 2 – model bez druge razine; 3 – model bez treće razine; 4 – model bez veličina efekata za koje je Cookova distanca tri i više puta veća od prosječne Cookove distance; n uzorak, VE – broj uzoraka, broj pojedinačnih veličina efekata; VE – ukupna veličina efekta; 95% CI – 95%-tni interval pouzdanosti; LB – donja granica; UB – gornja granica; I<sup>2</sup> – ukupan I<sup>2</sup>; I<sup>2</sup><sub>r2</sub> - I<sup>2</sup> na razini 2; I<sup>2</sup><sub>r3</sub> - I<sup>2</sup> na razini 3; AIC - Akaikeov informacijski kriterij; BIC - Bayesov informacijski kriterij.

\*\*\*  $p < .001$ .

Rezultati modela 1 koji uključuje tri razine izvora varijabiliteta u skladu su s prvom hipotezom te su vrlo slični onima dobivenima na Pearsonovom koeficijentu korelacije (VCA). Točnije, dobiveni je efekt pozitivan i mali, odnosno razina sličnosti mjerena ovim indeksom je niska. Ovaj je nalaz svakako očekivan kada se uzme u obzir da se gotovo 50% veličina efekata u ovoj analizi odnosi na kategorije crta neuroticizam/emocionalna stabilnost/negativna afektivnost, zajedništvo/toplina, savjesnost/kontrola/(dez)inhibicija, otvorenost/intelekt/autonomija te ekstraverzija/surgencija/energija (Tablica 25). Kasnije će biti prikazani ukupni efekti za ovih pet pojedinačnih kategorija. Nadalje, značajan Q pokazatelj, kao i visok I<sup>2</sup> pokazatelj ukazuju na značajnu heterogenost. Raspodjela heterogenosti prema I<sup>2</sup> uglavnom se može pripisati varijaciji među efektima unutar pojedinih uzoraka. U skladu s time su i rezultati usporedbi glavnog modela s reduciranima. Osim što su AIC i BIC najniži u glavnom modelu (a osobito je izražena razlika između glavnog modela te modela 2 u kojem je varijabilitet na drugoj razini izjednačen s nulom), jednosmjerni testovi omjera logaritamskih vjerojatnosti statistički su značajni ( $p < .0001$  za model 1 i 2 i  $p = .02$  za model 1 i 3). S druge strane, intraklasni koeficijent koji ukazuje na međuzavisnost veličina efekata iz istih uzoraka vrlo je nizak i iznosi .09.

Što se tiče testiranja efekta pristranosti, Eggerov regresijski test pokazao je da standardna pogreška (korijen varijance) nije značajan moderator veličine efekta ( $F(1, 169) = 1.21, p = .27$ ). Nadalje, ponovljena analiza na uzorku iz kojeg su isključeni efekti s Cookovim udaljenostima tri i više puta

većima od prosječnih nije dala značajno različite rezultate (model 4) od originalne analize (model 1). Iako je ukupni efekt nešto niži, intervali pouzdanosti praktički su u potpunosti preklapajući.

Tablica 25. Zastupljenost 10 najučestalijih crta u uzorku

Crta	%f	Kumulativna %f
Neuroticizam/Emocionalna stabilnost/Negativna afektivnost	12.94	12.94
Zajedništvo/Toplina	11.76	24.71
Savjesnost/Kontrola/(Dez)inhibicija	11.18	35.88
Otvorenost/Intelekt/Autonomija	5.88	41.76
Ekstraverzija/Surgencija/Energija	5.29	47.06
Samopoštovanje	4.12	51.18
Tradicionalizam	3.53	54.71
Traženje novosti	3.53	58.24
Ovisnost o nagradi	2.94	61.18
Poduzetnost/Dominantnost	2.94	64.12

*Napomena.* %f – relativna frekvencija.

Osim toga, ispitan je moderatorski efekt statusa izvora, pri čemu je 15% veličina efekata dolazilo iz neobjavljenih, a 85% iz objavljenih izvora. Rezultati su pokazali da moderatorski efekt ove varijable nije značajan ( $F(1, 169) = 0.09, p = .76$ ). S druge strane, efekt cilja istraživanja pokazao se značajnim ( $F(1, 169) = 4.98, p = .03$ ). Ukupan efekt u kategoriji primarni cilj iznosi .18 (95%CI: .14-.21), a u kategoriji sporedni .01 (95%CI: (-.13)-.15). Treba, međutim, naglasiti da potonja kategorija uključuje samo pet veličina efekata (3%). Ukratko, unatoč značajnom efektu cilja istraživanja, rezultati glavne metaanalize najvjerojatnije nisu posljedica pristranosti zbog selektivnog objavljivanja, što je u skladu s hipotezom 6a (moderatorski efekti vrste izvora i cilja istraživanja, koji ukazuju na pristranost u prikupljenim veličinama efekata, neće biti statistički značajni).

Nadalje, s obzirom na to da je za 45 veličina efekata postojao podatak o pouzdanosti korištenih mjernih instrumenta, bilo je moguće izračunati ukupne efekte sa i bez korekcije za nepouzdanost mjerenja. Korištene su formule ranije opisane u poglavlju *Ispitivanje efekata kontrolnih varijabli na procjenu sličnosti*. Ukupan efekt bez korekcije iznosio je .13 (95%CI: .08-.18), a uz korekciju .19 (95%CI: .13-.25). Iako je dobiveni efekt uz korekciju za nepouzdanost mjerenja viši, intervali pouzdanosti se preklapaju tako da se razlika ne može smatrati značajnom, što je u suprotnosti s hipotezom 3c. Naime, očekivan je značajno veći ukupan efekt uz korekciju za nepouzdanost korištenog mjernog instrumenta nego bez kontrole tog artefakta. Treba svakako napomenuti da bi

neznačajna razlika mogla biti posljedica smanjene snage s obzirom na to da je za većinu efekata podatak o pouzdanosti bio nedostupan (74%).

#### 4.3.2.1. Moderatorske analize

S obzirom na to da je opažena značajna statistička heterogenost, a postoje i teorijski razlozi za to, ispitano je nekoliko metodoloških i teorijskih moderatora.

**Metodološki moderatori.** Ispitani su potencijalni moderatorski efekti nekoliko varijabli koje se odnose na metodološke karakteristike istraživanja. Popis tih varijabli te zastupljenost kategorija nalazi se u Tablici 26 (za detaljniji opis pojedinih varijabli vidjeti Tablicu 10). Naravno, za varijable u kojima nije bilo varijabiliteta nije bilo moguće testirati moderatorski efekt. Tri su se varijable pokazale statistički neznačajnima: nezavisno odgovaranje ( $F(1, 78) = 0.19, p = .66$ ) razina crte<sup>17</sup> ( $F(1, 29) = 0.02, p = .88$ ) i metoda procjene ( $F(1, 169) = 2.04, p = .16$ ). Ovakvi rezultati nisu začuđujući s obzirom na to da u varijabli nezavisno odgovaranje ovaj podatak postoji za mali broj efekata, dok u varijabli metoda procjene gotovo da i nema varijabiliteta. Što se tiče razine crte, svi efekti ( $n = 31$ ) koji su uključeni u ovu analizu dolaze iz istog uzorka. Značajni moderatorski efekti dobiveni su za vrstu uzorka ( $F(1, 169) = 11.63, p = .00$ ) i vrstu skale ( $F(1, 169) = 4.98, p = .03$ ). Naime, znatno je veći ukupni efekt pronađen u kategoriji reprezentativni uzorak te iznosi .26 (95%CI: .21-.32), a u kategoriji selekcionirani uzorak .16 (95%CI: .13-.19). Ovdje također treba naglasiti da su svi efekti iz kategorije reprezentativni uzorak bili temeljeni na istim ispitanicima. S obzirom na to da je u kategorijama kategorijalne i drugih vrsta skala vrlo malo efekata, oni su isključeni iz analize. Moderatorski je efekt i dalje značajan ( $F(1, 149) = 7.06, p = .01$ ) te za kategoriju nominalne skale iznosi .22 (95%CI: .17-.26), a za kategoriju kontinuirane .13 (95%CI: .09-.18). Ovaj je moderatorski efekt suprotnog smjera od očekivanog prema hipotezi 6d (značajno niži efekt bit će opažen za veličine efekta dobivene na dihotomnoj i kategorijalnoj skali nego na kontinuiranoj).

**Teorijski moderatori.** Od potencijalnih teorijskih moderatora (Tablice 27 i 28), samo se varijabla obrazovanja pokazala granično značajnom ( $F(1, 41) = 3.93, p = .05$ ), dok su efekti dobi ( $F(1, 115) = 0.08, p = .78$ ), statusa veze ( $F(4, 138) = 0.91, p = .46$ ) te duljine veze/braka neznačajni ( $F(1, 75) = 1.38, p = .24$ ), što znači da je hipoteza 6f djelomično potvrđena. Naime, očekivani su statistički

---

<sup>17</sup> U ovu su analizu uključene samo one veličine efekata koje su prikazane za crte na objema razinama.

Tablica 26. Kategorije ispitanih metodoloških moderatora i njihova zastupljenost

Moderator	Kategorije	Zastupljenost	PKN
Vrsta uzorka	Reprezentativni	18%	
	Selekcionirani	82%	0%
	Klinički	0%	
Nezavisno odgovaranje – poduzete mjere	Da	10%	53%
	Ne	37%	
Motivacija	Volonteri	0%	85%
	Nagrada	15%	
Razina crte	Niža	14%	82%
	Viša	4%	
Vrsta skale	Nominalna	52%	2%
	Kategorijalna	8%	
	Ordinalna	0%	
	Kontinuirana	37%	
	Drugo	1%	
Metoda procjene	Samoprocjena	98%	0%
	Partner	2%	
	Treća osoba	0%	
	Stručnjak	0%	
	Drugo	0%	

*Napomena.* PKN – podaci koji nedostaju.

neznačajni efekti dobi i obrazovanja te statusa veze i trajanja veze ili braka. Kada je analiza ponovljena za varijablu status veze, s tim da su kategorije nevjenčanih parova bez specificiranog statusa stanovanja i nevjenčani nekohabirajući parovi spojene (7%), a kategorija bivših partnera isključena, rezultati se nisu promijenili ( $F(2, 133) = 1.24, p = .29$ ). Što se efekta obrazovanja tiče, ukupni efekt za kategoriju barem 50% ispitanika pohađalo je preddiplomski studij iznosi .16 (95%CI: .07-.25), a za kategoriju barem 50% ih je završilo preddiplomski studij .26 (95%CI: .21-.32). Nadalje, ispitani su efekti kulturalnih dimenzija. Od šest dimenzija iz GLOBE klasifikacije, niti jedna se nije pokazala značajnim moderatorom: grupni kolektivism ( $F(2, 167) = 0.66, p = .52$ ), distanca moći ( $F(2, 167) = 0.94, p = .39$ ) te rodna ravnopravnost ( $F(2, 167) = 1.27, p = .28$ ). Omnibus test modela u kojem su uključene Hofstedeove dimenzije kulture značajan je ( $F(3, 166) = 5.43, p = .00$ ). Pritom su značajni pojedinačni efekti individualizma-kolektivism (.002,  $p = .01$ ) te izbjegavanja neizvjesnosti (.002,  $p = .02$ ), ali ne i distance moći (.002,  $p = .26$ ). Od pet dimenzija iz Schwartzove klasifikacije ( $F(5, 164) = 2.98, p = .01$ ), značajan je samo efekt afektivne autonomije (-.22,  $p = .04$ ), dok efekti konzervatizma (-.20,  $p = .63$ ), hijerarhije (-.24,  $p = .11$ ), intelektualne autonomije (-.25,  $p = .38$ ) i egalitarnosti nisu (-.06,  $p = .84$ ). Niti jedna od dimenzija iz World Values Survey-a nije značajan moderator veličina efekata ( $F(2, 167) = 0.68, p = .51$ ). Ukratko, ovi značajni efekti ukazuju na višu sličnost parova u individualističkim društvima,

kulturama koje izbjegavaju neizvjesnost te u kojima je niža afektivna autonomija, što je djelomično u skladu s hipotezom 6g (zapadnjačke vrijednosti negativno će predviđati sličnost).

Tablica 27. Deskriptivni podaci za potencijalne moderatore na kontinuiranoj skali

Moderator		M	SD	PKN
Dob		37.77	13.37	32%
Trajanje braka/veze		176.52	143.00	55%
GLOBE klasifikacija	Grupni kolektivizam – društvene prakse	4.29	0.37	
	Grupni kolektivizam – društvene vrijednosti	5.62	0.36	
	Distanca moći – društvene prakse	4.94	0.31	1%
	Distanca moći – društvene vrijednosti	2.84	0.31	
	Rodna ravnopravnost – društvene prakse	3.28	0.22	
	Rodna ravnopravnost – društvene vrijednosti	4.92	0.33	
Hofstedeova klasifikacija	Distanca moći	44.95	12.35	
	Individualizam-kolektivizam	78.54	17.83	1%
	Izbjegavanje neizvjesnosti	60.26	19.11	
Schwartzova klasifikacija	Konzervativizam	3.49	0.23	
	Hijerarhija	2.18	0.35	
	Afektivna autonomija	3.92	0.19	1%
	Intelektualna autonomija	4.42	0.28	
	Egalitarnost	4.81	0.24	
World Values Survey klasifikacija	Tradicionalno-sekularno-racionalna dimenzija	0.24	0.50	1%
	Dimenzija preživljavanja-samoizražavanja	1.03	0.52	

*Napomena.* M – aritmetička sredina; SD – standardna devijacija; PKN – podaci koji nedostaju.

**Svi značajni moderatori zajedno.** Kada su svi značajni moderatori iz prethodnih analiza uključeni u jednu<sup>18</sup>, iako je omnibus test moderatora bio značajan ( $F(2, 36) = 3.55, p = .04$ ), nijedna od neredundantnih<sup>19</sup> varijabli nije se pokazala značajnom: vrsta skale ( $-.03, p = .72$ ) te Hofstedeov individualizam-kolektivizam ( $.004, p = .10$ ). Ovdje treba napomenuti da je vrlo malo efekata uključeno u analizu (39 veličina efekata grupiranih u četiri uzorka). Nadalje, s obzirom na potencijalnu multikolinearnost kulturalnih dimenzija, izračunati su Pearsonovi koeficijenti korelacija između svih parova dimenzija. Korelacija između dviju Hofstedeovih dimenzija ( $-.51$ ) bila je visoka, dok između Schwartzove afektivne autonomije i individualizma-kolektivizma ( $.26$ ) te izbjegavanja neizvjesnosti nije ( $.05$ ). Nadalje, faktorska je analiza (metoda zajedničkih osi) pokazala da se varijacija u Hofstedeovim dimenzijama može objasniti jednim nadređenim faktorom koji objašnjava 51% zajedničke varijance. Stoga su te dvije dimenzije na temelju

<sup>18</sup> S obzirom na to da je kategorija reprezentativnih uzoraka obuhvaćala veličine efekta iz samo jednog izvora, varijabla vrsta uzorka nije uključena u ovu analizu.

<sup>19</sup> Model automatski isključuje redundantne prediktore.

faktorskih bodova spojene u jednu kompozitnu varijablu, s kojom individualizam-kolektivizam ima korelaciju od  $-.71$ , a izbjegavanje neizvjesnosti  $.71$ . Odnosno, viši rezultat na ovoj varijabli odražava niže vrijednosti karakteristične za zapadnjačke kulture (viši kolektivizam i izbjegavanje neizvjesnosti). Ponovljena je analiza sa svim značajnim moderatorima, s tim da je umjesto dvaju Hofstedeovih dimenzija uključena nova kompozitna varijabla. Rezultati su pokazali da je moderatorski efekt značajan ( $F(2, 36) = 3.55, p = .04$ ), pri čemu je vrsta skale značajna ( $-.34, p = .02$ ), a kulturalna kompozitna varijabla nije ( $-.54, p = .10$ ). S obzirom na to da model automatski

Tablica 28. Deskriptivni podaci za potencijalne moderatore na kategorijalnoj skali

Moderator	Kategorije	Zastupljenost	PKN
Obrazovanje	$\geq 50\%$ pohađana SŠ	0%	
	$\geq 50\%$ završena SŠ	0%	
	$\geq 50\%$ pohađan PDS	7%	
	$\geq 50\%$ završen PDS	18%	75%
	$\geq 50\%$ pohađan DS	0%	
	$\geq 50\%$ završen DS	0%	
	$\geq 50\%$ pohađan/ završen PoDS	0%	
Status veze	Bračni parovi	49%	
	Nevjenčani parovi	4%	
	Nevjenčani parovi u kohabitaciji	0%	16%
	Nekohabitirajući parovi	3%	
	Mješovito	24%	
	Bivši partneri	4%	

*Napomena.* SŠ – srednja škola; PDS – preddiplomski studij; DS – diplomski studij; PoDS – postdiplomski studij; PKN – podaci koji nedostaju.

isključuje redundantne prediktore, a mali je broj veličina efekata za koje postoje podaci na svim testiranim varijablama, posljednja je analiza ponovljena s malom izmjenom. Naime, kao moderator su uključene samo dvije neredundantne varijable, kako bi se povećao broj uključenih veličina efekata. Rezultati su, međutim, vrlo slični ( $F(2, 148) = 6.75, p = .00$ ): vrsta skale značajan je moderator ( $-.10, p = .00$ ), dok kulturalna kompozitna varijabla nije ( $.03, p = .07$ ). Udio varijance koji je objašnjen uključivanjem ovih prediktora u model iznosi 100% za razinu uzoraka te 0% za razinu specifičnih veličina efekata (varijanca unutar uzoraka). Prema pokazatelju  $F^2$  i dalje je preostala značajna neobjašnjena heterogenost (73.29%), međutim, u skladu s prethodnim nalazom, njen je izvor isključivo varijacija između efekata unutar uzoraka. Drugim riječima,  $F^2$  na trećoj razini jednak je nuli. I na kraju, jednosmjerni test omjera logaritamskih vjerojatnosti između modela s nultom varijacijom unutar uzoraka i cijelog modela statistički je značajan ( $p < .0001$ ), dok između onog s nultom varijacijom između uzoraka i cijelog modela nije ( $p = .50$ ). Dakle,



preostala neobjašnjena heterogenost nalazi se isključivo unutar uzoraka. Ovi su rezultati djelomična potpora hipotezi 6 prema kojoj se očekuje da će metodološke i supstancijalne razlike među prikupljenim istraživanjima objašnjavati dio heterogenosti opaženih efekata.

#### 4.3.2.2. *Slučajni parovi*

Za samo dvije veličine efekta koje ukazuju na sličnost parova bili su prikazani odgovarajući efekti dobiveni na slučajnim parovima. Zbog toga hipoteza 1a (veličina efekta izračunata na pravim parovima bit će veća nego ona izračunata na slučajnim parovima) nije mogla biti izravno testirana.

#### 4.3.2.3. *Stereotipna točnost*

Kao i za Pearsonov koeficijent korelacije, kada je sličnost izražena intraklasnim koeficijentom na razini uzorka (VCA), ne očekuje se da će korekcija za stereotipnu točnost imati efekt. Osim toga, niti za jednu veličinu efekta koja se odnosi na sličnost bez korekcije nije navedena odgovarajuća veličina efekta uz korekciju za ovaj artefakt. Stoga hipoteza 1b (veličina efekta izračunata uz kontrolu stereotipne točnosti bit će manja nego bez kontrole ovog artefakta) nije testirana.

#### 4.3.2.4. *Idealna (željena) sličnost*

Niti za jednu veličinu efekta koja ukazuje na ostvarenu sličnost nije prikazan odgovarajući efekt koji odražava idealnu (željenu) sličnost. Zbog toga hipoteza 4 (postojat će značajan pozitivan efekt idealne na ostvarenu sličnost) nije mogla biti testirana.

#### 4.3.2.5. *Longitudinalna istraživanja*

Veličine efekta za više od jedne točke mjerenja bile su dostupne samo za dva istraživanja, zbog čega hipoteza 5 (bez specifičnih predviđanja efekta protoka vremena) nije mogla biti testirana.

#### 4.3.2.6. *Pojedinačne analize za kategorije crta ličnosti*

Rezultati pojedinačnih metaanaliza za specifične kategorije crta ličnosti (za njihov sadržaj vidjeti Priloga 3) prikazani su u Tablici 29. Zaseban ukupni efekt izračunat je za one kategorije crta za koje je bilo dostupno barem osam veličina efekata. Za ovaj je indeks to uključivalo pet kategorija crta, koje su grubo one obuhvaćene Petofaktorskim modelom.

Značajna heterogenost opažena je samo za dvije kategorije - savjesnost/kontrola/(dez)inhibicija i zajedništvo/toplina, čemu svjedoče ne samo značajni  $Q$  pokazatelji, već i visoki  $I^2$  pokazatelji. Bez obzira na to što za sve kategorije barem jedna od usporedbi reduciranih modela s cijelim nije značajna, hijerarhijska struktura metaanalize zadržana je zbog konceptualne utemeljenosti. Eggerov regresijski test značajan je za ekstraverziju/surgenciju/energiju i savjesnost/kontrolu/(dez)inhibiciju, što ukazuje na potencijalnu iskrivljenost rezultata uslijed pristranosti u objavljivanju.

Što se ukupnih efekata tiče, u skladu s drugom hipotezom (snažniji se efekti očekuju za crte koje su nalik stavovima i koje su dobri indikatori vrijednosnog sustava pojedinaca), najviša razina sličnosti od pet kategorija crta ličnosti pronađena je za otvorenost/intelekt/autonomiju, koja se može smatrati srednje velikim efektom (.19 – .29). Ova je kategorija od svih pet možda najbližija stavovima. Mali ukupan efekt (.11 – .18) dobiven je za savjesnost/kontrolu/(dez)inhibiciju te zajedništvo/toplinu, no treba imati na umu da su za ove kategorije intervali pouzdanosti vrlo široki. Trivijalni pozitivni efekti (< .11) dobiveni su za ekstraverziju/surgenciju/energiju i neuroticizam/emocionalnu stabilnost/negativnu afektivnost, što je u skladu s drugom hipotezom. Ono što svakako treba istaknuti jest izostanak negativnih ukupnih efekata. U usporedbi s rezultatima dobivenima na Pearsonovom koeficijentu korelacije (VCA), ukupni efekti ne razlikuju se drastično. Iznimka je otvorenost za koju je pronađen puno viši efekt (.29 napram .17).

Tablica 29. Rezultati zasebnih analiza za specifične kategorije crta ličnosti

Crta	M	n uzorak, VE	VE	95% CI		Q	F <sup>2</sup> (%)	F <sup>2</sup> <sub>r2</sub> (%)	F <sup>2</sup> <sub>r3</sub> (%)	AIC	BIC	LRT	ERT
				LB	UB								
Ekstraverzija/ surgencija/ energija	1		.08	-.01	.17		37.62	0.00	37.62	-6.57	-6.33	-	2.83*
	2	7, 9	-	-	-	12.41	-	-	-	-8.57	-8.41	0.00	-
	3		-	-	-		-	-	-	-7.70	-7.54	0.87	-
Neuroticizam/ emocionalna stabilnost/ negativna afektivnost	1		.06	.01	.11		29.70	29.70	0.00	-19.64	-16.51	-	-0.38
	2	17, 22	-	-	-	31.05	-	-	-	-19.76	-17.67	1.88	-
	3		-	-	-		-	-	-	-21.64	-19.55	0.00	-
Otvorenost/intelekt/ autonomija	1		.29	.22	.36		21.00	19.20	1.80	-9.43	-8.84	-	1.70
	2	8, 10	-	-	-	9.04	-	-	-	-11.40	-11.01	0.03	-
	3		-	-	-		-	-	-	-11.43	-11.04	0.00	-
Savjesnost/kontrola/ (dez)inhibicija	1		.16	.06	.26		78.35	35.38	42.97	-10.57	-7.90	-	3.63*
	2	9, 19	-	-	-	69.39***	-	-	-	-5.16	-3.38	7.41**	-
	3		-	-	-		-	-	-	-11.81	-10.03	0.75	-
Zajedništvo/toplina	1		.15	.03	.27		80.11	41.57	38.54	2.56	5.40	-	0.24
	2	14, 20	-	-	-	98.49***	-	-	-	9.64	11.53	9.08**	-
	3		-	-	-		-	-	-	2.93	4.81	2.36	-

*Napomena.* M – model; 1 – cijeli model koji uključuje sve tri razine; 2 – model bez druge razine; 3 – model bez treće razine; n uzorak, VE – broj uzoraka, broj pojedinačnih veličina efekata; VE – ukupna veličina efekta; 95% CI – 95%-tni interval pouzdanosti; LB – donja granica; UB – gornja granica; F<sup>2</sup> – ukupan F<sup>2</sup>; F<sup>2</sup><sub>r2</sub> – F<sup>2</sup> na razini 2; F<sup>2</sup><sub>r3</sub> – F<sup>2</sup> na razini 3; AIC - Akaikeov informacijski kriterij; BIC - Bayesov informacijski kriterij; LRT - jednosmjerni test omjera logaritamskih vjerojatnosti između reduciranog (modela 2 ili 3) i cijelog modela (modela 1); ERT – Eggerov regresijski test.

\*  $p < .05$ ; \*\*  $p < .01$ ; \*\*\*  $p < .001$ .

#### 4.4. Apsolutna razlika

##### 4.4.1. Glavna analiza

Sve veličine efekata koje su izračunate kao apsolutne razlike ukupnih rezultata između muškaraca i žena izračunate su na sirovim podacima, odnosno bez kontroliranja pojedinih varijabli. Ukoliko su u izvoru navedeni efekti za longitudinalno istraživanje, uključeni su samo oni iz prvog mjerenja. Rezultati ove metaanalize prikazani su u Tablici 30.

Ukupna veličina efekta blizu je 1.00, što znači da je razlika u razinama crta ličnosti muškaraca i žena unutar jedne standardne devijacije. Međutim, za razliku od prijašnjih indikatora sličnosti, ova mjera uistinu ne znači puno bez usporedbe sa slučajnim parovima, što će biti prikazano kasnije u poglavlju. Važno je naglasiti da ova ukupna veličina efekta primarno odražava sljedeće kategorije crta koje zajedno obuhvaćaju gotovo 75% svih veličina efekata:

Tablica 30. Rezultati trirazinske metaanalize sa standardiziranom apsolutnom razlikom kao veličinom efekta

M	n uzorak, VE	VE	95% CI		Q	I <sup>2</sup> (%)	I <sup>2</sup> <sub>r2</sub> (%)	I <sup>2</sup> <sub>r3</sub> (%)	AIC	BIC
			LB	UB						
1		0.96	0.82	1.10		0.00	0.00	0.00	195.55	204.03
2	22, 126	-	-	-	10.19	-	-	-	193.55	199.21
3		-	-	-		-	-	-	193.55	199.21
4	17, 64	1.02	0.82	1.22	1.97	-	-	-	-	-

*Napomena.* M – model; 1 – cijeli model koji uključuje sve tri razine; 2 – model bez druge razine; 3 – model bez treće razine; 4 – model bez veličina efekata za koje je Cookova distanca tri i više puta veća od prosječne Cookove distance; n uzorak, VE – broj uzoraka, broj pojedinačnih veličina efekata; VE – ukupna veličina efekta; 95% CI – 95%-tni interval pouzdanosti; LB – donja granica; UB – gornja granica; I<sup>2</sup> – ukupan I<sup>2</sup>; I<sup>2</sup><sub>r2</sub> - I<sup>2</sup> na razini 2; I<sup>2</sup><sub>r3</sub> - I<sup>2</sup> na razini 3; AIC - Akaikeov informacijski kriterij; BIC - Bayesov informacijski kriterij.

\*  $p < .05$ .

savjesnost/kontrola/(dez)inhibicija, zajedništvo/toplina, psihopatija/psihoticizam, neuroticizam/emocionalna stabilnost/negativna afektivnost, ekstraverzija/surgencija/energija, otvorenost/intelekt/autonomija i narcizam (Tablica 31). Što se tiče heterogenosti, Q i I<sup>2</sup> pokazatelji ukazuju na nepostojanje značajne varijacije među efektima. U skladu s tim su i jednosmjerni testovi omjera logaritamskih vjerojatnosti reduciranih u usporedbi s cijelim modelom koji su statistički neznačajni ( $p = .50$ ). Bez obzira na ove rezultate, zadržana je hijerarhijska struktura metaanalize zbog malog broja uzoraka u usporedbi s brojem veličina efekata. U skladu s tim je i vrlo visoka intraklasna korelacija od .99.

Tablica 31. Zastupljenost 10 najučestalijih crta u uzorku

Crta	%f	Kumulativna %f
Savjesnost/kontrola/(dez)inhibicija	13.49	13.49
Zajedništvo/toplina	12.70	26.19
Psihopatija/psihoticizam	11.90	38.10
Neuroticizam/emocionalna stabilnost/negativna afektivnost	11.11	49.21
Ekstraverzija/surgencija/energija	10.32	59.52
Otvorenost/intelekt/autonomija	9.52	69.05
Narcizam	5.56	74.60
Pozitivna afektivnost	3.17	77.78
Ličnost (DT)	2.38	80.16
Makijavelizam	2.38	82.54

*Napomena.* %f – relativna frekvencija.

Sve metode ispitivanja potencijalne iskrivljenosti rezultata ukazuju na izostanak pristranosti. Iznimka je Eggerov regresijski test koji je značajan ( $F(1, 124) = 6.72, p = .01$ ), odnosno, standardna devijacija veličine efekta pozitivan je prediktor same veličine efekta ( $1.30, p = .01$ ). S druge strane, isključivanje efekata s Cookovim udaljenostima tri i više puta većih od prosječnih nije značajno promijenilo rezultate (model 4 u Tablici 30). Osim toga, u skladu s hipotezom 6a, moderatorski efekti statusa izvora ( $F(1, 124) = 0.06, p = .80$ ) te cilja istraživanja ( $F(1, 124) = 1.74, p = .19$ ) koji ukazuju na pristranost u prikupljenim veličinama efekata, nisu statistički značajni. Važno je, ipak, napomenuti da je zastupljenost kategorija neobjavljenih izvora (8%) te izvora kojima je sličnost bila sporedni istraživački cilj (3%) vrlo niska.

#### 4.4.1.1. Moderatorske analize

**Metodološki moderatori.** U Tablici 32 navedeni su potencijalni metodološki moderatori te zastupljenost pojedinih kategorija. Efekt motivacije ispitanika nije ispitan jer je samo jedna veličina efekta dobivena na uzorku volontera. Osim toga, efekt razine crte nije ispitan jer bi u analizu moglo biti uključeno samo 14 efekata koji su grupirani u dva izvora. Ostale su moderatorske varijable ispitane, s tim da su isključeni efekti kod kojih je korištena vrsta skale pripadala kategoriji drugo. Niti jedna se varijabla nije pokazala značajnim moderatorom veličine efekta: vrsta uzorka ( $F(1, 124) = 10.19, p = 1.00$ ), nezavisno odgovaranje ( $F(1, 96) = 0.34, p = .56$ ), vrsta skale ( $F(1, 124) = 0.03, p = .86$ ) te metoda procjene ( $F(1, 124) = 0.39, p = .53$ ). Neznačajan efekt vrste skale suprotan je očekivanju na temelju hipoteze 6d (značajno niži efekt bit će opažen za veličine efekta dobivene na dihotomnoj i kategorijalnoj skali nego na kontinuiranoj). Ostali su rezultati vezani uz hipoteze

6b (za efekte vrste uzorka, nezavisno odgovaranje i motivacije nisu postavljene specifične hipoteze) i 6e (nisu postavljene specifične hipoteze vezane uz moderatorski efekt metode procjene).

Tablica 32. Kategorije ispitanih metodoloških moderatora i njihova zastupljenost

Moderator	Kategorije	Zastupljenost	PKN
Vrsta uzorka	Reprezentativni	23%	
	Selekcionirani	77%	0%
	Klinički	0%	
Nezavisno odgovaranje – poduzete mjere	Da	47%	22%
	Ne	31%	
Motivacija	Volonteri	1%	83%
	Nagrada	16%	
Razina crte	Niža	10%	88%
	Viša	2%	
Vrsta skale	Nominalna	15%	0%
	Kategorijalna	0%	
	Ordinalna	0%	
	Kontinuirana	84%	
	Drugo	1%	
Metoda procjene	Samoprocjena	80%	0%
	Partner	20%	
	Treća osoba	0%	
	Stručnjak	0%	
	Drugo	0%	

*Napomena.* PKN – podaci koji nedostaju.

**Teorijski moderatori.** U Tablicama 33 i 34 prikazani su deskriptivni podaci za varijable koje su ispitane kao potencijalni teorijski moderatori. Što se tiče demografskih karakteristika uzoraka, niti dob ( $F(1, 124) = 0.10, p = .76$ ) niti obrazovanje ( $F(1, 73) = 0.00, p = .95$ ) nisu se pokazali značajnima. S obzirom na to da su neke kategorije obrazovanja bile slabo zastupljene, varijabla je rekodirana tako da se sastojala od dvije skupine – barem 50% ispitanika u uzorku je maksimalno pohađalo preddiplomski studij (40%) i barem 50% ispitanika u uzorku je barem završilo preddiplomski studij (19%). Osim toga, niti status veze ( $F(2, 123) = 0.12, p = .89$ ), niti trajanje veze/braka ( $F(1, 103) = 0.70, p = .40$ ) nisu se pokazali značajnim moderatorima veličine efekta. Ovi navedeni rezultati u skladu su s hipotezom 6f (moderatorski efekti dobi i obrazovanja te statusa veze i trajanja veze ili braka neće biti statistički značajni). Što se dimenzija kulture tiče, niti jedna iz GLOBE klasifikacije nije se pokazala značajnim moderatorom: grupni kolektivizam ( $F(2, 74) = 0.23, p = .79$ ), distanca moći ( $F(2, 74) = 0.21, p = .81$ ) te rodna ravnopravnost ( $F(2, 74) = 0.38,$

Tablica 33. Deskriptivni podaci za potencijalne moderatore na kontinuiranoj skali

<b>Moderator</b>		<b>M</b>	<b>SD</b>	<b>PKN</b>
Dob		38.54	8.28	0%
Trajanje braka/veze		172.34	87.87	17%
GLOBE klasifikacija	Grupni kolektivizam – društvene prakse	4.36	0.39	39%
	Grupni kolektivizam – društvene vrijednosti	5.68	0.31	
	Distanca moći – društvene prakse	4.93	0.17	
	Distanca moći – društvene vrijednosti	2.77	0.15	
	Rodna ravnopravnost – društvene prakse	3.40	0.24	
	Rodna ravnopravnost – društvene vrijednosti	4.98	0.32	
Hofstedeova klasifikacija	Distanca moći	53.65	16.51	6%
	Individualizam-kolektivizam	63.22	26.13	
	Izbjegavanje neizvjesnosti	60.50	16.51	
Schwartzova klasifikacija	Konzervatizam	3.67	0.30	6%
	Hijerarhija	2.37	0.31	
	Afektivna autonomija	3.96	0.21	
	Intelektualna autonomija	4.42	0.23	
	Egalitarnost	4.72	0.17	
World Values Survey klasifikacija	Tradicionalno-sekularno-racionalna dimenzija	0.02	0.40	6%
	Dimenzija preživljavanja-samoizražavanja	0.82	0.90	

*Napomena.* M – aritmetička sredina; SD – standardna devijacija; PKN – podaci koji nedostaju.

$p = .68$ ). Osim toga niti jedna od Hofstedeovih ( $F(3, 115) = 0.30, p = .82$ ), Schwartzovih ( $F(5, 113) = 0.29, p = .92$ ) ili dimenzija iz World Values Survey-a ( $F(2, 115) = 0.10, p = .90$ ) nije pokazala značajan efekt. Ovi su rezultati suprotni očekivanjima na temelju hipoteze 6g prema kojoj se

Tablica 34. Deskriptivni podaci za potencijalne moderatore na kategorijalnoj skali

<b>Moderator</b>	<b>Kategorije</b>	<b>Zastupljenost</b>	<b>PKN</b>
Obrazovanje	>= 50% pohađana SŠ	0%	40%
	>= 50% završena SŠ	27%	
	>=50% pohađan PDS	14%	
	>= 50% završen PDS	12%	
	>= 50% pohađan DS	2%	
	>= 50% završen DS	0%	
	>= 50% pohađan/ završen PoDS	5%	
Status veze	Bračni parovi	53%	0%
	Nevjenčani parovi	6%	
	Nevjenčani parovi u kohabitaciji	0%	
	Nekohabitirajući parovi	0%	
	Mješovito	41%	
	Bivši partneri	0%	

*Napomena.* SŠ – srednja škola; PDS – preddiplomski studij; DS – diplomski studij; PoDS – postdiplomski studij; PKN – podaci koji nedostaju.

očekuje da će u uzorcima koje karakteriziraju zapadnjačke vrijednosti sličnost u crtama ličnosti biti niža u usporedbi s uzorcima koje karakteriziraju nezapadnjačke vrijednosti.

#### 4.4.1.2. *Povezanost apsolutne razlike s trajanjem veze*

S obzirom na to da je za 60 veličina efekata u izvoru postojao podatak o korelaciji indeksa sličnosti, odnosno apsolutne razlike s nekom mjerom trajanja veze ili braka, bilo je moguće napraviti zasebnu metaanalizu na tim podacima. Ovdje je kao veličina efekta služila korelacija između ovih dviju varijabli. Ukupan dobiveni efekt iznosio je .01 (95%CI: (-.02)-.05). Kada je analiza ponovljena na uzorku iz kojeg su izostavljeni efekti čije su Cookove distance tri i više puta veće od prosječnih, rezultati se nisu promijenili. Odnosno, ukupan je efekt iznosio -.01 (95%CI: (-.03)-.02). S obzirom na to da intervali pouzdanosti obaju efekata uključuju nulu, korelacija između sličnosti izražene apsolutnom razlikom te trajanja veze smatra se neznačajnom. Ovaj je rezultat očekivan i u skladu s hipotezom 3b (korelacija dijadnih indeksa na razini parova s varijablama poput trajanja braka, veze ili duljine poznavanja neće biti značajna).

#### 4.4.1.3. *Slučajni parovi*

Izračunate su veličine efekata za prave i za slučajne parove na poduzorku izvora ( $n = 5$ ) u kojima su prikazane obje vrste efekata ( $n = 62$ ). Ukupan efekt za prave parove iznosio je 0.99 (95%CI: 0.78-1.20), a za slučajne 1.15 (95%CI: 0.92-1.38). S obzirom na to da postoji preklapanje među intervalima pouzdanosti, nije moguće tvrditi da se ovi efekti značajno razlikuju, što nije u skladu s hipotezom 1a prema kojoj se očekuje veća sličnost pravih nego slučajnih parova.

#### 4.4.1.4. *Stereotipna točnost*

Podaci o sličnosti korigiranoj za stereotipnu točnost bili su dostupni samo za četiri uzorka. Stoga hipoteza 1b (veličina efekta izračunata uz kontrolu stereotipne točnosti bit će manja nego bez kontrole ovog artefakta) nije mogla biti testirana.



#### 4.4.1.5. *Idealna (željena) sličnost*

Niti za jednu veličinu efekta koja ukazuje na ostvarenu sličnost nije bio prikazan odgovarajući efekt koji ukazuje na željenu sličnost. Dakle, hipoteza 4 (postojat će značajan pozitivan efekt idealne na ostvarenu sličnost) nije mogla biti testirana.

#### 4.4.1.6. *Longitudinalna istraživanja*

Veličine efekta za više od jedne točke mjerenja prikazane su za samo tri uzorka, zbog čega hipoteza 5 (bez specifičnih predviđanja efekta protoka vremena) nije testirana.

#### 4.4.1.7. *Pojedinačne analize za kategorije crta ličnosti*

Rezultati metaanaliza za pojedinačne kategorije crta ličnosti (za njihov sadržaj vidjeti Priloga 3) nalaze se u Tablici 35. Kao i za prethodne indekse sličnosti, uključene su samo one kategorije u kojima je bilo barem osam veličina efekata.

Niti za jednu od kategorija crta ličnosti nije pronađena značajna heterogenost, čemu u prilog idu neznačajni  $Q$  pokazatelji, nulti  $I^2$  pokazatelji te neznačajni jednosmjerni testovi omjera logaritamskih vjerojatnosti između cijelog te reduciranih modela. Trorazinska struktura metaanalize ipak je zadržana zbog konceptualnih razloga. Nadalje, Eggerov regresijski test nije značajan niti za jednu kategoriju, što ukazuje na izostanak efekta malih uzoraka, odnosno pristranosti u objavljivanju.

Što se ukupnih efekata tiče, kako su svi intervali pouzdanosti gotovo u potpunosti preklapajući, mogu se smatrati jednakima. Ovaj rezultat suprotan je očekivanju na temelju druge hipoteze kojom je predviđena varijabilnost u razini asortativnog uparivanja u specifičnim crtama ličnosti. Svi se ukupni efekti kreću između 0.96 i 1.14, što znači da se razine crta partnera uglavnom razlikuju u otprilike jednoj standardnoj devijaciji, što je u skladu s rezultatima analize kojom su obuhvaćene sve crte ličnosti (model 1 u Tablici 30). Nažalost, nije bilo moguće izračunati zasebne efekte za prave i slučajne parove unutar svake kategorije crta ličnosti zbog nedostupnosti podataka (četiri do šest efekata po crti, osim za psihopatiju/psihoticizam za koju je bilo dostupno 15 efekata koji su, međutim, svi dolazili iz dvaju uzoraka).

Tablica 35. Rezultati zasebnih analiza za specifične kategorije crta ličnosti

Crta	M	n uzorak, VE	VE	95% CI		Q	I <sup>2</sup> (%)	I <sup>2</sup> <sub>r2</sub> (%)	I <sup>2</sup> <sub>r3</sub> (%)	AIC	BIC	LRT	ERT
				LB	UB								
Ekstraverzija/ surgencija/ energija	1		1.14	0.59	1.69		0.00	0.00	0.00	26.07	27.52	-	1.24
	2	11, 13	-	-	-	0.16	-	-	-	24.07	25.04	0.00	-
	3		-	-	-		-	-	-	24.07	25.04	0.00	-
Neuroticizam/ emocionalna stabilnost/ negativna afektivnost	1		1.09	0.60	1.58		0.00	0.00	0.00	26.05	27.74	-	0.79
	2	10, 14	-	-	-	0.10	-	-	-	24.05	25.18	0.00	-
	3		-	-	-		-	-	-	24.05	25.18	0.00	-
Otvorenost/intelekt/ autonomija	1		0.96	0.48	1.43		0.00	0.00	0.00	21.02	22.21	-	1.04
	2	10, 12	-	-	-	0.40	-	-	-	19.02	19.81	0.00	-
	3		-	-	-		-	-	-	19.02	19.81	0.00	-
Psihopatija/ psihoticizam	1		1.07	0.58	1.57		0.00	0.00	0.00	28.95	30.87	-	0.57
	2	2, 15	-	-	-	0.12	-	-	-	26.95	28.23	0.00	-
	3		-	-	-		-	-	-	26.95	28.23	0.00	-
Savjesnost/kontrola/ (dez)inhibicija	1		0.96	0.54	1.39		0.00	0.00	0.00	30.99	33.31	-	0.90
	2	13, 17	-	-	-	1.34	-	-	-	28.99	30.53	0.00	-
	3		-	-	-		-	-	-	28.99	30.53	0.00	-
Zajedništvo/toplina	1		0.97	0.55	1.40		0.00	0.00	0.00	28.23	30.36	-	1.55
	2	14, 16	-	-	-	0.81	-	-	-	26.23	27.65	0.00	-
	3		-	-	-		-	-	-	26.23	27.65	0.00	-

*Napomena.* M – model; 1 – cijeli model koji uključuje sve tri razine; 2 – model bez druge razine; 3 – model bez treće razine; n uzorak, VE – broj uzoraka, broj pojedinačnih veličina efekata; VE – ukupna veličina efekta; 95% CI – 95%-tni interval pouzdanosti; LB – donja granica; UB – gornja granica; I<sup>2</sup> – ukupan I<sup>2</sup>; I<sup>2</sup><sub>r2</sub> - I<sup>2</sup> na razini 2; I<sup>2</sup><sub>r3</sub> - I<sup>2</sup> na razini 3; AIC - Akaikeov informacijski kriterij; BIC - Bayesov informacijski kriterij; LRT - jednosmjerni test omjera logaritamskih vjerojatnosti između reduciranog (modela 2 ili 3) i cijelog modela (modela 1); ERT – Eggerov regresijski test.

\*  $p < .05$ .

## 5. RASPRAVA

Korištenjem metode sustavnog pregleda literature te metaanalize napravljen je pokušaj utvrđivanja stupnja ostvarene sličnosti heteroseksualnih ljubavnih parova u crtama ličnosti. Osim toga, istraživanjem su, onda kada je to bilo moguće, testirane hipoteze o pretpostavljenim mehanizmima koji bi mogli biti u podlozi te sličnosti. To je uključivalo hipoteze inicijalne sličnosti naspram konvergencije, odnosno usličnjavanja parova tijekom vremena naspram sličnosti koja postoji na početku veze. Nadalje, testirane su hipoteze aktivnog odabira naspram socijalne homogamije, odnosno da je sličnost u crtama ličnosti posljedica sličnosti u sociodemografskim karakteristikama naspram aktivnog traženja sličnih partnera. Također je ispitan efekt korekcije pokazatelja sličnosti za artefakt nepouzdanosti mjerenja. Osim toga, u mjeri u kojoj je to bilo moguće, ispitan je stupanj sličnosti u pojedinačnim crtama ličnosti (odnosno kategorijama crta ličnosti). I na kraju, ispitani su moderatorski efekti nekoliko varijabli koje se odnose na metodološke značajke istraživanja, kao i varijabli koje se odnose na karakteristike uzoraka, a koje su od teorijskog značaja.

### 5.1. Razina asortativnog uparivanja u crtama ličnosti

Prvi je cilj istraživanja bio utvrditi razinu asortativnog uparivanja u crtama ličnosti. U skladu s prvom hipotezom, sve vrste indeksa sličnosti (Pearsonovi koeficijenti na razini uzorka i para, intraklasni koeficijent na razini uzorka te apsolutna razlika) ukazuju na pozitivno uparivanje. Drugim riječima, kao što je i očekivano, čini se da su heteroseksualni ljubavni parovi slični u crtama ličnosti obuhvaćenima ovim istraživanjem. Rezultati dobiveni na Pearsonovom i intraklasnom koeficijentu na razini uzorka (VCA) u potpunosti su u skladu s prvom hipotezom, s obzirom na to da su dobiveni ukupni efekti pozitivni, ali mali. S druge strane, za ukupni efekt dobiven u analizi Pearsonovog koeficijenta na razini para (CCA), koji ukazuje na profilnu sličnost para među svim česticama mjernog instrumenta, prva je hipoteza djelomično potvrđena. Naime, iako je dobiveni efekt pozitivan, kao što je i predviđeno, njegova je veličina u kategoriji velikih efekata. I u dosadašnjim su istraživanjima ponekad dobiveni viši efekti za profilnu sličnost u usporedbi s korelacijskim koeficijentom na razini uzorka (npr. za psihopatiju; Kardum, Hudek-Knezevic, Schmitt i Covic, 2017; za savjesnost, ugodnost i otvorenost; Luo i Klohn, 2005; Watson i sur., 2004). S druge, višu razinu sličnosti od očekivane mogla bi objasniti veća zastupljenost crta otvorenosti/intelektu/autonomije, psihopatije/psihoticizma, makijavelizma i

narcizma u ovoj vrsti veličine efekta. Naime, za te su crte obično pronađene više razine sličnosti (Kardum, Hudek-Knezevic, Schmitt i Covic, 2017; McCrae i sur., 2008).

Što se tiče apsolutne razlike, ukupni efekt ukazuje na to da se rezultati partnera na mjerama crta ličnosti uglavnom razlikuju unutar jedne standardne devijacije. Međutim, ovaj podatak ne znači previše bez usporedbe sa slučajnim parovima, s obzirom na to da je apsolutna razlika indeks koji nema prirodnu vrijednost kao, primjerice, Pearsonov koeficijent korelacije (Kenny i sur., 2006). Kada su ukupni efekti za sličnost izraženi apsolutnom razlikom izračunati na poduzorku u kojem postoje veličine efekata i za prave i za slučajne parove, nije bilo značajne razlike. Drugim riječima, čini se da opažena sličnost među pravim parovima nije značajno veća od one koja po slučaju postoji među ljudima općenito. Iako je ukupni efekt za slučajne parove bio nešto veći (odnosno slučajni parovi su bili nešto manje slični nego pravi parovi), s obzirom da su intervali pouzdanosti ukupnih efekata preklapajući, ova se razlika ne smatra značajnom. S druge strane, moguće je da je ovakav rezultat posljedica ograničene snage, s obzirom na to da su u analizu uključena 62 efekta grupirana u pet uzoraka. Slični su rezultati dobiveni i kada je sličnost izražena Pearsonovim koeficijentom korelacije na razini para (CCA). U ovu je analizu također uključen manji broj efekata ( $n = 59$ ) koji su grupirani u osam uzoraka. S druge strane, kada je sličnost izračunata kao Pearsonov koeficijent korelacije na razini uzorka (VCA), razlika između ukupnih efekata za prave i slučajne parove značajna je. Naime, ukupan efekt za slučajne parove praktički je jednak nuli. S obzirom na to da je za ovu analizu bilo dostupno mnogo više efekata (164 grupiranih u 14 uzoraka), neznačajni rezultati za prethodna dva tipa sličnosti ne mogu se uzeti kao konačan dokaz nepostojanja razlike u razini sličnosti za prave i slučajne parove. Što se tiče intraklasnog koeficijenta na razini uzorka (VCA), analiza nije mogla biti provedena zbog malog broja dostupnih veličina efekata. Ukratko, rezultati su djelomično u skladu s hipotezom 1a kojom je predviđena značajno veća sličnost kod pravih nego kod slučajnih parova.

Što se tiče efekta korekcije stereotipne točnosti, za koji se prema hipotezi 1b očekuje da će smanjiti sličnost, smisljeno ga je bilo testirati za apsolutnu razliku i Pearsonov koeficijent na razini para (CCA). Za koeficijente korelacije na razini uzorka ne očekuje se da će ova korekcija utjecati na razinu sličnosti. Međutim, kako su za apsolutnu razliku efekti bili dostupni samo za četiri uzorka, ova analiza nije provedena za taj pokazatelj sličnosti. Kada su za Pearsonov koeficijent na razini para (CCA) uspoređeni ukupni efekti bez korekcije i uz korekciju za stereotipnu točnost, razlika je bila statistički značajna. Ukupni efekt uz korekciju bio je više od tri puta manji od onog bez korekcije za ovaj artefakt, a intervali pouzdanosti su bili u potpunosti nepreklapajući. Ovakav je

rezultat potpuno očekivan i u skladu s dosadašnjim nalazima (npr. Dyrenforth i sur., 2010) te još jednom ukazuje na važnost za razmatranja uloge stereotipne točnosti u istraživanjima sličnosti.

Dakle, što se prvog problema tiče, iako svi ukupni efekti ukazuju na sličnost parova, samo je za Pearsonov koeficijent na razini uzorka (VCA) razlika značajna između pravih i slučajnih parova, dok za ostale ta razlika nije značajna ili nije mogla biti ispitana. Kada je riječ o stereotipnoj točnosti, dobiven je očekivani efekt značajnog smanjenja ukupnog efekta kada je ovaj artefakt kontroliran za Pearsonov koeficijent na razini para (CCA). Ono što svakako treba naglasiti jest izostanak efekata koji bi ukazivali na komplementarnost parova u crtama ličnosti.

### 5.1.1. Pristranost rezultata

Ovdje je također potrebno reći nešto o potencijalnoj pristranosti prikazanih rezultata. Naime, tijekom pretraživanja i prikupljanja izvora literature poduzete su brojne mjere kako bi se ona izbjegla. Prvo, napravljena je vrlo široka pretraga te su korištene različite i brojne metode prikupljanja potencijalno relevantnih izvora. Drugo, u istraživanje su, osim objavljenih radova, uključene i druge vrste publikacija koje se tradicionalno ne smatraju objavljenima te pripadaju tzv. „sivoj literaturi“. Međutim, i dalje je moguće da u prikupljenim podacima postoji pristranost, što se pokušalo ispitati različitim statističkim postupcima. Eggerov regresijski test prilagođen za višerazinsku metaanalizu pokazao se značajnim samo u analizi sličnosti izražene apsolutnom razlikom. S druge strane, ponovljene analize na uzorcima iz kojih su isključene netipične vrijednosti (engl. *outlier*), niti u jednom slučaju nisu dale drukčije rezultate od originalnih. Također, kao što je predviđeno hipotezom 6a, moderatorski efekti varijabli vrsta izvora i cilj istraživanja nisu se pokazali značajnima što ukazuje na izostanak pristranosti u prikupljenim veličinama efekata. Drugim riječima, ukupni su efekti jednaki, bez obzira na to jesu li izvori objavljeni ili ne te je li ispitivanje sličnosti bio primarni cilj istraživanja ili je prikazana kao sporedni podatak. Naime, ispitivanje efekta prve varijable uobičajen je način za ispitivanje pristranosti u objavljivanju (Rothstein i Hopewell, 2009). S druge strane, ispitivanje moderatorskog efekta cilja istraživanja zahtijeva pojašnjenje. Osnovna je pretpostavka da, ukoliko ispitivanje sličnosti nije centralna tema istraživanja, utvrđena razina sličnosti u uzorku neće imati utjecaj na vjerojatnost da rezultati budu objavljeni. S druge strane, ukoliko je ispitivanje sličnosti glavni ili jedan od glavnih ciljeva istraživanja, moguće je da bi neznačajna ili niska razina sličnosti mogla smanjiti mogućnost publikacije. U tom bi slučaju bili očekivani značajno veći efekti u

istraživanjima kojima je sličnost bila primarni cilj u usporedbi s onima u kojima je taj podatak sporedan. Jedina analiza u kojoj se efekt ove varijable pokazao značajnim jest ona za intraklasni koeficijent na razini uzorka (VCA). Međutim, treba naglasiti da je kategorija u kojoj je sličnost prikazana kao sporedni podatak uključivala samo pet veličina efekata, koji su se odnosili na autistične crte, ekstraverziju, neuroticizam i socioseksualnu orijentaciju. Kao što je ranije opisano, za kategoriju crta neuroticizam/emocionalna stabilnost/negativna afektivnost te ekstraverzija/surgencija/energija ukupni efekti su među najnižima od svih kategorija. Općenito, iako su svi moderatorski efekti vrste izvora i cilja istraživanja neznačajni, osim onog upravo opisanog, treba imati na umu da je za većinu analiza smanjen varijabilitet u ovim varijablama. Odnosno, većina je veličina efekata dolazila iz objavljenih izvora (85 – 97%) te su rezultat istraživanja kojima je ispitivanje sličnosti bio primaran cilj (83 – 97%). Osim toga, u analizama s Pearsonovim koeficijentom na razini para (CCA) te apsolutnom razlikom, nije bilo statistički značajne heterogenosti. Naime, iako ovakav nalaz ne znači da se pravi efekti u podlozi onih opaženih uistinu ne razlikuju, što može biti posljedica nepreciznih veličina efekata uključenih u analizu, u nedostatku smislene statističke varijacije (odnosno varijacije koja se ne može pripisati pogrešci mjerenja, što heterogenost u svojoj biti i jest) ne mogu se očekivati značajni moderatorski efekti (Borenstein i sur., 2009). Naime, moderator bi trebali objašnjavati *sustavnu* varijaciju, a ukoliko heterogenost ne postoji, to nužno znači da je sva varijacija posljedica pogreške mjerenja, odnosno *nesustavne* varijacije (Borenstein i sur., 2009).

### 5.1.2. *Efekt korekcije za nepouzdanost mjerenja*

Za znatan broj veličina efekata izračunatih kao Pearsonov koeficijent (VCA) bilo je moguće napraviti korekciju za nepouzdanost mjerenja. Kao što je i očekivano i pretpostavljeno hipotezom 3c, ukupni efekti bez i sa korekcijom značajno se razlikuju pri čemu je potonji bio značajno veći. Dok je ukupan efekt bez korekcije bio mali, uz korekciju je bio srednje veličine. Dakle, za ovu se vrstu sličnosti može očekivati da su pronađene ukupne razine sličnosti umjetno smanjene zbog nesavršene pouzdanosti mjernih instrumenata. Međutim, treba napomenuti da ovaj rezultat nije repliciran kada je kao indeks sličnosti korišten intraklasni koeficijent korelacije (VCA). Iako je ukupni efekt uz korekciju viši od onog bez korekcije, intervali pouzdanosti se preklapaju pa se razlika ne smatra značajnom. Ipak, treba naglasiti da je za ovu analizu bio dostupan puno manji broj veličina efekata u usporedbi s Pearsonovim koeficijentom, pa izostanak značajne razlike može biti posljedica smanjene snage.

## 5.2. Razina asortativnog uparivanja u specifičnim kategorijama crta ličnosti

Drugom je hipotezom predviđeno da će postojati znatna varijabilnost u razini asortativnog uparivanja u specifičnim crtama ličnosti. U skladu s tim, ukupni efekti izračunati za pojedinačne kategorije crta ličnosti vrlo su raznoliki. Iznimku predstavlja apsolutna razlika, za koju su ukupni efekti za sve ispitane kategorije crta vrlo blizu 1.00, odnosno parovi se u prosjeku razlikuju unutar jedne standardne devijacije, a intervali pouzdanosti gotovo su u potpunosti preklapajući. Kao što je i pretpostavljeno, za koeficijente korelacije na razini uzorka (VCA), niski do trivijalni ukupni efekti dobiveni su za crte koje su vrlo slične dimenzijama iz Petofaktorskog modela. Osobito su niski ukupni efekti za ekstraverziju/surgenciju/energiju i neuroticizam/emocionalnu stabilnost/negativnu afektivnost. Nešto viši, ali i dalje niski efekti pronađeni su za savjesnost/kontrolu/(dez)inhibiciju te zajedništvo/toplinu. Ovakvi su rezultati u skladu s predviđanjima. Neobično je da je, kada je korišten Pearsonov koeficijent (VCA), za otvorenost/intelekt/autonomiju pronađen nizak efekt. Iako je ukupni efekt nešto viši od ostalih kategorija crta koje su vrlo slične onima iz Petofaktorskog modela, ta razlika nije toliko izražena. S druge strane, kada je korišten intraklasni koeficijent, efekt za ovu kategoriju crte je znatno viši i srednje je veličine.

Što se ostalih kategorija crta ličnosti tiče, dovoljno je podataka bilo samo za Pearsonov koeficijent na razini uzorka (VCA). Kao što je i očekivano, visoki su ukupni efekti dobiveni za kategorije religioznost/duhovnost i autoritarnost. S obzirom na to da su ove dimenzije vrlo slične stavovima te dobro predviđaju vrijednosni sustav pojedinca, ovakvi su nalazi u skladu s pretpostavkom Leeja i suradnika (2009). Visoki su ukupni efekti dobiveni i za socioseksualnost i tradicionalizam. Ovakvi su rezultati sasvim očekivani za dimenziju tradicionalizma. Naime, upravo je ovo jedina crta na kojoj su Lykken i Tellegen (1993) utvrdili značajnu sličnost. Osim toga, ova je dimenzija uvelike definirana konvencionalnim i religijskim vrijednostima te konzervativnim stavovima. Što se socioseksualnosti tiče, temeljni instrument za mjerenje ove dimenzije uključuje upravo subskalu stavova (Penke i Asendorpf, 2008). Također, seksualna je permisivnost često povezivana s moralnošću i konvencionalnim vrijednosnim sustavom, odrednicama tradicionalizma i autoritarnosti. Osim toga, nerestriktivna je socioseksualnost negativno povezana s religioznošću (Kardum i sur., 2008) pa dobiveni velik efekt za ovu dimenziju ne iznenađuje. Srednje veliki ukupni efekti dobiveni su za makijavelizam i narcizam, dvije crte iz konstelacije socijalno nepoželjnih crta pod nazivom Tamna trijada (Paulhus i Williams, 2002). Za makijavelizam se uobičajeno navodi sličnost na ovoj razini (Kardum, Hudek-Knezevic, Schmitt i Covic, 2017; Veronica Smith i sur., 2014) te se također može objasniti bliskošću stavovima. Naime, neke od

definirajućih karakteristika makijavelizma uključuju cinične stavove, stavove o temeljno lošoj ljudskoj prirodi, kao i izostanak konvencionalne moralnosti (Christie i Geis, 1970). Ukupni efekt srednje veličine ponešto je iznenađujući za crtu narcizma. Naime, iako je u nekim istraživanjima pronađeno asortativno uparivanje sličnog stupnja (Kardum, Hudek-Knezevic, Schmitt i Covic, 2017), drugim su istraživanjima dobiveni rezultati koji ukazuju na negativno uparivanje (Veronica Smith i sur., 2014). Također je iznenađujući relativno nizak ukupan efekt dobiven za kategoriju psihopatija/psihoticizam s obzirom na dosadašnje nalaze. Moguće objašnjenje ovakvog rezultata leži u diferencijalnoj sličnosti dobivenoj za različite subskale psihopatije (Kardum, Hudek-Knezevic, Gračanin i Mehic, 2017; Savard i sur., 2011). Također je očekivan viši efekt za crtu otvorenosti/intelekta/autonomije. Naime, ovo je crta koja je uvelike definirana interesima te povezana sa stavovima (McCrae, 1996) i vrijednostima (Dollinger i sur., 1996). S druge strane, otvorenost predstavlja i intrapsihičku dimenziju koja se odnosi na strukturu i način funkcioniranja uma (McCrae, 1996). Ovo bi ju učinilo manje vidljivom što potencijalno otežava uparivanje na temelju te dimenzije. Nadalje, srednji je ukupan efekt pronađen za crtu traženja uzbuđenja, što je sasvim u skladu s očekivanjima i dosadašnjim nalazima (Bratko i Butković, 2003; Glicksohn i Golan, 2001). Ova karakteristika ličnosti ukazuje na područja interesa, aktivnosti u koje se osoba voli i želi uključivati te potrebu za podražajima i preuzimanjem rizika (Roberti, 2004). Sličnost partnera u načinu na koji žele provoditi slobodno vrijeme te koliko su rizika spremni tolerirati nikako nisu zanemarivi elementi veze.

Očekivano niski efekti dobiveni su za zajedništvo/toplinu te savjesnost/kontrolu/(dezinhibiciju), a trivijalno niski, odnosno vrlo blizu nuli za neuroticizam/emocionalnu stabilnost/negativnu afektivnost te ekstraverziju/surgenciju/energiju. Samo je jedan ukupan dobiveni efekt uključivao negativne vrijednosti (za potrebu za pažnjom), međutim, kako je zahvaćao nulu, obrazac uparivanja može se smatrati nasumičnim. Crte za koje ukupni efekti također ukazuju na nasumično uparivanje su maskulinitet, objektivnost i ovisnost o nagradi. Kao i ranije, treba naglasiti da se niti jedan ukupni efekt nije razlikovao od nule u smjeru koji bi značio obrazac negativnog uparivanja, odnosno komplementarnosti. Stoga se može zaključiti da dobiveni rezultati podržavaju drugu hipotezu te da se općenito ne može govoriti o sličnosti u crtama ličnosti, već eventualno o sličnosti u *specifičnim* crtama ličnosti.



### 5.3. Mehanizmi u podlozi obrasca asortativnog uparivanja

Testovi hipoteza konvergencije naspram inicijalne sličnosti te socijalne homogamije naspram aktivnog odabira podupiru aktivni inicijalni odabir. Treba, ipak, napomenuti da se gotovo svi ovi zaključci temelje na analizama sličnosti izražene Pearsonovim koeficijentom korelacije na razini uzorka (VCA). Prvo, direktna usporedba efekata dobivenih bez kontrole dobi, obrazovanja, dobi i obrazovanja istovremeno, trajanja veze te drugih varijabli ili kombinacija varijabli niti u jednom slučaju nije ukazivala na značajnu razliku. Treba naglasiti da su ovi ukupni efekti izračunati na istim ispitanicima, odnosno uspoređivani su efekti dobiveni na uzorku A bez kontroliranja navedenih varijabli te na uzorku A uz njihovu kontrolu. Drugo, provedene su moderatorske analize u kojima su uspoređivani različiti uzorci, pri čemu su u jednoj skupini uzorci u kojima je sličnost izračunata bez kontroliranja nekih varijabli, a u drugoj uzorci u kojima je sličnost izračunata uz kontrolu dobi, dobi i obrazovanja ili različitih drugih varijabli ili njihovih kombinacija. Rezultati su u skladu s onima ranije navedenima – niti jedan moderatorski efekt nije se pokazao značajnim. Slični su rezultati dobiveni i kada je sličnost izražena intraklasnim koeficijentom na razini uzorka (VCA). Ovo je jedini indeks sličnosti uz Pearsonov koeficijent (VCA) za koji je bilo moguće provesti ove analize zbog dostupnosti podataka. Međutim, treba biti na oprezu kada su moderatorski efekti statistički neznačajni. Naime, u metaanalizama je obično snaga u ovakvim analizama znatno smanjena, što zbog dostupnosti podataka o moderatorskoj varijabli, što zbog manjeg broja efekata za pojedine vrijednosti moderatorske varijable. Stoga nije opravdano zaključiti da takvog efekta nema (Borenstein i sur., 2009). Međutim, u kombinaciji s prethodnim analizama u kojima su uspoređivani efekti sa i bez kontrole na istim ispitanicima, nameće se zaključak da su ispitanici slični na početku veze (inicijalna sličnost) te da sličnost nije posljedica socijalne homogamije (aktivni odabir), barem kada je ona izražena navedenim varijablama (dob, dob i obrazovanje te različite druge varijable i njihove kombinacije). Svakako treba imati na umu da je u dosadašnjim istraživanjima ispitivanje efekta socijalne homogamije uglavnom bilo ograničeno na testiranje dobi i obrazovanja. Drugim riječima, iako navedeni rezultati ukazuju na izostanak efekta socijalne homogamije na sličnost u crtama ličnosti, moguće je da bi kontrola drugih varijabli iznjedrila drukčije nalaze.

Druga skupina rezultata koja ide u prilog aktivnom uparivanju a ne socijalnoj homogamiji jest ona dobivena analizom poduzorka veličina efekata koje se odnose na idealnu sličnost. Naime, ukupni je efekt vrlo visok te ukazuje na to da ljudi izražavaju preferenciju za sličnim partnerom, što već ukazuje na to da je aktivni odabir (a ne socijalna homogamija) plauzibilna hipoteza. Dodatno potkrepljenje predstavlja značajan moderatorski efekt idealne sličnosti na ostvarenu. Drugim

riječima, uzorci ispitanika u kojima je snažnije izražena preferencija za sličnošću, uistinu i jesu sličniji. Ovaj je rezultat u skladu s onim istraživanja Watsona i suradnika (2014). Treba svakako imati na umu da ova povezanost može ići i u obrnutom smjeru, kao što može imati i treću uzročnu varijablu. Dodatnu potporu hipotezi inicijalne sličnosti (a ne konvergencije) pruža nalaz vezan uz korelaciju apsolutne razlike s nekom mjerom trajanja veze ili braka. Naime, provedena je zasebna metaanaliza na ovoj veličini efekta. Međutim, ukupan je efekt praktički nula, što znači da duljina romantičnog odnosa nije povezana sa stupnjem sličnosti. Svi ovi nalazi u skladu su s predviđanjima na temelju hipoteza 3 (rezultati usporedbe sličnosti parova u ličnosti sa i bez parcijalizacije efekata varijabli poput duljine trajanja veze, dobi, obrazovanja i socioekonomskog statusa ukazivat će na inicijalnu sličnost i aktivno uparivanje), 3a (razina sličnosti bit će usporediva kada je izračunata bez kontrole ikakvih varijabli, i kada je izračunata uz kontrolu varijabli poput duljine trajanja veze te dobi, obrazovanja i socioekonomskog statusa), 3b (korelacija dijadnih indeksa na razini parova s varijablama poput trajanja braka, veze ili duljine poznavanja neće biti značajna) i 4 (postojat će značajan pozitivan efekt idealne na ostvarenu sličnost). Osim toga, za Pearsonov je koeficijent na razini uzorka (VCA) bilo moguće ispitati hipotezu 5, odnosno potencijalni efekt konvergencije u longitudinalnim istraživanjima. U manjem uzorku u kojem su bile prikazane veličine efekta za dvije točke mjerenja, ukupni se efekti nisu razlikovali. Također, vremenski razmak nije predviđao veću razliku u stupnju sličnosti između tih dviju vremenskih točaka. I na kraju, ispitan je moderatorski efekt trajanja veze ili braka na razinu sličnosti. Ukoliko je točna hipoteza konvergencije, značajan bi efekt trebao upućivati na višu sličnost kod parova koji su dulje u vezi. Međutim, kao što je predviđeno hipotezom 6f, ova se varijabla niti u jednoj analizi nije pokazala značajnim moderatorom. Iako svaka od navedenih analiza ima svoja ograničenja, težina dokaza snažno podupire hipotezu inicijalne sličnosti.

#### **5.4. Moderatori obrasca asortativnog uparivanja**

Kada je riječ o ispitivanju moderatorskih efekata (hipoteze 5 i 6), još jednom treba naglasiti da izostanak statistički značajnog efekta nije nužno dokaz da takav efekt uistinu ne postoji (Borenstein i sur., 2009). Često je glavni uzrok takvih rezultata smanjena snaga testa ili izostanak heterogenosti (Borenstein i sur., 2009). Kao što je ranije spomenuto, u analizama u kojima je sličnost izražena Pearsonovim koeficijentom na razini para (CCA) te apsolutnom razlikom, nije bilo značajne heterogenosti. Zbog toga nijedna od ispitanih varijabli nije niti mogla imati moderatorski efekt na

sličnost. Stoga će nastavak rasprave vezan uz potencijalne moderatore biti ograničen na koeficijente korelacije (Pearsonov i intraklasni koeficijent) izračunate na razini uzorka (VCA).

Što se tiče hipoteze 6b (bez specifičnih predviđanja za efekte vrste uzorka, nezavisnog odgovaranja i motivacije), niti za jedan od koeficijenata sličnosti varijabla nezavisno odgovaranje nije se pokazala značajnim moderatorom. Drugim riječima, sličnost parova nije se razlikovala bez obzira na to jesu li istraživači poduzeli mjere za ograničavanje komunikacije i međusobnog utjecaja na odgovaranje kod parova. Ovaj podatak je zanimljiv i eventualno olakšava provođenje budućih istraživanja koja je puno jednostavnije i brže provesti ukoliko nema potrebe za nadgledanjem ispitanika tijekom ispunjavanja upitničkih mjera. S druge strane, treba biti na oprezu, s obzirom na to da je u ovoj varijabli veliki broj podataka koji nedostaju jer u prikupljenim izvorima nije bilo navedeno jesu li poduzete mjere za nezavisno odgovaranje ili ne. Što se tiče motivacije, odnosno jesu li ispitanici bili nekako nagrađeni ili su bili volonteri, efekt nije mogao biti ispitan za intraklasni koeficijent jer nije bilo varijacije u ovoj varijabli. Za sličnost izraženu Pearsonovim koeficijentom, ova se varijabla nije pokazala značajnom, što može biti rezultat smanjene snage (veliki broj podataka koji nedostaju) te smanjene varijacije. Vrsta se uzorka također pokazala neznačajnim moderatorom za ovaj indeks sličnosti, dok je bila značajna u analizi s intraklasnim koeficijentom. Zanimljivo je da je viši efekt dobiven u reprezentativnim uzorcima u usporedbi sa selekcioniranim. Ovaj nalaz djeluje kontraintuitivno, ali se možda može objasniti smanjenim varijabilitetom crta ličnosti u selekcioniranim uzorcima, koji nužno ograničava visinu korelacije (Salkind, 2010). S druge strane, sve veličine efekata u kategoriji reprezentativnih uzoraka zapravo dolaze od istih ispitanika, tako da je relevantnost ovog nalaza ograničena.

Iako su neki autori uočili višu sličnost u karakteristikama koje su na nižoj razini u modelima ličnosti (McCrae i sur., 2008; Humbad, Donnellan, Iacono, McGue i Burt, 2010), efekt razine crte nije se pokazao značajnim za nijedan od korelacijskih indeksa sličnosti na razini uzorka (VCA). U ove su analize uključeni samo efekti koji su izračunati na crtama na *objema razinama* na istim ispitanicima. U slučaju intraklasnog koeficijenta, to je značilo poprilično sniženu snagu, a osim toga, sve veličine efekata dolazile su iz istog uzorka. Što se tiče Pearsonovog koeficijenta, prema ovim rezultatima, hipoteza 6c (značajno viši efekt bit će opažen za crte ličnosti na nižoj nego na višoj hijerarhijskoj razini) nije potvrđena.

Rezultati vezani uz hipotezu 6d, prema kojoj je očekivan niži efekt kada su korištene dihotomne i kategorijalne skale u usporedbi s kontinuiranom, suprotni su očekivanima. Naime, dok je efekt vrste skale neznačajan za Pearsonov koeficijent, za intraklasni je značajan. Pritom je viši efekt

dobiven za crte mjerene na dihotomnoj skali nego na kontinuiranoj. Moguće je da je u podlozi ovog rezultata korelacija između korištene vrste skale i rezultata na kompozitnoj kulturalnoj dimenziji. Naime, u uzorcima iz zemalja koje karakteriziraju nezapadnjačke vrijednosti češće su korištene dihotomne skale. S obzirom na to da su u takvim kulturama pronađene više razine sličnosti, efekt vrste skale mogao bi biti nusprodukt. Što se tiče kategorijalne, ordinalne i drugih vrsta skala, nije bilo dovoljno podataka za ispitivanje njihovih efekata za intraklasni koeficijent.

Za testiranje hipoteze 6e (bez specifičnih predviđanja), ispitan je moderatorski efekt metode procjene. Ova se varijabla pokazala značajnim moderatorom efekta izraženog Pearsonovim, ali ne i intraklasnim koeficijentom korelacije, što je vjerojatno posljedica smanjenog varijabiliteta. Naime, svi su efekti dobiveni na temelju samoprocjene, osim četiri koji su izračunati na temelju procjena partnera. Što se tiče Pearsonovog koeficijenta, najviša sličnost dobivena je u kategoriji druge vrste procjena, zatim samoprocjene, a najniža za procjenu partnera. Ostale se kategorije nisu razlikovale. Druge vrste procjena u ovoj su analizi većinom obuhvaćale agregiranje dviju ili više vrsta procjena, primjerice samoprocjenu i procjenu partnera te samoprocjenu, procjenu partnera i procjene eksperimentatora. S obzirom na to da agregiranje podataka povećava pouzdanost te da su zbog nepouzdanih mjernih instrumenata razine sličnosti potencijalno potcijenjene (za detalje vidjeti poglavlje *Efekt korekcije za nepouzdanost mjerenja*), stvaranje kompozita na temelju različitih izvora (npr. samoprocjena i procjena partnera) moglo bi objasniti više razine sličnosti dobivene u kategoriji drugih vrsta procjena u kojima su često korištene upravo takve varijable. Osim toga, ovom su metodom obuhvaćene i ponašajne mjere crta ličnosti. Naime, u istraživanju Youyou i suradnika (2017) kao mjera ličnosti korišteni su pokazatelji sviđanja i interesa (engl. *like*) na Facebook-u te verbalna analiza statusa na Facebook-u. Moguće je da je sličnost izraženija kada je ličnost mjerena spontanim ponašajnim manifestacijama nego hipotetskim izjavama u upitničkim mjerama. Što se tiče procjena partnera za koje je pronađena najniža razina sličnosti, potencijalno objašnjenje moglo bi se ticati referentne točke. Naime, prilikom davanja samoprocjena osoba se vjerojatno uspoređuje s drugim ljudima koje poznaje. S druge strane, moguće je da prilikom procjene partnera osoba daje procjenu u usporedbi sa samim sobom. Primjerice, zamislimo dva partnera koji su oboje iznadprosječni u crti ekstraverzije. Kada se koriste njihove samoprocjene, oni će se oboje vjerojatno procjenjivati u usporedbi s ostalim ljudima koje poznaju i vjerojatnije je da će se oboje procijeniti iznadprosječnima u toj crti. S druge strane, kada se međusobno procjenjuju, postoji mogućnost da će svog partnera uspoređivati sa sobom, što će za posljedicu imati da će manje ekstravertirana osoba svog partnera procijeniti kao ekstremno ekstravertiranog i obrnuto. Rezultat će biti niža razina sličnosti u usporedbi sa samoprocjenom.

Nadalje, u skladu s hipotezom 6f, demografske karakteristike uzorka (dob i obrazovanje), kao ni status veze nisu se pokazali značajnim moderatorima razine sličnosti. Ovi su rezultati u skladu s dosadašnjim istraživanjima prema kojima nije opažena sustavna razlika u razini sličnosti između različitih vrsta parova u drugim karakteristikama poput dobi, obrazovanja, rasne, etničke i religijske pripadnosti (Luo, 2017). Što se tiče razlika između dobnih i obrazovnih skupina, one se dosad nisu spominjale u literaturi kao potencijalni eksplanatorni faktori razine sličnosti. Jedini efekt koji je bio granično značajan jest efekt obrazovanja kada je sličnost izražena intraklasnom korelacijom na razini uzorka (VCA). Efekt je upućivao na višu sličnost u obrazovnijim uzorcima. Međutim, intervali pouzdanosti su se preklapali za dvije obrazovne kategorije, a kada su u model uključeni i drugi moderatori (ovo će detaljnije biti objašnjeno kasnije), ovaj je efekt prestao biti statistički značajnim.

Što se tiče efekata kulture, rezultati su u skladu s predviđanjima iz hipoteze 6g (u uzorcima koji dolaze iz država u kojima su zastupljene zapadnjačke vrijednosti sličnost u crtama ličnosti bit će niža u usporedbi s uzorcima iz država koje karakteriziraju nezapadnjačke vrijednosti). Kada je sličnost izračunata kao Pearsonova korelacija na razini uzorka (VCA), od ukupno 16 ispitanih kulturalnih dimenzija, četiri su se pokazale značajnim moderatorima. Točnije, rezultati ukazuju da je sličnost u crtama ličnosti veća u kulturama u kojima je izraženiji grupni kolektivizam u društvenim praksama i vrijednosti preživljavanja naspram samoostvarenja te manje izražena rodna ravnopravnost u društvenim vrijednostima i afektivna autonomija. Sve se ove značajke kultura vežu uz nezapadnjačka kolektivistička društva. Rezultati uglavnom idu u istom smjeru kada je sličnost izražena intraklasnim koeficijentom korelacije. Naime, viša je sličnost pronađena u kulturama sa rezultatima na dimenzijama koji ukazuju na izbjegavanje neizvjesnosti te nižu afektivnu autonomiju. Jedini nalaz koji nije u skladu s hipotezom i ostalim rezultatima jest onaj vezan uz Hofstedeovu dimenziju individualizma-kolektivizma. Odnosno, iako je dobiven značajan efekt, on ukazuje na višu sličnost u individualističkim društvima. Ukratko, velika većina rezultata vezanih uz efekt kulture podupire hipotezu 6g. Također je važno naglasiti da je u ovim dimenzijama smanjen varijabilitet, s obzirom na to da je većina uzoraka dolazila iz zemalja koje nagingju zapadnjačkim vrijednostima, što je moglo ograničiti snagu testova njihovih moderatorskih efekata. Chen i suradnici (2009) ovaj efekt objašnjavaju većom motivacijom i sposobnostima zamjećivanja crta ličnosti potencijalnih partnera u istočnjačkim kulturama (oni prvenstveno govore o kineskoj kulturi). Naime, ovi autori pretpostavljaju da, dok je u zapadnjačkim kulturama naglašen individualizam te bi stoga upravo jedinstvenost ličnosti potencijalnog partnera mogla biti privlačna, u istočnjačkim, kolektivističkim kulturama naglasak je na povezanosti i međuzavisnosti članova

društva. Sličnost partnera u crtama ličnosti u tom bi kontekstu bila snažan facilitator harmonije i zajedništva. Osim toga, ovi autori smatraju da bi članovi istočnjačkih kultura mogli biti i bolji u procjeni crta ličnosti potencijalnih partnera, koje su općenito teže zamjetljive nego, primjerice, stavovi. Ova bi sposobnost mogla biti rezultat naglaska koji je u tim kulturama stavljen na interpersonalnu povezanost.

Posljednji korak u testiranju moderatora odnosio se na istovremeno uključivanje svih značajnih varijabli u jedan model, s ciljem ispitivanja njihovih nezavisnih efekata. Što se tiče Pearsonovog koeficijenta korelacije, nakon što je umjesto pojedinačnih kulturalnih dimenzija u analizu uključena kompozitna varijabla koja odražava skup zapadnjačkih vrijednosti (visok individualizam, rodna ravnopravnost, afektivna autonomija te vrijednosti povezane sa samoizražavanjem), svi su prediktori bili značajni. Drugim riječima, i dalje su bili značajni ranije opisani efekti metode procjene, kao i kompozitna kulturalna dimenzija koja odražava zapadnjačke vrijednosti. Točnije, u uzorcima u kojima je ličnost mjerena procjenom partnera pronađen je niži ukupni efekt u usporedbi sa samoprocjenom, dok je u kategoriji druge vrste procjene ukupan efekt značajno viši. Nadalje, u uzorcima koji dolaze iz država za koje su tipične nezapadnjačke vrijednosti ukupni je efekt viši nego kada uzorci dolaze iz država koje karakteriziraju zapadnjačke vrijednosti. Treba naglasiti da su opisani efekti metode procjene te kompozitne kulturalne dimenzije nezavisni, odnosno statistički su značajni i uz kontrolu druge moderatorske varijable. S druge strane, u analizi s intraklasnim koeficijentima korelacije u koju su uključeni svi pojedinačni značajni moderatori, samo je vrsta skale ostala značajna. Pritom je, suprotno očekivanjima, viši efekt dobiven za efekte temeljene na mjernim instrumentima u kojima je za procjenu ličnosti korištena dihotomna skala u usporedbi s onima dobivenima uz korištene kontinuirane skale. Za Pearsonov koeficijent, uključivanjem moderatora u model objašnjeno je 10% varijance na drugoj razini, odnosno između efekata unutar uzoraka te 0% na trećoj razini, odnosno između uzoraka. Za intraklasni koeficijent, objašnjeno je 100% varijance na trećoj te 0% na drugoj razini. I drugi pokazatelji heterogenosti upućuju na značajnu preostalu varijaciju nakon što su uključeni moderatori. Iako su, u skladu s hipotezom 6 (metodološke i supstancijalne razlike među prikupljenim istraživanjima objašnjavat će dio heterogenosti opaženih efekata), ispitani moderatori objasnili jedan dio varijacije u dobivenim veličinama efekata koji ukazuju na sličnost, vjerojatno postoje druge neispitane varijable koje bi mogle doprinijeti razumijevanju heterogenosti. Svakako treba biti na oprezu prilikom interpretacije rezultata vezanih uz intraklasni koeficijent jer je za ovu analizu zbog nedostupnosti podataka o moderatorskim varijablama snaga bila ograničena.

## 5.5. Prednosti i nedostaci istraživanja

Osnovna je prednost ovog istraživanja korištena metodologija sustavnog pregleda te meta-analitički pristup sažimanju prikupljenih podataka. Ova vrsta istraživanja omogućava transparentno, replikabilno i pouzdano utvrđivanje ukupne sličnosti u crtama ličnosti, osobito kada su rezultati pojedinačnih primarnih istraživanja nedosljedni, kada su efekti mali ili kada su u izravnom konfliktu. Osim toga, sustavni pregled i metaanaliza omogućavaju određivanje ne samo ukupnog efekta, nego i granica tog efekta, kao i uvjete u kojima se njegova veličina mijenja (Cooper i Hedges, 2009; Lipsey, 2009). Dodatna je prednost ovoga rada što je kao osnovni statistički postupak bila korištena trirazinska metaanaliza koja, za razliku od standardne metaanalize, dozvoljava uključivanje više veličina efekata koji su izračunati na istim ispitanicima. Također, međuzavisnost koja postoji među tim efektima ne zanemaruje se već se ukupni efekt utvrđuje uz uključivanje varijabiliteta između veličina efekata unutar uzoraka. Ovaj postupak ne samo da povećava snagu analize zbog toga što je moguće uključivanje većeg broja efekata već daje informaciju i o izvoru varijabiliteta. Odnosno, moguće je utvrditi je li izvor heterogenosti prvenstveno između uzoraka ili unutar uzoraka (Cheung, 2014; Konstantopoulos, 2011; Van den Noortgate i sur., 2013). Nadalje, ovim je istraživanjem obuhvaćen veliki broj izvora, koji su pribavljeni iscrpnim i opsežnim pregledom literature. U skladu s preporukama (Rothstein i Hopewell, 2009), korištene su različite metode pronalaska potencijalno relevantnih izvora, a među njima se nalaze i neobjavljeni radovi. Ovo je osobito važno za izbjegavanje pristranosti u objavljivanju, koja bi mogla rezultirati umjetno visokim ukupnim efektom. Osim toga, ispitane su osnovne hipoteze u području sličnosti parova, a koje se odnose na mehanizme koji potencijalno dovode do opažene sličnosti. Sve navedeno obuhvatilo je četiri vrste indikatora, što je osobito važno jer se svaki od njih odnosi na drugu vrstu sličnosti i ima različito psihološko značenje. Naposljetku, uz ukupan efekt za sve crte, dobivene su razine asortativnog uparivanja za pojedinačne kategorije crta ličnosti. Ovo je vrijedan podatak s obzirom na veliku varijabilnost nalaza primarnih istraživanja čak i za iste crte ličnosti.

Iako je meta-analitički pristup izrazito koristan, nije bez nedostataka. Osnovno ograničenje ovog pristupa jest ono vezano uz kauzalno zaključivanje. Naime, metaanaliza je u svojoj biti korelacijsko istraživanje, a distribucija varijabli u različitim istraživanjima nije nasumična i nije pod kontrolom istraživača. Odnosno, karakteristike istraživanja, uzoraka, mjernih instrumenata i slično koje možda imaju efekt na veličinu efekta ne mogu se smatrati uzročnim varijablama (Cooper, 2009). Što se tiče specifičnih nedostataka ovog istraživanja, nažalost, većina izvora bila je procijenjena samo od strane jednog procjenjivača. Iako su na manjem uzorku izračunata slaganja između triju

procjenjivača, pouzdanost nalaza bila bi znatno robusnija uz dvostruko kodiranje izvora. Nažalost, s obzirom na veliki broj izvora i resurse koje bi dvostruko kodiranje zahtijevalo, nije ga bilo moguće organizirati. Drugi važan problem jest ograničena snaga u brojnim analizama. U nekim slučajevima za to nema pravog rješenja. Primjerice, čak i nakon iscrpne pretrage izvora literature, pronađen je relativno mali broj veličina efekata koje su izražene kao Pearsonov koeficijent korelacije na razini para (CCA), a koje ukazuju na sličnost u profilu parova. Metaanaliza može obuhvatiti samo one podatke koji postoje u primarnim istraživanjima. U drugim je situacijama bilo teoretski moguće pribaviti dodatne informacije o moderatorskim varijablama kontaktiranjem autora primarnog istraživanja. Osim toga, nemoguće je u sustavni pregled uključiti sve potencijalno relevantne varijable, osobito kada samo jedna osoba procjenjuje sve izvore. Tako su izostavljeni moderatora ranije predloženi u literaturi, poput heritabilnosti crte (Rushton, 1989; Thiessen i Gregg, 1980), karakteristika crta, odnosno vidljivost i promjenjivost (Luo, 2017), strategije životne povijesti (Figueredo i Wolf, 2009; Wolf i Figueredo, 2011) te prisutnosti konsenzualnih preferencija za crtu (Watson i sur., 2004). S druge strane, za razliku od primarnih istraživanja, sustavni pregled dozvoljava naknadno kodiranje drugih relevantnih varijabli, pa se ovaj nedostatak u budućnosti relativno lako može otkloniti uz dodatne (primarno ljudske) resurse. Treba također naglasiti da nije bilo moguće uključiti izvore na drugim jezicima osim engleskog, što je moglo utjecati na pristranost prikupljenih podataka (Rothstein i Hopewell, 2009), osobito u kontekstu dobivenih kulturalnih razlika u nekim mjerama sličnosti. Osim toga, nije moguće utvrditi u kojoj je mjeri u originalnim istraživanjima prisutno selektivno izvještavanje ishoda (Rothstein i Hopewell, 2009). S obzirom na to se radi uglavnom o korelacijskim istraživanjima, moguće je da je veličina efekta prikazana samo za neke crte ličnosti. Naposljetku, iako su poduzete brojne mjere za utvrđivanje preklapanja među uzorcima među različitim izvorima, moguće je da su neki procijenjeni kao preklapajući, a to nisu te da su neki tretirani kao nezavisni, a u stvarnosti su zavisni.

## **5.6. Teorijske i praktične implikacije**

Osnovni nalaz ovog istraživanja jest onaj o prisutnosti obrasca pozitivnog asortativnog uparivanja, odnosno sličnosti heteroseksualnih parova u crtama ličnosti. Stoga se prilično sigurno, i to za sve ispitane crte, mogu odbaciti teorije koje pretpostavljaju komplementarnost (Winch i sur., 1954; Kerckhoff i Davis, 1962). S druge strane, Lykkenov se i Tellegenov (1993) model nasumičnog uparivanja čini opravdanim za neke crte ličnosti, ali ne za sve ispitane. Povrh toga, rezultati ovog



istraživanja ne doprinose validaciji teorija opisanih u uvodnom dijelu disertacije, što ostavlja znatan prostor za buduće istraživačke pothvate. U svakom slučaju, relativno visok stupanj sličnosti za pojedine crte relevantan je za bihevioralno-genetska istraživanja. Naime, ukoliko je asortativno uparivanje znatno, a nije uključeno u model, efekti okoline bit će precijenjeni u istraživanjima blizanaca, a podcijenjeni u obiteljskim istraživanjima (Ask i sur., 2013; Bratko i sur., 2014). Osim toga, pozitivno uparivanje rezultira povećanjem varijabiliteta u populaciji, što znači da će ekstremniji fenotipi biti učestaliji (pojedinci s vrlo visokim i vrlo niskim razinama neke crte ličnosti; Buss, 1984b). Informacija o razini sličnosti, osobito u socijalno nepoželjnim crtama (poput narcizma i makijavelizma) može biti korisna u radu s parovima. Primjerice, kada oba člana para imaju izraženije ove karakteristike, konflikti bi mogli biti češći i intenzivniji (Horan i sur., 2015), a mogla bi biti prisutna i druga ponašanja problematična za kvalitetan odnos (poput preljuba i agresije; Brewer i sur., 2015; Lyons i sur., 2020). Također, parovi bi mogli međusobno podržavati negativne navike, što može imati negativne zdravstvene posljedice (Hudek-Knežević i sur., 2016). Kada su u takvom scenariju prisutna i djeca, posljedice su još i važnije. Osim što su naslijedila genetski rizik, također su prisutni i homogeniji okolinski faktori. Bilo bi vrlo zanimljivo pokušati generalizirati teoriju o asortativnom uparivanju u dimenziji sistematizacije kao mehanizmu u podlozi poremećaja iz autističnog spektra (Baron-Cohen, 2006) i na druge dimenzije. Primjerice, jesu li djeca čija oba roditelja imaju izraženu crtu neuroticizma sklonija anksioznim poremećajima? Ili, jesu li djeca roditelja s izraženom crtom psihopatije pod većim rizikom za razvoj antisocijalnog poremećaja?

Nadalje, rezultati prilično snažno idu u prilog hipotezama inicijalne sličnosti i aktivnog odabira, pri čemu treba imati na umu da je ispitivanje socijalne homogamije uglavnom ograničeno na ispitivanje efekata dobi i obrazovanja. U tom kontekstu, buduća bi istraživanja trebala uključiti druge potencijalno relevantne varijable za operacionalizaciju ovog mehanizma. Osim toga, zanimljivo bi bilo istražiti druge mogućnosti testiranja efekte socijalne homogamije, a koji nisu ograničeni na statističku kontrolu pojedinih varijabli. Također je važno naglasiti da je vjerojatno smislenije govoriti o sličnosti u specifičnim crtama ličnosti, nego u crtama ličnosti općenito, s obzirom na velike razlike između pojedinih kategorija crta.

Što se metodoloških preporuka za buduća istraživanja tiče, svakako treba naglasiti važnost korištenja različitih indikatora sličnosti, usporedbe pravih i slučajnih parova, kao i ispitivanja efekta kontroliranja stereotipne točnosti. Iako rezultati za različite indekse sličnosti uglavnom idu u istom smjeru, zbog rjeđeg korištenja drugih indeksa osim Pearsonovog koeficijenta korelacije na razini uzorka (VCA) mnoge je hipoteze bilo teško ili nemoguće ispitati za ostala tri indeksa. To

vrijedi i za usporedbu pravih i slučajnih parova koja je ključan test asortativnog uparivanja. Osim toga, s obzirom na snažan dobiveni efekt korekcije za stereotipnu točnost, svakako se preporuča kontroliranje ovog artefakta u budućim istraživanjima. Što se tiče metode procjene, dobiveni značajan efekt ove varijable ukazuje na važnost korištenja različitih metoda za procjenu crta ličnosti. Naime, iako su samoprocjene svakako najzastupljenije i najjednostavnije, bilo bi vrlo zanimljivo i informativno sustavno varirati korištene metode procjene te opažati efekt na razinu sličnosti. To bi dodatno rasvijetlilo dobivene nalaze u ovom istraživanju jer trenutno nije sasvim jasno kako objasniti razlike u sličnosti s obzirom na korištenu metodu procjene. Plauzibilne su pretpostavke da se nalazi djelomično mogu objasniti različitim referentnim točkama prilikom samoprocjene i procjene partnera te superiornom pouzdanošću kompozitnih procjena. U skladu s tim, za povećanje pouzdanosti korištenih mjera, snažno se preporuča agregacija različitih izvora procjene, kao i korekcija za nepouzdanost mjerenja. Osim toga, potrebno je detaljnije ispitati kakav efekt na opaženu razinu sličnosti imaju druge vrste operacionalizacije crta ličnosti koje uključuju neupitničke mjere.

Nadalje, dobivene zanimljive efekte kulture svakako bi trebalo detaljnije ispitati, osobito kada se u obzir uzme slaba zastupljenost nezapadnjačkih uzoraka u ovom istraživanju. Također, s obzirom na značajnu intrakulturalnu varijaciju, bilo bi zanimljivo istražiti efekte kulturalnih vrijednosti na individualnoj razini. Točnije, jesu li vrijednosti na razini pojedinca moderatori asortativnog uparivanja? Naposljetku, što se tiče izvještavanja, u skladu s preporukama za povećanje transparentnosti i replikabilnosti (Ioannidis i sur., 2014), pozivaju se autori da uzorke i postupak opisuju detaljnije ili da učine podatke dostupnima i javnima. Naime, zbog nedostupnosti podataka vezanih uz potencijalne moderatorske varijable, snaga je tih analiza bila znatno smanjena, pa je i robusnost pojedinih nalaza upitna. U širem smislu, korisno bi bilo ispitati efekte sličnosti u crtama ličnosti na druge varijable funkcioniranja veze. To se osobito odnosi na ostale ishode osim zadovoljstva ili kvalitete veze, koji su često istraživani u ovom kontekstu. Osim toga, važno je ispitati efekt sličnosti na obiteljsko funkcioniranje i djecu, pogotovo kada se radi o negativnim karakteristikama.

## 6. ZAKLJUČAK

Cilj ovoga istraživanja bio je utvrditi razinu asortativnog uparivanja heteroseksualnih ljubavnih parova u crtama ličnosti, kao i procese u podlozi te moderatore tog efekta. U tu je svrhu korištena metodologija sustavnog pregleda i metaanalize. Rezultati istraživanja uglavnom ukazuju na sličnost, odnosno pozitivno asortativno uparivanje po crtama ličnosti. Dobiveni ukupni efekti za različite pokazatelje sličnosti variraju, ali se sa znatnom sigurnošću može utvrditi da je razina sličnosti niske do srednje veličine. Također treba naglasiti da niti za jednu pojedinačnu crtu ličnosti nije pronađeno snažno negativno uparivanje. S druge strane, za mnoge od njih su pronađeni niski ili trivijalni efekti. Stoga se može reći da je za neke crte ličnosti pretpostavka o nasumičnom uparivanju opravdana, dok je za druge jasno da postoji značajna sličnost među partnerima. Tu se uglavnom radi o crtama koje su slične stavovima i koje dobro ukazuju na vrijednosni sustav pojedinca. Nažalost, potencijalni moderatori na razini crte ranije predloženi u literaturi (npr. vidljivost crte) nisu bili kodirani, što ostavlja prostor za buduća istraživanja. Samo djelomična potvrda više sličnosti kod pravih nego slučajnih parova potencijalno je posljedica smanjene snage statističkih postupaka zbog malog broja dostupnih veličina efekata za slučajne parove. Drugim riječima, mnogi autori ne izračunavaju i ne prikazuju sličnost za slučajne parove, što je ključan test hipoteze o asortativnom uparivanju. Također, dobiven je značajan efekt korekcije za artefakt stereotipne točnosti, što također ukazuje na potrebu za njegovim pomnim razmatranjem u istraživanjima parova i crta ličnosti. Ovi rezultati općenito ukazuju na pozitivno uparivanje, odnosno sličnost ljubavnih parova u crtama ličnosti te kao takvi pružaju potporu brojnim teorijama i hipotezama opisanima u uvodu. Međutim, ovi rezultati ne mogu pružiti diferencijalnu podršku određenoj hipotezi. Specifične pretpostavke svake od tih teorija mogu predstavljati zanimljiv poticaj za buduće istraživačke aktivnosti. S druge strane, nalazi ovoga istraživanja pružaju znatnu potporu hipotezama inicijalne sličnosti (a ne konvergencije) te aktivnom odabiru (a ne socijalnoj homogamiji). Drugim riječima, čini se da su ljubavni parovi u crtama ličnosti slični već na početku veze, a ta je sličnost vjerojatno posljedica aktivnog odabira, odnosno traženja sličnog partnera. Međutim, vezano uz izostanak efekta socijalne homogamije, treba naglasiti da su dosadašnja istraživanja ovaj proces uglavnom operacionalizirala kao sličnost u dobi i obrazovanju. Stoga je zaključak o aktivnom odabiru točan ukoliko je socijalna homogamija ograničena na ove dvije varijable, što je malo vjerojatno. Dakle, iako i nalaz o pozitivnom prediktivnom efektu idealne na ostvarenu sličnost također podupire hipotezu o aktivnom odabiru, izostanak socijalne homogamije u sličnosti u crtama ličnosti treba uzeti s rezervom. Buduća bi istraživanja svakako trebala uključiti i druge načine operacionalizacije ovog procesa. Nadalje, nalaz vezan uz korekciju za nepouzdanost

mjerenja vrlo je relevantan jer ukazuje na mogućnost podcjenjivanja efekta pozitivnog asortativnog uparivanja zbog korištenih mjernih instrumenata. Znanstvenici koji se bave ovim područjem svakako bi uz efekt koji ukazuje na sličnost trebali prikazati i efekt korigiran za nepouzdanost mjerenja. Značajan moderatorski efekt korištene metode procjene pri mjerenju crte ličnosti ukazuje na potencijalnu superiornost kompozitnih mjera, poput kombinacija samoprocjena i procjena partnera, kao i bihevioralnih mjera. S obzirom na to da u području dominiraju samoprocjene, bilo bi zanimljivo vidjeti više istraživanja koja koriste druge metode. Naposljetku, kulturalne su se vrijednosti pokazale značajnim moderatorom razine sličnosti u crtama ličnosti, što otvara mnoge istraživačke mogućnosti. Iako je intuitivno očekivano da će u društvima sa zapadnjačkim vrijednostima sličnost u crtama ličnosti biti snažnija zbog velike autonomije u odabiru partnera, dobiveni je efekt upravo obrnut. Postoji li specifična prednost vezana uz sličnost u ovim karakteristikama u nezapadnjačkim društvima? Jesu li uistinu članovi ovih društva zbog toga motiviraniji i sposobniji percipirati ličnost potencijalnih partnera u ranim fazama poznavanja? Ova vrlo zanimljiva pitanja osobito su važna u kontekstu u kojem prevladavaju istraživanja upravo zapadnjačkih uzoraka. I na kraju, statistička neznačajnost ostalih potencijalnih moderatora mogla bi biti posljedica smanjene snage statističkih postupaka zbog ograničenog broja dostupnih veličina efekata za pojedine vrijednosti moderatorskih varijabli. Drugim riječima, bilo kakvi zaključci o njihovoj relevantnosti u ovom su trenutku preuranjeni.

## 7. LITERATURA

Reference označene zvjezdicom (\*) označavaju izvore uključene u metaanalizu.

- Abdellaoui, A., Verweij, K. J. H. i Zietsch, B. P. (2014). No evidence for genetic assortative mating beyond that due to population stratification. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 111(40), Članak e4137. <https://doi.org/10.1073/pnas.1410781111>
- \*Abdel-Rahim, A. R., Nagoshi, C. T., Johnson, R. C. i Vandenberg, S. G. (1988). Familial resemblances for cognitive abilities and personality in an Egyptian sample. *Personality and Individual Differences*, 9(1), 155–163. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(88\)90041-4](https://doi.org/10.1016/0191-8869(88)90041-4)
- Acitelli, L. K., Kenny, D. A. i Weiner, D. (2001). The importance of similarity and understanding of partners' marital ideals to relationship satisfaction. *Personal Relationships*, 8(2), 167–185. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.2001.tb00034.x>
- Agrawal, A., Heath, A. C., Grant, J. D., Pergadia, M. L., Statham, D. J., Bucholz, K. K., Martin, N. G. i Madden, P. A. F. (2006). Assortative mating for cigarette smoking and for alcohol consumption in female Australian twins and their spouses. *Behavior Genetics*, 36(4), 553–566. <https://doi.org/10.1007/s10519-006-9081-8>
- \*Ahern, F. M., Johnson, R. C., Wilson, J. R., McClearn, G. E. i Vandenberg, S. G. (1982). Family resemblances in personality. *Behavior Genetics*, 12(3), 261–280. <https://doi.org/10.1007/BF01067847>
- \*Alford, J. R., Hatemi, P. K., Hibbing, J. R., Martin, N. G. i Eaves, L. J. (2011). The politics of mate choice. *Journal of Politics*, 73(2), 362–379. <https://doi.org/10.1017/S0022381611000016>
- \*Anderson, C., Keltner, D. i John, O. P. (2003). Emotional convergence between people over time. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84(5), 1054–1068. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.84.5.1054>
- Anderson, J. L. (1989). A methodological critique of the evidence for genetic similarity detection. *Behavioral and Brain Sciences*, 12(3), 518–519. <https://doi.org/10.1017/s0140525x00057332>
- \*Antill, J. K. (1983). Sex role complementarity versus similarity in married couples. *Journal of Personality and Social Psychology*, 45(1), 145–155. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.45.1.145>
- Aronson, E. i Worchel, P. (1966). Similarity versus liking as determinants of interpersonal attractiveness. *Psychonomic Science*, 5(4), 157–158. <https://doi.org/10.3758/BF03328329>
- \*Arránz Becker, O. (2013). Effects of similarity of life goals, values, and personality on relationship satisfaction and stability: Findings from a two-wave panel study. *Personal*

- Relationships*, 20(3), 443–461. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.2012.01417.x>
- \*Ashby, J. S., Rice, K. G. i Kutchins, C. B. (2008). Matches and mismatches: Partners, perfectionism, and premarital adjustment. *Journal of Counseling Psychology*, 55(1), 125–132. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.55.1.125>
- \*Ask, H., Idstad, M., Engdahl, B. i Tambs, K. (2013). Non-random mating and convergence over time for mental health, life satisfaction, and personality: The Nord-Trøndelag health study. *Behavior Genetics*, 43(2), 108–119. <https://doi.org/10.1007/s10519-012-9578-2>
- Assink, M. i Wibbelink, C. J. M. (2016). Fitting three-level meta-analytic models in R: A step-by-step tutorial, 12(3), 154–174. <http://dx.doi.org/10.20982/tqmp.12.3.p154>
- \*Atkinson, J. i Huston, T. L. (1984). Sex role orientation and division of labor early in marriage. *Journal of Personality and Social Psychology*, 46(2), 330–345. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.46.2.330>
- \*Aube, J. i Koestner, R. (1995). Gender characteristics and relationship adjustment: Another look at similarity-complementarity hypotheses. *Journal of Personality*, 63(4), 879–904. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1995.tb00319.x>
- Avivi, Y. E., Laurenceau, J. P. i Carver, C. S. (2009). Linking relationship quality to perceived mutuality of relationship goals and perceived goal progress. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 28(2), 137–164. <https://doi.org/10.1521/jscp.2009.28.2.137>
- Bacon, P. M., Conte, A. i Moffatt, P. G. (2014). Assortative mating on risk attitude. *Theory and Decision*, 77(3), 389–401. <https://doi.org/10.1007/s11238-014-9448-x>
- \*Bailey, D. H. (2012). *Personality and reproductive success in the Ache (Paraguay): Implications for the evolution of human individual differences (Neobjavljena doktorska disertacija)*. University of Missouri-Columbia. <https://mospace.umsystem.edu/xmlui/handle/10355/36666>
- \*Bailey, D. H., Walker, R. S., Blomquist, G. E., Hill, K. R., Hurtado, A. M. i Geary, D. C. (2013). Heritability and fitness correlates of personality in the Ache, a natural-fertility population in Paraguay. *PLoS ONE*, 8(3), Članak e59325. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0059325>
- \*Baker, B. L., Blacher, J. i Olsson, M. B. (2005). Preschool children with and without developmental delay: Behaviour problems, parents' optimism and well-being. *Journal of Intellectual Disability Research*, 49(8), 575–590. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2788.2005.00691.x>
- \*Baker, L. A., Cesa, I. L., Gatz, M. i Mellins, C. (1992). Genetic and environmental influences on positive and negative affect: Support for a two-factor theory. *Psychology and Aging*, 7(1), 158–163. <https://doi.org/10.1037/0882-7974.7.1.158>
- \*Baker, L. i McNulty, J. K. (2010). Shyness and marriage: Does shyness shape even established

- relationships? *Personality and Social Psychology Bulletin*, 36(5), 665–676.  
<https://doi.org/10.1177/0146167210367489>
- \*Banta, T. J. i Hetherington, M. (1963). Relations between needs of friends and fiancés. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 66(4), 401–404. <https://doi.org/10.1037/h0043414>
- \*Barelds, D. P. H. (2005). Self and partner personality in intimate relationships. *European Journal of Personality*, 19(6), 501–518. <https://doi.org/10.1002/per.549>
- Baron-Cohen, S. (2006). The hyper-systemizing, assortative mating theory of autism. *Progress in Neuro-Psychopharmacology and Biological Psychiatry*, 30(5), 865–872.  
<https://doi.org/10.1016/j.pnpbp.2006.01.010>
- \*Barton, K. i Cattell, R. B. (1972). Real and perceived similarities in personality between spouses: Test of “likeness” versus “completeness” theories. *Psychological Reports*, 31(1), 15–18.  
<https://doi.org/10.2466/pr0.1972.31.1.15>
- \*Bauer, C. G. (1980). More (or less) about interspouse personality similarity: A sample of incompatible samples. *Journal of Clinical Psychology*, 36(3), 701–704. <https://doi.org/ct8tn5>
- \*Beer, A., Watson, D. i McDade-Montez, E. (2013). Self-other agreement and assumed similarity in neuroticism, extraversion, and trait affect: Distinguishing the effects of form and content. *Assessment*, 20(6), 723–737. <https://doi.org/10.1177/1073191113500521>
- \*Beer, J. M., Arnold, R. D. i Loehlin, J. C. (1998). Genetic and environmental influences on MMPI factor scales: Joint model fitting to twin and adoption data. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74(3), 818–827. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.74.3.818>
- \*Belsky, J., Crnic, K. i Gable, S. (1995). The determinants of coparenting in families with toddler boys: Spousal differences and daily hassles. *Child Development*, 66(3), 629–642.  
<https://doi.org/10.2307/1131939>
- \*Ben-Ari, A. i Lavee, Y. (2005). Dyadic characteristics of individual attributes: Attachment, neuroticism, and their relation to marital quality and closeness. *American Journal of Orthopsychiatry*, 75(4), 621–631. <https://doi.org/10.1037/0002-9432.75.4.621>
- \*Bentler, P. M. i Newcomb, M. D. (1978). Longitudinal study of marital success and failure. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 46(5), 1053–1070.  
<https://doi.org/10.1037/0022-006X.46.5.1053>
- Berezkei, T., Gyuris, P., Koves, P. i Bernath, L. (2002). Homogamy, genetic similarity, and imprinting; parental influence on mate choice preferences. *Personality and Individual Differences*, 33(5), 677–690. [https://doi.org/10.1016/s0191-8869\(01\)00182-9](https://doi.org/10.1016/s0191-8869(01)00182-9)
- Berezkei, T., Gyuris, P. i Weisfeld, G. E. (2004). Sexual imprinting in human mate choice. *Proceedings of the Royal Society B: Biological Sciences*, 271(1544), 1129–1134.

<https://doi.org/10.1098/rspb.2003.2672>

- \*Blazer, J. A. (1963). Complementary needs and marital happiness. *Marriage and Family Living*, 25(1), 89–95. <https://doi.org/10.2307/349014>
- \*Bleske-Rechek, A., Remiker, M. W. i Baker, J. P. (2009). Similar from the start: Assortment in young adult dating couples and its link to relationship stability over time. *Individual Differences Research*, 7(3), 142–158.
- \*Blum, J. S. i Mehrabian, A. (1999). Personality and temperament correlates of marital satisfaction. *Journal of Personality*, 67(1), 93–125. <https://doi.org/10.1111/1467-6494.00049>
- Boomsma, D. I., Koopmans, J. R., Van Doornen, L. J. P. i Orlebeke, J. F. (1994). Genetic and social influences on starting to smoke: a study of Dutch adolescent twins and their parents. *Addiction*, 89(2), 219–226. <https://doi.org/10.1111/j.1360-0443.1994.tb00881.x>
- Borenstein, M., Hedges, L. V, Higgins, J. P. T. i Rothstein, H. R. (2009). *Introduction to Meta-Analysis*. John Wiley & Sons, Ltd.
- \*Bornstein, M. H., Putnick, D. L., Lansford, J. E., Pastorelli, C., Skinner, A. T., Sorbring, E., Tapanya, S., Uribe Tirado, L. M., Zelli, A., Alampay, L. P., Al-Hassan, S. M., Bacchini, D., Bombi, A. S., Chang, L., Deater-Deckard, K., Di Giunta, L., Dodge, K. A., Malone, P. S. i Oburu, P. (2015). Mother and father socially desirable responding in nine countries: Two kinds of agreement and relations to parenting self-reports. *International Journal of Psychology*, 50(3), 174–185. <https://doi.org/10.1002/ijop.12084>
- \*Botwin, M. D., Buss, D. M. i Shackelford, T. K. (1997). Personality and mate preferences: Five factors in mate selection and marital satisfaction. *Journal of Personality*, 65(1), 107–136. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1997.tb00531.x>
- \*Bouchard, T. J. i Hur, Y. (1998). Genetic and environmental influences on the continuous scales of the Myers-Briggs Type Indicator: An analysis based on twins reared apart. *Journal of Personality*, 66(2), 135–149. <https://doi.org/10.1111/1467-6494.00006>
- \*Bouchard, T. J., McGue, M., Hur, Y. M. i Horn, J. M. (1998). A genetic and environmental analysis of the California psychological inventory using adult twins reared apart and together. *European Journal of Personality*, 12(5), 307–320. <https://doi.org/c5xksf>
- \*Boutwell, B. B. i Beaver, K. M. (2010). The intergenerational transmission of low self-control. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 47(2), 174–209. <https://doi.org/10.1177/0022427809357715>
- \*Bower, D. J. (2012). *Personality, attachment, and relationship conflict across the transition to parenthood (Neobjavljena doktorska disertacija)*. Ohio State University. [https://etd.ohiolink.edu/apexprod/rws\\_olink/r/1501/10?clear=10&p10\\_accession\\_num=osu1](https://etd.ohiolink.edu/apexprod/rws_olink/r/1501/10?clear=10&p10_accession_num=osu1)



- \*Bower, D., Jia, R., Schoppe-Sullivan, S. J., Mangelsdorf, S. C. i Brown, G. L. (2012). Trajectories of couple relationship satisfaction in families with infants: The roles of parent gender, personality, and depression in first-time and experienced parents. *Journal of Social and Personal Relationships*, 30(4), 389–409. <https://doi.org/10.1177/0265407512457656>
- Bowerman, C. E. i Day, B. R. (1956). A Test of the Theory of Complementary Needs as applied to couples during courtship. *American Sociological Review*, 21(5), 602–605. <https://doi.org/10.2307/2089096>
- \*Bradbury, T. N., Campbell, S. M. i Fincham, F. D. (1995). Longitudinal and behavioral analysis of masculinity and femininity in marriage. *Journal of Personality and Social Psychology*, 68(2), 328–341. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.68.2.328>
- \*Brandão, T., Matias, M., Ferreira, T., Vieira, J., Schulz, M. S. i Matos, P. M. (2020). Attachment, emotion regulation, and well-being in couples: Intrapersonal and interpersonal associations. *Journal of Personality*, 88(4), 748–761. <https://doi.org/10.1111/jopy.12523>
- \*Brändström, S., Przybeck, T. R. i Sigvardsson, S. (2011). Reliability of informant ratings and spouse similarity based on the Temperament and Character Inventory. *Psychological Reports*, 109(1), 231–242. <https://doi.org/10.2466/02.09.PR0.109.4.231-242>
- \*Bratko, D. i Butković, A. (2003). Family study of sensation seeking. *Personality and Individual Differences*, 35(7), 1559–1570. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(02\)00370-7](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(02)00370-7)
- \*Bratko, D., Butković, A., Vukasović, T., Keresteš, G. i Brković, I. (2014). Personality Resemblance Between Parents and Offspring: Study of Five factors across four samples and questionnaires. *Journal of Child and Family Studies*, 23(1), 95–104. <https://doi.org/10.1007/s10826-012-9695-9>
- Brewer, G., Hunt, D., James, G. i Abell, L. (2015). Dark Triad traits, infidelity and romantic revenge. *Personality and Individual Differences*, 83, 122–127. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2015.04.007>
- \*Brock, R. L., Dindo, L., Simms, L. J. i Clark, L. A. (2016). Personality and dyadic adjustment: Who you think your partner is really matters. *Journal of Family Psychology*, 30(5), 602–613. <https://doi.org/10.1037/fam0000210>
- Brubaker, J. (2016). Complementary Needs Theory. U C. L. Shehan (Ur.), *The Wiley Blackwell Encyclopedia of Family Studies* (str. 273–291). Wiley & Sons. <https://doi.org/10.1002/9781119085621.wbef5499>
- \*Brummett, B. H., Barefoot, J. C., Feaganes, J. R., Yen, S., Bosworth, H. B., Williams, R. B. i Siegler, I. C. (2000). Hostility in marital dyads: Associations with depressive symptoms.

- Journal of Behavioral Medicine*, 23(1), 95–105. <https://doi.org/10.1023/A:1005424405056>
- \*Brummett, B. H., Siegler, I. C., Day, R. S. i Costa, P. T. (2008). Personality as a predictor of dietary quality in spouses during midlife. *Behavioral Medicine*, 34(1), 5–10. <https://doi.org/10.3200/bmed.34.1.5-10>
- \*Brunell, A. B., Kernis, M. H., Goldman, B. M., Heppner, W., Davis, P., Cascio, E. V. i Webster, G. D. (2010). Dispositional authenticity and romantic relationship functioning. *Personality and Individual Differences*, 48(8), 900–905. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2010.02.018>
- \*Burchinal, L. G. (1957). Similarities of parents' personality inventory and marital satisfaction scores and attitudes toward children. *The Midwest Sociologist*, 20(1), 33–38. <https://www.jstor.org/stable/25515002>
- \*Burgess, E. W. i Wallin, P. (1944). Homogamy in personality characteristics. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 39(4), 475–481. <https://doi.org/10.1037/h0054187>
- Burley, N. (1983). The meaning of assortative mating. *Ethology and Sociobiology*, 4(4), 191–203. [https://doi.org/10.1016/0162-3095\(83\)90009-2](https://doi.org/10.1016/0162-3095(83)90009-2)
- Buss, D. M. (1983). Evolutionary biology and personality psychology: Implications of genetic variability. *Personality and Individual Differences*, 4(1), 51–63. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(83\)90052-1](https://doi.org/10.1016/0191-8869(83)90052-1)
- \*Buss, D. M. (1984a). Marital assortment for personality dispositions: Assessment with three different data sources. *Behavior Genetics*, 14(2), 111–123. <https://doi.org/10.1007/BF01076408>
- \*Buss, D. M. (1984b). Toward a psychology of person-environment (PE) correlation: The role of spouse selection. *Journal of Personality and Social Psychology*, 47(2), 361–377. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.47.2.361>
- Buss, D. M. (1987). Selection, evocation, and manipulation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 53(6), 1214–1221. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.53.6.1214>
- \*Buss, D. M. (1991). Conflict in married couples: Personality predictors of anger and upset. *Journal of Personality*, 59(4), 663–688. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1991.tb00926.x>
- Buss, D. M., Abbott, M., Angleitner, A., Asherian, A., Biaggio, A., Blanco-Villasenor, A., Bruchon-Schweitzer, M., Ch'U, H.-Y., Czapinski, J., Deraad, B., Ekehammar, B., El Lohamy, N., Fioravanti, M., Georgas, J., Gjerde, P., Guttman, R., Hazan, F., Iwawaki, S., Janakiramaiah, N., . . . Yang, K.-S. (1990). International preferences in selecting mates: A Study of 37 Cultures. *Journal of Cross-Cultural Psychology*. <https://doi.org/10.1177/0022022190211001>
- Buss, D. M. i Barnes, M. (1986). Preferences in human mate selection. *Journal of Personality and*

- Social Psychology*, 50(3), 559–570. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.50.3.559>
- Butler, J. K. (1983). A vector model for describing and comparing profiles. *Educational and Psychological Measurement*, 43(3), 747–758. <https://doi.org/10.1177/001316448304300308>
- Byrne, D. (1997). An overview (and underview) of research and theory within the attraction paradigm. *Journal of Social and Personal Relationships*, 14(3), 417–431. <https://doi.org/10.1177/0265407597143008>
- Byrne, D. i Blaylock, B. (1963). Similarity and assumed similarity of attitudes between husbands and wives. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 67(6), 636–640. <https://doi.org/10.1037/h0045531>
- \*Byrne, D., Cherry, F., Lamberth, J. i Mitchell, H. E. (1973). Husband-wife similarity in response to erotic stimuli. *Journal of Personality*, 41(3), 385–394. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1973.tb00101.x>
- Byrne, D. i Clore, G. L. (1970). A Reinforcement Model of evaluative responses. *Personality: An International Journal*, 1(2), 103–128.
- \*Campbell, L., Simpson, J. A., Kashy, D. A. i Fletcher, G. J. O. (2001). Ideal standards, the self, and flexibility of ideals in close relationships. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 27(4), 447–462. <https://doi.org/10.1177/0146167201274006>
- \*Cao, H., Yuan, X., Fine, M., Zhou, N. i Fang, X. (2019). Neuroticism and marital satisfaction during the early years of Chinese marriage: The mediating roles of marital attribution and aggression. *Family Process*, 58(2), 478–495. <https://doi.org/10.1111/famp.12356>
- Card, N. A. (2012). *Applied Meta-Analysis for Social Science Research*. New York: Guilford Press.
- \*Carey, G. i Rice, J. (1983). Genetics and personality temperament: Simplicity or complexity? *Behavior Genetics*, 13(1), 43–63. <https://doi.org/10.1007/BF01071743>
- Carroll, R. M. i Field, J. (1974). A comparison of the classification accuracy of profile similarity measures. *Multivariate Behavioral Research*, 9(3), 373–380. [https://doi.org/10.1207/s15327906mbr0903\\_12](https://doi.org/10.1207/s15327906mbr0903_12)
- Caspi, A., Bem, D. J. i Elder, G. H. (1989). Continuities and consequences of interactional styles across the life course. *Journal of Personality*, 57(2), 375–406. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1989.tb00487.x>
- Caspi, A. i Herbener, E. S. (1990). Continuity and change: Assortative marriage and the consistency of personality in adulthood. *Journal of Personality and Social Psychology*, 58(2), 250–258. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.58.2.250>
- \*Caspi, A. i Herbener, E. S. (1993). Marital assortment and phenotypic convergence: Longitudinal evidence. *Biodemography and Social Biology*, 40(1–2), 48–60.

<https://doi.org/10.1080/19485565.1993.9988835>

- Caspi, A., Herbener, E. S. i Ozer, D. J. (1992). Shared experiences and the similarity of personalities: A longitudinal study of married couples. *Journal of Personality and Social Psychology*, 62(2), 281–291. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.62.2.281>
- Cattell, R. B. (1949). Rp and other coefficients of pattern similarity. *Psychometrika*, 14(4), 279–298. <https://doi.org/10.1007/BF02289193>
- \*Cattell, R. B. i Nesselroade, J. R. (1967). Likeness and completeness theories examined by Sixteen Personality Factor Measures on stably and unstably married couples. *Journal of Personality and Social Psychology*, 7(4), 351–361. <https://doi.org/10.1037/h0025248>
- \*Caughlin, J. P., Huston, T. L. i Houts, R. M. (2000). How does personality matter in marriage? An examination of trait anxiety, interpersonal negativity, and marital satisfaction. *Journal of Personality and Social Psychology*, 78(2), 326–336. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.78.2.326>
- Chang, S.-C. (1995). *Marriage as environment: Toward a model of processes of adaptation in marriage*. The University of Texas at Austin. Preuzeto putem osobne komunikacije.
- \*Charania, M. R. (2006). *Personality influences on marital satisfaction: An examination of actor, partner, and interaction effects (Neobjavljena doktorska disertacija)*. University of Texas at Arlington. <https://rc.library.uta.edu/uta-ir/handle/10106/529>
- \*Cheche Hoover, R. i Jackson, J. B. (2019). Insecure attachment, emotion dysregulation, and psychological aggression in couples. *Journal of Interpersonal Violence*, Članak 0886260519. <https://doi.org/10.1177/0886260519877939>
- \*Chen, H., Luo, S., Yue, G., Xu, D. i Zhaoyang, R. (2009). Do birds of a feather flock together in China? *Personal Relationships*, 16(2), 167–186. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.2009.01217.x>
- \*Chen, Z., Tanaka, N., Uji, M., Hiramura, H., Shikai, N., Fujihara, S. i Kitamura, T. (2007). The role of personalities in the marital adjustment of Japanese couples. *Social Behavior and Personality*, 35(4), 561–572. <https://doi.org/10.2224/sbp.2007.35.4.561>
- Cheung, M. W. L. (2014). Modeling dependent effect sizes with three-level meta-analyses: A structural equation modeling approach. *Psychological Methods*, 19(2), 211–229. <https://doi.org/10.1037/a0032968>
- Cheung, M. W. L. (2019). A guide to conducting a meta-analysis with non-independent effect sizes. *Neuropsychology Review*, 29(4), 387–396. <https://doi.org/10.1007/s11065-019-09415-6>
- \*Chopik, W. J., Kim, E. S. i Smith, J. (2018). An examination of dyadic changes in optimism and physical health over time. *Health Psychology*, 37(1), 42–50.

<https://doi.org/10.1037/hea0000549>

- \*Chopik, W. J. i Lucas, R. E. (2019). Actor, partner, and similarity effects of personality on global and experienced well-being. *Journal of Research in Personality*, 78, 249–261. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2018.12.008>
- Christie, R. i Geis, F. L. (1970). *Studies in Machiavellianism*. New York: Academic Press.
- Cohen, J. (1960). A coefficient of agreement for nominal scales. *Educational and Psychological Measurement*, 20(1), 37–46. <https://doi.org/10.1177/001316446002000104>
- Cole, T. i Teboul, J. B. (2004). Non-zero-sum collaboration, reciprocity, and the preference for similarity: Developing an adaptive model of close relational functioning. *Personal Relationships*, 11(2), 135–160. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.2004.00075.x>
- Colom, R., Antón, A. F. i Óscar, G. L. (2002). Assortative mating in intelligence, psychoticism, extraversion, and neuroticism. *Psicothema*, 14(1), 154–158.
- Cooper, H. (2009). Hypotheses and problems in research synthesis. U H. Cooper, L. V. Hedges i J. C. Valentine (Ur.), *The Handbook of Research Synthesis and Meta-analysis* (str. 19–35). New York: Russell Sage Foundation.
- Cooper, H. i Hedges, L. V. (2009). Research synthesis as a scientific process. U H. Cooper, L. V. Hedges i J. C. Valentine (Ur.), *The Handbook of Research Synthesis and Meta-analysis* (str. 3–16). New York: Russell Sage Foundation.
- Cooper, H. M., Hedges, L. V. i Valentine, J. C. (2009). *Handbook of Research Synthesis and Meta-Analysis, 2nd Edition*. New York: Russell Sage Foundation.
- \*Constantino, J. N. i Todd, R. D. (2005). Intergenerational transmission of subthreshold autistic traits in the general population. *Biological Psychiatry*, 57(6), 655–660. <https://doi.org/10.1016/j.biopsych.2004.12.014>
- \*Coppin, A., Cowie, V. i Slater, E. (1965). Familial aspects of “neuroticism” and “extraversion.”. *British Journal of Psychiatry*, 111(470), 70–83. <https://doi.org/10.1192/bjp.111.470.70>
- \*Costa, S., Barberis, N., Gugliandolo, M. C., Larcán, R. i Cuzzocrea, F. (2018). The intergenerational transmission of trait emotional intelligence: The mediating role of parental autonomy support and psychological control. *Journal of Adolescence*, 68, 105–116. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2018.07.008>
- Cronbach, L. J. (1955). Processes affecting scores on „understanding of others“ and „assumed similarity“. *Psychological Bulletin*, 52(3), 177–193. <https://doi.org/10.1037/h0044919>
- Cronbach, L. J. i Gleser, G. C. (1953). Assessing similarity between profiles. *Psychological Bulletin*, 50(6), 456–473. <https://doi.org/10.1037/h0057173>
- \*Croog, S. H., Koslowsky, M. i Levine, S. (1976). Personality self perceptions of male heart

- patients and their wives: Issues of congruence and „coronary personality“. *Perceptual and Motor Skills*, 43(3), 927–937. <https://doi.org/10.2466/pms.1976.43.3.927>
- \*Crook, M. N. (1937). Intra-family relationships in personality test performance. *The Psychological Record*, 1(29), 479–502. <https://doi.org/10.1007/bf03393210>
- \*Cundiff, J. M., Smith, T. W. i Frandsen, C. A. (2012). Incremental validity of spouse ratings versus self-reports of personality as predictors of marital quality and behavior during marital conflict. *Psychological Assessment*, 24(3), 676–684. <https://doi.org/10.1037/a0026637>
- \*Cutrona, C. E., Hessling, R. M. i Suhr, J. A. (1997). The influence of husband and wife personality on marital social support interactions. *Personal Relationships*, 4(4), 379–393. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.1997.tb00152.x>
- Daly, M. (1989). On distinguishing evolved adaptation from epiphenomena. *Behavioral and Brain Sciences*, 12(3), 520–520. <https://doi.org/10.1017/s0140525x00057356>
- \*Davila, J., Bradbury, T. N. i Fincham, F. (1998). Negative affectivity as a mediator of the association between adult attachment and marital satisfaction. *Personal Relationships*, 5(4), 467–484. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.1998.tb00183.x>
- \*Decuyper, M., Gistelinck, F., Vergauwe, J., Pancorbo, G. i De Fruyt, F. (2018). Personality pathology and relationship satisfaction in dating and married couples. *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment*, 9(1), 81–92. <https://doi.org/10.1037/per0000219>
- \*Dehle, C. i Landers, J. E. (2005). You can't always get what you want, but can you get what you need? Personality traits and social support in marriage. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 24(7), 1051–1076. <https://doi.org/10.1521/jscp.2005.24.7.1051>
- De la Marche, W., Noens, I., Kuppens, S., Spilt, J. L., Boets, B. i Steyaert, J. (2015). Measuring quantitative autism traits in families: informant effect or intergenerational transmission? *European Child and Adolescent Psychiatry*, 24(4), 385–395. <https://doi.org/10.1007/s00787-014-0586-z>
- Del Giudice, M., Gangestad, S. W. i Kaplan, H. S. (2016). Life History Theory and Evolutionary Psychology. U D. M. Buss (Ur.), *The Handbook of Evolutionary Psychology, Volume 1: Foundations* (str. 88–114). Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.
- \*Delvecchio, E., Sciandra, A., Finos, L., Mazzeschi, C. i Di Riso, D. (2015). The role of co-parenting alliance as a mediator between trait anxiety, family system maladjustment, and parenting stress in a sample of non-clinical Italian parents. *Frontiers in Psychology*, 6, 1–8. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.01177>
- \*Derrick, J. L., Houston, R. J., Quigley, B. M., Testa, M., Kubiak, A., Levitt, A., Homish, G. G. i Leonard, K. E. (2016). (Dis)similarity in impulsivity and marital satisfaction: A comparison

- of volatility, compatibility, and incompatibility hypotheses. *Journal of Research in Personality*, 61, 35–49. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2016.02.001>
- De Swert, K. (2012). Calculating inter-coder reliability in media content analysis using Krippendorff's Alpha. [http://repository.upenn.edu/asc\\_papers/43](http://repository.upenn.edu/asc_papers/43)
- \*DeYoung, G. E. i Fleischer, B. (1976). Motivational and personality trait relationships in mate selection. *Behavior Genetics*, 6(1), 1–6. <https://doi.org/10.1007/BF01065673>
- \*Díaz-Morales, J. F., Parra-Robledo, Z. i Escribano, C. (2019). Circadian preference and relationship satisfaction among three types of couples. *Chronobiology International*, 36(10), 1351–1361. <https://doi.org/10.1080/07420528.2019.1642910>
- Di Castelnuovo, A., Quacquarello, G., Donati, M. B., De Gaetano, G. i Iacoviello, L. (2009). Spousal concordance for major coronary risk factors: A systematic review and meta-analysis. *American Journal of Epidemiology*, 169(1), 1–8. <https://doi.org/10.1093/aje/kwn234>
- \*Dijkstra, P. i Barelds, D. P. H. (2008a). Do people know what they want: A similar or complementary partner? *Evolutionary Psychology*, 6(4), Članak 147470490800600. <https://doi.org/10.1177/147470490800600406>
- \*Dijkstra, P. i Barelds, D. P. H. (2008b). Self and partner personality and responses to relationship threats. *Journal of Research in Personality*, 42(6), 1500–1511. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2008.06.008>
- \*Dijkstra, P. i Barelds, D. P. H. (2010). Perceptions of ideal and former partners' personality and similarity. *Interpersona: An International Journal on Personal Relationships*, 4(2), 194–212. <https://doi.org/10.5964/ijpr.v4i2.49>
- \*Distel, M. A., Rebollo-Mesa, I., Willemsen, G., Derom, C. A., Trull, T. J., Martin, N. G. i Boomsma, D. I. (2009). Familial resemblance of borderline personality disorder features: Genetic or cultural transmission? *PLoS ONE*, 4(4), Članak e5334. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0005334>
- \*Doherty, W. J. (1981). Locus of control differences and marital dissatisfaction. *Journal of Marriage and the Family*, 43(2), 369–377. <https://doi.org/10.2307/351388>
- \*Doherty, W. J. i Ryder, R. G. (1979). Locus of control, interpersonal trust, and assertive behavior among newlyweds. *Journal of Personality and Social Psychology*, 37(12), 2212–2220. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.37.12.2212>
- Dollinger, S. J., Leong, F. T. L. i Ulicni, S. K. (1996). On traits and values: With special reference to openness to experience. *Journal of Research in Personality*, 30(1), 23–41. <https://doi.org/10.1006/jrpe.1996.0002>
- Domingue, B. W., Fletcher, J., Conley, D. i Boardman, J. D. (2014). Genetic and educational

- assortative mating among US adults. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 111(22), 7996–8000. <https://doi.org/10.1073/pnas.1321426111>
- \*Donnellan, M. B., Assad, K. K., Robins, R. W. i Conger, R. D. (2007). Do negative interactions mediate the effects of negative emotionality, communal positive emotionality, and constraint on relationship satisfaction? *Journal of Social and Personal Relationships*, 24(4), 557–573. <https://doi.org/10.1177/0265407507079249>
- \*Donnellan, M. B., Conger, R. D. i Bryant, C. M. (2004). The Big Five and enduring marriages. *Journal of Research in Personality*, 38(5), 481–504. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2004.01.001>
- \*Dubuis-Stadelmann, E., Fenton, B. T., Ferrero, F. i Preisig, M. (2001). Spouse similarity for temperament, personality and psychiatric symptomatology. *Personality and Individual Differences*, 30(7), 1095–1112. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(00\)00092-1](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(00)00092-1)
- Duckworth, A. L., Weir, D., Tsukayama, E. i Kwok, D. (2012). Who does well in life? Conscientious adults excel in both objective and subjective success. *Frontiers in Psychology*, 3, 1–8. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2012.00356>
- \*Dyrenforth, P. S. (2010). *Big Five personality and relationship satisfaction: Actor, partner and similarity effects (Neobjavljena doktorska disertacija)*. Michigan State University. <https://d.lib.msu.edu/etd/684>
- \*Dyrenforth, P. S., Kashy, D. A., Donnellan, M. B. i Lucas, R. E. (2010). Predicting relationship and life satisfaction from personality in nationally representative samples from three countries: The relative importance of actor, partner, and similarity effects. *Journal of Personality and Social Psychology*, 99, 690–702. <https://doi.org/10.1037/a0020385>
- Eckland, B. K. (1968). Theories of mate selection. *Eugenics Quarterly*, 15(2), 71–84. <https://doi.org/10.1080/19485565.1968.9987759>
- Eckman, R. E., Williams, R. i Nagoshi, C. (2002). Marital assortment for genetic similarity. *Journal of Biosocial Science*, 34(4), 511–523. <https://doi.org/10.1017/S0021932002005114>
- \*Elfhag, K., Tynelius, P. i Rasmussen, F. (2010). Self-esteem links in families with 12-year-old children and in separated spouses. *Journal of Psychology: Interdisciplinary and Applied*, 144(4), 341–359. <https://doi.org/10.1080/00223981003648237>
- Emmons, R. A., Diener, E. i Larsen, R. J. (1986). Choice and avoidance of everyday situations and affect congruence. Two models of reciprocal interactionism. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(4), 815–826. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.51.4.815>
- Epstein, E. i Guttman, R. (1984). Mate selection in man: Evidence, theory, and outcome. *Social biology*, 31(3–4), 243–278. <https://doi.org/10.1080/19485565.1984.9988579>
- \*Erol, R. Y. i Orth, U. (2013). Actor and partner effects of self-esteem on relationship satisfaction



- and the mediating role of secure attachment between the partners. *Journal of Research in Personality*, 47(1), 26–35. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2012.11.003>
- \*Erol, R. Y. i Orth, U. (2014). Development of self-esteem and relationship satisfaction in couples: Two longitudinal studies. *Developmental Psychology*, 50, 2291–2303. <https://doi.org/10.1037/a0037370>
- \*Escorial, S. i Martín-Buro, C. (2012). The role of personality and intelligence in assortative mating. *The Spanish Journal of Psychology*, 15(2), 680–687. [https://doi.org/10.5209/rev\\_sjop.2012.v15.n2.38879](https://doi.org/10.5209/rev_sjop.2012.v15.n2.38879)
- \*Eysenck, H. J. (1974). Personality, premarital sexual permissiveness, and assortative mating. *The Journal of Sex Research*, 10(1), 47–51. <https://doi.org/10.1080/00224497409550825>
- \*Eysenck, H. J. i Wakefield, J. A. (1981). Psychological factors as predictors of marital satisfaction. *Advances in Behaviour Research and Therapy*, 3(4), 151–192. [https://doi.org/10.1016/0146-6402\(81\)90002-3](https://doi.org/10.1016/0146-6402(81)90002-3)
- \*Farley, F. H. i Davis, S. A. (1977). Arousal, personality, and assortative mating in marriage. *Journal of Sex and Marital Therapy*, 3(2), 122–127. <https://doi.org/10.1080/00926237708402977>
- \*Farley, F. H. i Mueller, C. B. (1978). Arousal, personality, and assortative mating in marriage: Generalizability and cross-cultural factors. *Journal of Sex and Marital Therapy*, 4(1), 50–53. <https://doi.org/10.1080/00926237808403004>
- Feingold, A. (1988). Matching for attractiveness in romantic partners and same-sex friends: A meta-analysis and theoretical critique. *Psychological Bulletin*, 104(2), 226–235. <https://doi.org/10.1037//0033-2909.104.2.226>
- \*Feng, D. i Baker, L. (1994). Spouse similarity in attitudes, personality, and psychological well-being. *Behavior Genetics*, 24(4), 357–364. <https://doi.org/10.1007/BF01067537>
- Fernández-Castilla, B., Declercq, L., Jamshidi, L., Beretvas, S. N., Onghena, P. i Van den Noortgate, W. (2019). Detecting selection bias in meta-analyses with multiple outcomes: A simulation study. *Journal of Experimental Education*, 89(1), 125–144. <https://doi.org/10.1080/00220973.2019.1582470>
- Festinger, L. (1954). A Theory of social comparison processes. *Human Relations*, 7(2), 117–140. <https://doi.org/10.1177/001872675400700202>
- \*Ficher, I. V., Zuckerman, M. i Neeb, M. (1981). Marital compatibility in sensation seeking trait as a factor in marital adjustment. *Journal of Sex and Marital Therapy*, 7(1), 60–69. <https://doi.org/10.1080/00926238108403441>
- \*Ficher, I. V., Zuckerman, M. i Steinberg, M. (1988). Sensation-seeking congruence in couples as

- a determinant of marital adjustment: A partial replication and extension. *Journal of Clinical Psychology*, 44(5), 803–809. <https://doi.org/bnfvqd>
- \*Figueredo, A. J., Sefcek, J. A. i Jones, D. N. (2006). The ideal romantic partner personality. *Personality and Individual Differences*, 41(3), 431–441. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.02.004>
- Figueredo, A. J., Vásquez, G., Brumbach, B. H. i Schneider, S. M. R. (2007). The K-factor, covitality, and personality: A psychometric test of life history theory. *Human Nature*, 18(1), 47–73. <https://doi.org/10.1007/BF02820846>
- Figueredo, A. J., Vásquez, G., Brumbach, B. H., Sefcek, J. A., Kirsner, B. R. i Jacobs, W. J. (2005). The K-factor: Individual differences in life history strategy. *Personality and Individual Differences*, 39(8), 1349–1360. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2005.06.009>
- \*Figueredo, A. J. i Wolf, P. S. A. (2009). Assortative pairing and life history strategy. *Human Nature*, 20(3), 317–330. <https://doi.org/10.1007/s12110-009-9068-2>
- \*Filsinger, E. E. i Lamke, L. K. (1983). The lineage transmission of interpersonal competence. *Journal of Marriage and the Family*, 45(1), 75–80. <https://doi.org/10.2307/351296>
- \*Finn, C., Mitte, K. i Neyer, F. J. (2013). The relationship-specific interpretation bias mediates the link between neuroticism and satisfaction in couples. *European Journal of Personality*, 27(2), 200–212. <https://doi.org/10.1002/per.1862>
- \*Finn, C., Mitte, K. i Neyer, F. J. (2015). Recent decreases in specific interpretation biases predict decreases in neuroticism: Evidence from a longitudinal study with young adult couples. *Journal of Personality*, 83(3), 274–286. <https://doi.org/10.1111/jopy.12102>
- Fisher, C. I., Fincher, C. L., Hahn, A. C., Little, A. C., deBruine, L. M. i Jones, B. C. (2014). Do assortative preferences contribute to assortative mating for adiposity? *British Journal of Psychology*, 105(4), 474–485. <https://doi.org/10.1111/bjop.12055>
- Fisher, H. (1992). *The evolution and future of marriage, sex, and love*. New York: Norton.
- \*Fisher, T. D. i McNulty, J. K. (2008). Neuroticism and marital satisfaction: The mediating role played by the sexual relationship. *Journal of Family Psychology*, 22(1), 112–122. <https://doi.org/10.1037/0893-3200.22.1.112>
- \*Fliet, L., Daemen, E., Roelofs, J. i Muris, P. (2015). Rough-and-tumble play and other parental factors as correlates of anxiety symptoms in preschool children. *Journal of Child and Family Studies*, 24(9), 2795–2804. <https://doi.org/10.1007/s10826-014-0083-5>
- \*French, J. E., Altgelt, E. E. i Meltzer, A. L. (2019). The implications of sociosexuality for marital satisfaction and dissolution. *Psychological Science*, 30(10), 1460–1472. <https://doi.org/10.1177/0956797619868997>

- Freud, S. (1949). On narcissism. U S. Freud (Au.), *Collected Papers, Vol. 4*. London: Hogarth Press.
- Frisell, T., Pawitan, Y., Långström, N. i Lichtenstein, P. (2012). Heritability, assortative mating and gender differences in violent crime: Results from a total population sample using twin, adoption, and sibling models. *Behavior Genetics*, 42(1), 3–18. <https://doi.org/10.1007/s10519-011-9483-0>
- Funder, D. C. (2001). Three trends in current research on person perception: Positivity, realism and sophistication. U J. Hall i F. J. Bernieri (Ur.), *Interpersonal sensitivity: Theory and measurement* (str. 319–331). Englewood Cliffs, NJ: Erlbaum.
- \*Furler, K., Gomez, V. i Grob, A. (2013). Personality similarity and life satisfaction in couples. *Journal of Research in Personality*, 47(4), 369–375. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2013.03.002>
- Furr, R. M. (2008). A Framework for Profile Similarity : Integrating similarity, normativeness, and distinctiveness. *Journal of Personality*, 76(5), 1267–1316. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2008.00521.x>
- Gangestad, S. W. (1989). Uncompelling theory, uncompelling data. *Behavioral and Brain Sciences*, 12(3), 525–526. <https://doi.org/10.1017/s0140525x00057411>
- \*Gasta, C., Steer, R. A., Kotzker, E. i Schut, J. (1978). Relationship between similarity of needs and marital adjustment in dyadic and monadic heroin addicted couples. *International Journal of Family Counseling*, 6(1), 74–80. <https://doi.org/10.1080/01926187808250278>
- \*Gattis, K. S., Simpson, L. E., Christensen, A. i Berns, S. (2004). Birds of a feather or strange birds? Ties among personality dimensions, similarity, and marital quality. *Journal of Family Psychology*, 18(4), 564–574. <https://doi.org/10.1037/0893-3200.18.4.564>
- \*Gaunt, R. (2006). Couple similarity and marital satisfaction: Are similar spouses happier? *Journal of Personality*, 74(5), 1401–1420. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2006.00414.x>
- \*George, D., Lou, S., Webb, J., Pugh, J., Martinez, A. i Foulston, J. (2015). Couple similarity on stimulus characteristics and marital satisfaction. *Personality and Individual Differences*, 86, 126–131. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2015.06.005>
- Gignac, G. E. i Szodorai, E. T. (2016). Effect size guidelines for individual differences researchers. *PAID*, 102, 74–78. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.06.069>
- \*Glicksohn, J. i Golan, H. (2001). Personality, cognitive style and assortative mating. *Personality and Individual Differences*, 30(7), 1199–1209. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(00\)00103-3](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(00)00103-3)
- GLOBE Foundation. (2004). GLOBE phase 2 aggregated societal culture data. <https://globeproject.com/data/GLOBE-Phase-2-Aggregated-Societal-Culture-Data.xls>

- \*Gonzaga, G. C., Campos, B. i Bradbury, T. (2007). Similarity, convergence, and relationship satisfaction in dating and married couples. *Journal of Personality and Social Psychology*, 93(1), 34–48. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.93.1.34>
- \*Gonzaga, G. C., Carter, S. i Galen Buckwalter, J. (2010). Assortative mating, convergence, and satisfaction in married couples. *Personal Relationships*, 17(4), 634–644. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.2010.01309.x>
- \*Goodman, M. (1964). Expressed self-acceptance and interspousal needs: A basis for mate selection. *Journal of Counseling Psychology*, 11(2), 129–135. <https://doi.org/10.1037/h0048413>
- Graves, J. i Byrne, R. W. (1989). Mate selection: The wrong control group. *Behavioral and Brain Sciences*, 12(3), 527–528. <https://doi.org/10.1017/S0140525X00057447>
- \*Grosz, M. P., Dufner, M., Back, M. D. i Denissen, J. J. A. (2015). Who is open to a narcissistic romantic partner? The roles of sensation seeking, trait anxiety, and similarity. *Journal of Research in Personality*, 58, 84–95. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2015.05.007>
- \*Gruber-Baldini, A. L., Schaie, K. W. i Willis, S. L. (1995). Similarity in married couples: A longitudinal study of mental abilities and rigidity-flexibility. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69(1), 191–203. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.69.1.191>
- \*Gunnoe, M. L., Hetherington, E. M. i Reiss, D. (1999). Parental religiosity, parenting style, and adolescent social responsibility. *Journal of Early Adolescence*, 19(2), 199–225. <https://doi.org/10.1177/0272431699019002004>
- Guo, G., Wang, L., Liu, H. i Randall, T. (2014). Genomic assortative mating in marriages in the United States. *PLoS ONE*, 9(11), Članak e112322. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0112322>
- \*Guttman, R. i Zohar, A. (1987). Spouse similarities in personality items: Changes over years of marriage and implications for mate selection. *Behavior Genetics*, 17(2), 179–189. <https://doi.org/10.1007/BF01065996>
- \*Gyuris, P., J arai, R. i Bereczkei, T. (2010). The effect of childhood experiences on mate choice in personality traits: Homogamy and sexual imprinting. *Personality and Individual Differences*, 49(5), 467–472. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2010.04.021>
- \*Hafner, R. J. (1977). The husbands of agoraphobic women: assortative mating or pathogenic interaction? *British Journal of Psychiatry*, 130(3), 233–239. <https://doi.org/10.1192/bjp.130.3.233>
- \*Hajal, N. J., Neiderhiser, J. M., Moore, G. A., Leve, L. D., Shaw, D. S., Harold, G. T., Scaramella, L., Ganiban, J. i Reiss, D. (2015). Angry responses to infant challenges: Parent, marital, and

- child genetic factors associated with harsh parenting. *Child Development*, 86(1), 80–93. <https://doi.org/10.1111/cdev.12345>
- \*Halgunseth, L. C., Jensen, A. C., Sakuma, K.-L. i McHale, S. M. (2016). The role of mothers' and fathers' religiosity in African American adolescents' religious beliefs and practices. *Cultural Diversity and Ethnic Minority Psychology*, 22(3), 386–394. <https://doi.org/10.1037/cdp0000071>
- Hallgren, K. A. (2012). Computing inter-rater reliability for observational data: An overview and tutorial. *Tutorials in Quantitative Methods for Psychology*, 8(1), 23–34. <https://doi.org/10.20982/tqmp.08.1.p023>
- Hamilton, W. D. (1964a). The genetical evolution of social behavior I. *Journal of Theoretical Biology*, 7, 1–16. <https://doi.org/10.4324/9780203790427-4>
- Hamilton, W. D. (1964b). The genetical evolution of social behavior II. *Journal of Theoretical Biology*, 7, 17–52. <https://doi.org/10.4324/9780203790427-5>
- \*Han, K., Weed, N. C. i Butcher, J. N. (2003). Dyadic agreement on the MMPI-2. *Personality and Individual Differences*, 35(3), 603–615. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(02\)00222-2](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(02)00222-2)
- \*Hare, E. i Shaw, G. (1965). The patient's spouse and concordance on neuroticism. *British Journal of Psychiatry*, 111(470), 102–103. <https://doi.org/10.1192/bjp.111.470.102-b>
- Harrer, M., Cuijpers, P., Furukawa, T. A. i Ebert, D. D. (2019a). Doing meta-analysis in R: A hands-on guide. [https://bookdown.org/MathiasHarrer/Doing\\_Meta\\_Analysis\\_in\\_R/](https://bookdown.org/MathiasHarrer/Doing_Meta_Analysis_in_R/)
- Harrer, M., Cuijpers, P., Furukawa, T. A. i Ebert, D. D. (2019b). dmetar: Companion R package for the guide „Doing meta-analysis in R“. R package version 0.0.9000. <http://dmetar.protectlab.org/>
- \*Harrison, G. A., Gibson, J. B. i Hiorns, R. W. (1976). Assortative marriage for psychometric, personality and anthropometric variation in a group of Oxfordshire villages. *Journal of Biosocial Science*, 8(2), 145–153. <https://doi.org/10.1017/S0021932000010580>
- Hartung, J. (1989). Testing genetic similarity: Out of control. *Behavioral and Brain Sciences*, 12(3), 529–530. <https://doi.org/10.1017/S0140525X00057460>
- Hartung, J. i Knapp, G. (2001). On tests of the overall treatment effect in meta-analysis with normally distributed responses. *Statistics in Medicine*, 20(12), 1771–1782. <https://doi.org/10.1002/sim.791>
- Hayes, A. F. i Krippendorff, K. (2007). Answering the call for a standard reliability measure for coding data. *Communication Methods and Measures*, 1(1), 77–89. <https://doi.org/10.1080/19312450709336664>
- \*He, Q., Wang, Y., Xing, Y. i Yu, Y. (2018). Dark personality, interpersonal rejection, and marital

- stability of Chinese couples: An actor–partner interdependence mediation model. *Personality and Individual Differences*, 134, 232–238. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2018.06.003>
- Hedges, L. V. (2009). Statistical considerations. U H. M. Cooper, L. V. Hedges i J. C. Valentine (Ur.), *Handbook of Research Synthesis and Meta-Analysis, 2nd Edition* (str. 38–47). New York: Russell Sage Foundation.
- \*Hendrick, S. S., Hendrick, C. i Adler, N. L. (1988). Romantic relationships: Love, satisfaction, and staying together. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 980–988. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.980>
- \*Hill, M. S. (1973). Hereditary influence on the normal personality using the MMPI. II. Prospective assortative mating. *Behavior Genetics*, 3(3), 225–232. <https://doi.org/10.1007/BF01067599>
- \*Hill, S. Y. (1993). Personality characteristics of sisters and spouses of male alcoholics. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 17(4), 733–739. <https://doi.org/10.1111/j.1530-0277.1993.tb00831.x>
- Hinsz, V. B. (1989). Facial resemblance in engaged and married couples. *Journal of Social and Personal Relationships*, 6(2), 223–229. <https://doi.org/10.1177/026540758900600205>
- \*Ho, H. Z. (1986). Assortative mating in unwed birth parents, adoptive, and nonadoptive parents. *Biodemography and Social Biology*, 33(1–2), 77–86. <https://doi.org/10.1080/19485565.1986.9988624>
- \*Hoekstra, R. A., Bartels, M., Verweij, C. J. H. i Boomsma, D. I. (2007). Heritability of autistic traits in the general population. *Archives of Pediatrics and Adolescent Medicine*, 161(4), 372–377. <https://doi.org/10.1001/archpedi.161.4.372>
- Hofstede, G., Hofstede, G. J. i Minkov, M. (2010). *Cultures and Organizations, Software of the Mind, Third Revised Edition*. McGrawHill.
- Horan, S. M., Guinn, T. D. i Banghart, S. (2015). Understanding relationships among the Dark Triad personality profile and romantic partners' conflict communication. *Communication Quarterly*, 63(2), 156–170. <https://doi.org/10.1080/01463373.2015.1012220>
- \*Horwitz, B. N., Ganiban, J. M., Spotts, E. L., Lichtenstein, P., Reiss, D. i Neiderhiser, J. M. (2011). The role of aggressive personality and family relationships in explaining family conflict. *Journal of Family Psychology*, 25(2), 174–183. <https://doi.org/10.1037/a0023049>
- House, R. J., Hanges, P. J., Javidan, M., Dorfman, P. W. i Gupta, V. (2004). *Culture, leadership, and Organizations. The GLOBE study of 62 societies*. SAGE Publications.
- Hudek-Knežević, J., Kardum, I. i Mehić, N. (2016). Dark triad traits and health outcomes: An exploratory study. *Psihologijske Teme*, 25(1).
- \*Humbad, M. N., Donnellan, M. B., Iacono, W. G. i Burt, S. A. (2010). Externalizing

- psychopathology and marital adjustment in long-term marriages: Results from a large combined sample of married couples. *Journal of Abnormal Psychology*, *119*(1), 151–162. <https://doi.org/10.1037/a0017981>
- \*Humbad, M. N., Donnellan, M. B., Iacono, W. G., McGue, M. i Burt, S. A. (2010). Is spousal similarity for personality a matter of convergence or selection? *Personality and Individual Differences*, *49*(7), 827–830. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2010.07.010>
- \*Humbad, M. N., Donnellan, M., B. Iacono, W. G., McGue, M. i Burt, A. S. (2013). Quantifying the association between personality similarity and marital adjustment using profile correlations: A cautionary tale. *Journal of Research in Personality*, *47*(1), 97–106. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2012.09.007>
- \*Hur, Y.-M. (2003). Assortative mating for personality traits, educational level, religious affiliation, height, weight, and body mass index in parents of a Korean twin sample. *Twin Research*, *6*(6), 467–470. <https://doi.org/10.1375/twin.6.6.467>
- \*Hur, Y.-M., Bouchard, T. J., J. i Lykken, D. T. (1998). Genetic and environmental influence on morningness–eveningness. *Personality and Individual Differences*, *25*(5), 917–925. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(98\)00089-0](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(98)00089-0)
- \*Hutteman, R., Bleidorn, W., Penke, L. i Denissen, J. J. A. (2013). It Takes two: A longitudinal dyadic study on predictors of fertility outcomes. *Journal of Personality*, *81*(5), 487–498. <https://doi.org/10.1111/jopy.12006>
- Inglehart, R., Haerpfer, C., Moreno, A., Welzel, C., Kizilova, K., Diez-Medrano, M., ... Al., E. (2018). *World Values Survey: Round Six - Country- Pooled Datafile*. Madrid, Spain & Vienna, Austria: JD Systems Institute & WVSA Secretariat. <https://doi.org/10.14281/18241.8>
- Ioannidis, J. P. A., Munafò, M. R., Fusar-Poli, P., Nosek, B. A. i David, S. P. (2014). Publication and other reporting biases in cognitive sciences: detection, prevalence and prevention. *Trends in Cognitive Sciences*, *18*(5), 235–241. <https://doi.org/10.1016/j.tics.2014.02.010>
- \*Iveniuk, J., Waite, L. J., Laumann, E., McClintock, M. K. i Tiedt, A. D. (2014). Marital conflict in older couples: Positivity, personality, and health. *Journal of Marriage and Family*, *76*(1), 130–144. <https://doi.org/10.1111/jomf.12085>
- \*Jenkins, J. (2006). *An investigation of marital satisfaction: Assortative mating and personality similarity (Neobjavljena doktorska disertacija)*. University of Detroit Mercy. ProQuest (Narudžba br. 700360710).
- \*Jeon, S. i Neppl, T. K. (2019). Economic pressure, parent positivity, positive parenting, and child social competence. *Journal of Child and Family Studies*, *28*(5), 1402–1412. <https://doi.org/10.1007/s10826-019-01372-1>

- Jiang, Y., Bolnick, D. I. i Kirkpatrick, M. (2013). Assortative mating in animals. *American Naturalist*, 181(6). <https://doi.org/10.1086/670160>
- \*Jocz, P., Stolarski, M. i Jankowski, K. S. (2018). Similarity in chronotype and preferred time for sex and its role in relationship quality and sexual satisfaction. *Frontiers in Psychology*, 9, 443. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.00443>
- \*Johnson, R. C., Kim, R. J. i Danko, G. P. (1989). Guilt, shame and adjustment; A family study. *Personality and Individual Differences*, 10(1), 71–74. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(89\)90180-3](https://doi.org/10.1016/0191-8869(89)90180-3)
- \*Jones, J. T. i Cunningham, J. D. (1996). Attachment styles and other predictors of relationship satisfaction in dating couples. *Personal Relationships*, 3(4), 387–399. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.1996.tb00123.x>
- \*Jopp, A. M. i South, S. C. (2015). Investigating the personality inventory for DSM-5 using self and spouse reports. *Journal of Personality Disorders*, 29(2), 193–214. [https://doi.org/10.1521/pedi\\_2014\\_28\\_153](https://doi.org/10.1521/pedi_2014_28_153)
- \*Kandler, C., Lewis, G. J., Feldhaus, L. H. i Riemann, R. (2015). The genetic and environmental roots of variance in negativity toward foreign nationals. *Behavior Genetics*, 45(2), 181–199. <https://doi.org/10.1007/s10519-014-9700-8>
- \*Kandler, C., Richter, J. i Zapko-Willmes, A. (2019). The nature and nurture of HEXACO personality trait differences. *Zeitschrift für Psychologie*, 227(3), 195–206. <https://doi.org/10.1027/2151-2604/a000378>
- \*Karampatsos, J. M. (2011). *A marriage between two perceptions: How spirituality and perceived similarity between husbands and wives impacts marital satisfaction (Neobjavljena doktorska disertacija)*. Loyola University Maryland. Preuzeto putem osobne komunikacije.
- Kardum, I., Gračanin, A. i Hudek-Knežević, J. (2008). Dimenzije ličnosti i religioznost kao prediktori socioseksualnosti kod žena i muškaraca. *Društvena Istraživanja*, 17(3), 505–528.
- \*Kardum, I., Hudek-Knezevic, J., Gračanin, A. i Mehic, N. (2017). Assortative mating for psychopathy components and its effects on the relationship quality in intimate partners. *Psihologijske Teme*, 26(1), 211–239. <https://doi.org/616.89-008.485>
- Kardum, I., Hudek-Knezevic, J. i Mehic, N. (2019). Assortative mating. U T. K. Shackelford i V. A. Weekes-Shackelford (Ur.), *Encyclopedia of Evolutionary Psychological Science*. Cham: Springer International Publishing. [https://doi.org/10.1007/978-3-319-16999-6\\_3853-1](https://doi.org/10.1007/978-3-319-16999-6_3853-1)
- \*Kardum, I., Hudek-Knezevic, J., Mehic, N. i Pilek, M. (2018). The effects of similarity in the dark triad traits on the relationship quality in dating couples. *Personality and Individual Differences*, 131, 38–44. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2018.04.020>



- \*Kardum, I., Hudek-Knezevic, J., Schmitt, D. P. i Covic, M. (2017). Assortative mating for Dark Triad: Evidence of positive, initial, and active assortment. *Personal Relationships*, 24(1), 75–83. <https://doi.org/10.1111/pere.12168>
- \*Karney, B. R. i Bradbury, T. N. (1997). Neuroticism, marital interaction, and the trajectory of marital satisfaction. *Journal of Personality and Social Psychology*, 72(5), 1075–1092. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.72.5.1075>
- \*Karney, B. R., Bradbury, T. N., Fincham, F. D. i Sullivan, K. T. (1994). The role of negative affectivity in the association between attributions and marital satisfaction. *Journal of Personality and Social Psychology*, 66(2), 413–424. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.66.2.413>
- \*Katz, I., Glucksberg, S. i Krauss, R. (1960). Need satisfaction and Edwards PPS scores in married couples. *Journal of Consulting Psychology*, 24(3), 205–208. <https://doi.org/10.1037/h0041881>
- \*Kawash, G. F. i Scherf, G. W. (1975). Self-esteem, locus of control, and approval motivation in married couples. *Journal of Clinical Psychology*, 31(4), 715–720. <https://doi.org/dtvsmj>
- \*Keller, M. C., Thiessen, D. i Young, R. K. (1996). Mate assortment in dating and married couples. *Personality and Individual Differences*, 21(2), 217–221. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(96\)00066-9](https://doi.org/10.1016/0191-8869(96)00066-9)
- \*Keller, P. S., Blincoe, S., Gilbert, L. R., Dewall, N. C., Haak, E. A. i Widiger, T. (2014). Narcissism in romantic relationships: A dyadic perspective. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 33(1), 25–50. <https://doi.org/10.1521/jscp.2014.33.1.25>
- \*Kelly, E. L. (1941). Marital compatibility as related to personality traits of husbands and wives as rated by self and spouse. *Journal of Social Psychology*, 13(1), 193–198. <https://doi.org/10.1080/00224545.1941.9714069>
- \*Kendler, K. S., Myers, J., Potter, J. i Opalessky, J. (2009). A web-based study of personality, psychopathology and substance use in twin, other relative and relationship pairs. *Twin Research and Human Genetics*, 12(2), 137–141. <https://doi.org/10.1375/twin.12.2.137>
- Kenny, D. A. i Acitelli, L. K. (1994). Measuring similarity in couples. *Journal of Family Psychology*, 8(4), 417–431. <https://doi.org/10.1037/0893-3200.8.4.417>
- Kenny, D. A., Kashy, D. A. i Cook, W. L. (2006). *Dyadic data analysis*. New York: Guilford Press.
- Kenny, D. A. i Winquist, L. A. (2001). The measurement of interpersonal sensitivity: Consideration of design, components, and unit of analysis. U J. A. Hall i F. J. Bernieri (Ur.), *Interpersonal sensitivity: Theory and measurement* (str. 265–302). Englewood Cliffs, NJ: Erlbaum.
- Kenrick, D. T., Groth, G. E., Trost, M. R. i Sadalla, E. K. (1993). Integrating evolutionary and

- social exchange perspectives on relationships: Effects of gender, self-appraisal, and involvement level on mate selection criteria. *Journal of Personality and Social Psychology*, 64(6), 951–969. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.64.6.951>
- Kerckhoff, A. C. i Davis, K. E. (1962). Value consensus and need complementarity in mate selection. *American Sociological Review*, 27(3), 295–303. <https://doi.org/10.2307/2089791>
- Kirsner, B. R., Figueredo, A. J. i Jacobs, W. J. (2003). Self, friends, and lovers: Structural relations among Beck Depression Inventory scores and perceived mate values. *Journal of Affective Disorders*, 75(2), 131–148. [https://doi.org/10.1016/S0165-0327\(02\)00048-4](https://doi.org/10.1016/S0165-0327(02)00048-4)
- \*Kochanska, G., Aksan, N., Penney, S. J. i Boldt, L. J. (2007). Parental personality as an inner resource that moderates the impact of ecological adversity on parenting. *Journal of Personality and Social Psychology*, 92(1), 136–150. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.92.1.13>
- \*Koenig, L. B., McGue, M. i Iacono, W. G. (2009). Rearing environmental influences on religiousness: An investigation of adolescent adoptees. *Personality and Individual Differences*, 47(6), 652–656. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2009.06.003>
- \*Kohlberger, B., Simon, V. A. i Rivera, Z. (2019). A dyadic perspective on sexual subjectivity and romantic relationship functioning. *Journal of Relationships Research*, 10, Članak e22. <https://doi.org/10.1017/jrr.2019.18>
- \*Komsı, N., Rääkkönen, K., Heinonen, K., Pesonen, A.-K., Keskivaara, P., Järvenpää, A.-L. i Strandberg, T. E. (2008). Transactional development of parent personality and child temperament. *European Journal of Personality*, 22(6), 553–573. <https://doi.org/10.1002/per.690>
- Konstantopoulos, S. (2011). Fixed effects and variance components estimation in three-level meta-analysis. *Research Synthesis Methods*, 2(1), 61–76. <https://doi.org/10.1002/jrsm.35>
- Koo, T. K. i Li, M. Y. (2016). A guideline of selecting and reporting intraclass correlation coefficients for reliability research. *Journal of Chiropractic Medicine*, 15(2), 155–163. <https://doi.org/10.1016/j.jcm.2016.02.012>
- Krebs, D. (1989). Detecting genetic similarity without detecting genetic similarity. *Behavioral and Brain Sciences*, 12(3), 533–534. <https://doi.org/10.1017/s0140525x00057514>
- Krippendorff, K. (2011). Computing Krippendorff's alpha-reliability. [http://repository.upenn.edu/asc\\_papers](http://repository.upenn.edu/asc_papers)
- \*Krueger, R. F., Moffitt, T. E., Caspi, A., Bleske, A. i Silva, P. A. (1998). Assortative mating for antisocial behavior: Developmental and methodological implications. *Behavior Genetics*, 28(3), 173–186. <https://doi.org/10.1023/A:1021419013124>

- \*Kuhlken, K. (2014). *'Birds of a feather flock together' or 'opposites attract'?: Characterizing the romantic partners of individuals exhibiting borderline personality disorder traits using a dimensional personality model (Neobjavljena doktorska disertacija)*. University of North Carolina at Greensboro. <https://libres.uncg.edu/ir/uncg/listing.aspx?id=16577>
- \*Kulik, L. (2006). The impact of spousal variables on life satisfaction of individuals in late adulthood: The Israeli case. *International Journal of Comparative Sociology*, 47(1), 54–72. <https://doi.org/10.1177/0020715206062962>
- \*Kuljanić, K., Martinac Dorčić, T., Ljubičić Bistrović, I. i Brnčić-Fischer, A. (2016). Prospective fathers: Psychosocial adaptation and involvement in the last trimester of pregnancy. *Psychiatria Danubina*, 28(4), 386–394.
- \*Kurdek, L. A. (1993). Predicting marital dissolution: A 5-year prospective longitudinal study of newlywed couples. *Journal of Personality and Social Psychology*, 64(2), 221–242. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.64.2.221>
- \*Kurdek, L. A. (2003). Correlates of parents' perceptions of behavioral problems in their young children. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 24(4), 457–473. [https://doi.org/10.1016/S0193-3973\(03\)00071-6](https://doi.org/10.1016/S0193-3973(03)00071-6)
- \*Kurdek, L. A. i Schmitt, J. P. (1987). Partner homogamy in married, heterosexual cohabiting, gay, and lesbian couples. *Journal of Sex Research*, 23(2), 212–232. <https://doi.org/10.1080/00224498709551358>
- \*Lackenbauer, S. D. i Campbell, L. (2012). Measuring up: The unique emotional and regulatory outcomes of different perceived partner-ideal discrepancies in romantic relationships. *Journal of Personality and Social Psychology*, 103(3), 472–488. <https://doi.org/10.1037/a0029054>
- Landis, J. R. i Koch, G. G. (1977). The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics*, 33(1), 159–174. <https://doi.org/10.2307/2529310>
- \*Láng, A. (2018). Mama Mach and papa Mach: Parental Machiavellianism in relation to dyadic coparenting and adolescents' perception of parental behaviour. *Europe's Journal of Psychology*, 14(1), 107–124. <https://doi.org/10.5964/ejop.v14i1.1474>
- \*Langer, A., Lawrence, E. i Barry, R. A. (2008). Using a Vulnerability-stress-adaptation framework to predict physical aggression trajectories in newlywed marriage. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 76(5), 756–768. <https://doi.org/10.1037/a0013254>
- \*Langis, J., Sabourin, S., Lussier, Y. i Mathieu, M. (1994). Masculinity, femininity, and marital satisfaction: An examination of theoretical models. *Journal of Personality*, 62(3), 393–414. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1994.tb00303.x>
- Larsen, R. J. i Buss, D. M. (2019). *Personality Psychology*. New York: McGraw-Hill Education.

- \*Lavee, Y. i Ben-Ari, A. (2004). Emotional expressiveness and neuroticism: Do they predict marital quality? *Journal of Family Psychology, 18*(4), 620–627. <https://doi.org/10.1037/0893-3200.18.4.620>
- \*Lavner, J. A., Lamkin, J., Miller, J. D., Campbell, W. K. i Karney, B. R. (2016). Narcissism and newlywed marriage: Partner characteristics and marital trajectories. *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment, 7*(2), 169–179. <https://doi.org/10.1037/per0000137>
- \*Laxman, D. J., Jessee, A., Mangelsdorf, S. C., Rossmiller-Giesing, W., Brown, G. L. i Schoppe-Sullivan, S. J. (2013). Stability and antecedents of coparenting quality: The role of parent personality and child temperament. *Infant Behavior and Development, 36*(2), 210–222. <https://doi.org/10.1016/j.infbeh.2013.01.001>
- \*Le Bon, O. Le, Hansenne, M., Amaru, D., Albert, A., Anseau, M. i Dupont, S. (2013). Assortative mating and personality in human couples: A study using Cloninger’s Temperament and Character Inventory. *Psychology, 4*(1), 11–18. <https://doi.org/10.4236/psych.2013.41002>
- \*Le, Y., Fredman, S. J. i Feinberg, M. E. (2017). Parenting stress mediates the association between negative affectivity and harsh parenting: A longitudinal dyadic analysis. *Journal of Family Psychology, 31*(6), 679–688. <https://doi.org/10.1037/fam0000315>
- Lee, K., Ashton, M. C., Pozzebon, J. A., Visser, B. A., Bourdage, J. S. i Ogunfowora, B. (2009). Similarity and assumed similarity in personality reports of well-acquainted persons. *Journal of Personality and Social Psychology, 96*(2), 460–472. <https://doi.org/10.1037/a0014059>
- \*Lee, K. i Martin, P. (2019). Who gives and receives more? Older couples’ personality and spousal support. *Personal Relationships, 26*(3), 429–447. <https://doi.org/10.1111/pere.12290>
- Lehtonen, M., Soveri, A., Laine, A., Järvenpää, J., de Bruin, A. i Antfolk, J. (2018). Is bilingualism associated with enhanced executive functioning in adults? A meta-analytic review. *Psychological Bulletin, 144*(4), 394–425. <https://doi.org/10.1037/bul0000142>
- \*Leikas, S., Ilmarinen, V. J., Verkasalo, M., Vartiainen, H. L. i Lönnqvist, J. E. (2018). Relationship satisfaction and similarity of personality traits, personal values, and attitudes. *Personality and Individual Differences, 123*, 191–198. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.11.024>
- \*Lesnik-Oberstein, M. i Cohen, L. (1984). Cognitive style, sensation seeking, and assortative mating. *Journal of Personality and Social Psychology, 46*(1), 112–117. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.46.1.112>
- \*Lester, D., Haig, C. i Monello, R. (1989). Spouses’ personality and marital satisfaction. *Personality and Individual Differences, 10*, 253–254. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(89\)90211-0](https://doi.org/10.1016/0191-8869(89)90211-0)

- \*Levine, K. S. i Hennessy, J. J. (1989). Personality influences in teenage marital stability. Rad prezentiran na 97th Annual Meeting of the American Psychological Association, New Orleans, LA. <https://doi.org/10.1111/j.1600-0447.1977.tb10810.x>
- \*Lewak, R. W., Wakefield, J. A. i Briggs, P. F. (1985). Intelligence and personality in mate choice and marital satisfaction. *Personality and Individual Differences*, 6(4), 471–477. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(85\)90140-0](https://doi.org/10.1016/0191-8869(85)90140-0)
- Liebowitz, M. R. (1983). *The chemistry of love*. Boston: Little, Brown.
- Light, R. J. (1971). Measures of response agreement for qualitative data: Some generalizations and alternatives. *Psychological Bulletin*, 76(5), 365–377. <https://doi.org/10.1037/h0031643>
- \*Lindsey, E. W., Caldera, Y. i Colwell, M. (2005). Correlates of coparenting during infancy. *Family Relations*, 54(3), 346–359. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3729.2005.00322.x>
- \*Lipetz, M. E., Cohen, I. H., Dworin, J. i Rogers, L. S. (1970). Need complementarity, marital stability and marital satisfaction. U K. Gergen i D. Marlowe (Ur.), *Personality and Social Behavior* (str. 201–212). Reading, MS: Addison-Wesley.
- Lipsey, M. W. (2009). Identifying interesting variables and analysis opportunities. U H. Cooper, L. V. Hedges i J. C. Valentine (Ur.), *The Handbook of Research Synthesis and Meta-analysis* (str. 147–158). New York: Russell Sage Foundation.
- \*Liu, J., Ludeke, S., Haubrich, J., Gondan-Rochon, M. i Zettler, I. (2018). Similar to and/or better than oneself? Singles' ideal partner personality descriptions. *European Journal of Personality*, 32(4), 443–458. <https://doi.org/10.1002/per.2159>
- \*Liu, L., Xu, L., Luo, F. i Li, Y. (2018). Intergenerational transmission of interpersonal strengths: The role of parent gender, family processes, and child characteristics. *Journal of Adolescence*, 67, 66–76. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2018.06.005>
- \*Loehlin, J. C., Horn, J. M. i Ernst, J. L. (2007). Genetic and environmental influences on adult life outcomes: Evidence from the Texas adoption project. *Behavior Genetics*, 37(3), 463–476. <https://doi.org/10.1007/s10519-007-9144-5>
- Low, N., Cui, L. i Merikangas, K. R. (2007). Spousal concordance for substance use and anxiety disorders. *Journal of Psychiatric Research*, 41(11), 942–951. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2006.11.003>
- \*Luo, S. (2009). Partner selection and relationship satisfaction in early dating couples: The role of couple similarity. *Personality and Individual Differences*, 47(2), 133–138. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2009.02.012>
- Luo, S. (2017). Assortative mating and couple similarity: Patterns, mechanisms, and consequences. *Social and Personality Psychology Compass*, 11(8), 1–14. <https://doi.org/10.1111/spc3.12337>

- \*Luo, S., Chen, H., Yue, G., Zhang, G., Zhaoyang, R. i Xu, D. (2008). Predicting marital satisfaction from self, partner, and couple characteristics: Is it me, you, or us? *Journal of Personality*, 76(5), 1231–1266. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2008.00520.x>
- \*Luo, S. i Klohnen, E. C. (2005). Assortative mating and marital quality in newlyweds: A couple-centered approach. *Journal of Personality and Social Psychology*, 88(2), 304–326. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.88.2.304>
- \*Lykken, D. T. i Tellegen, A. (1993). Is human mating adventitious or the result of lawful choice? A twin study of mate selection. *Journal of Personality and Social Psychology*, 65(1), 56–68. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.65.1.56>
- Lyons, M., Houghton, E., Brewer, G. i O'Brien, F. (2020). The Dark Triad and sexual assertiveness predict sexual coercion differently in men and women. *Journal of Interpersonal Violence*, Članak 886260520922346. <https://doi.org/10.1177/0886260520922346>
- \*MacEwen, K. i Barling, J. (1993). Type A behavior and marital satisfaction: Differential effects of achievement striving and impatience/irritability. *Journal of Marriage and the Family*, 55(4), 1001–1010. <https://doi.org/10.2307/352779>
- \*Maneta, E. K., Cohen, S., Schulz, M. S. i Waldinger, R. J. (2013). Two to tango: A dyadic analysis of links between borderline personality traits and intimate partner violence. *Journal of Personality Disorders*, 27(2), 233–243. <https://doi.org/10.1521/pedi.2013.27.2.233>
- \*Markey, C. N., Markey, P. M. i Birch, L. L. (2001). Interpersonal predictors of dieting practices among married couples. *Journal of Family Psychology*, 15(3), 464–475. <https://doi.org/10.1037/0893-3200.15.3.464>
- \*Markey, P. M. i Markey, C. N. (2007). Romantic ideals, romantic obtainment, and relationship experiences: The complementarity of interpersonal traits among romantic partners. *Journal of Social and Personal Relationships*, 24(4), 517–533. <https://doi.org/10.1177/0265407507079241>
- \*Marshall, E. M., Simpson, J. A. i Rholes, W. S. (2016). Personality, communication, and depressive symptoms across the transition to parenthood: A dyadic longitudinal investigation. *European Journal of Personality*, 29(2), 216–234. <https://doi.org/10.1002/per.1980>
- \*Mascie-Taylor, C. G. N. (1989). Spouse similarity for IQ and personality and convergence. *Behavior Genetics*, 19(2), 223–227. <https://doi.org/10.1007/BF01065906>
- \*Mascie-Taylor, C. G. N. i Gibson, J. B. (1979). A biological survey of a Cambridge suburb: Assortative marriage for IQ and personality traits. *Annals of Human Biology*, 6(1), 1–16. <https://doi.org/10.1080/03014467900003321>
- \*Mascie-Taylor, C. G. N. i Vandenberg, S. G. (1988). Assortative mating for IQ and personality

- due to propinquity and personal preference. *Behavior Genetics*, 18(3), 339–345. <https://doi.org/10.1007/BF01260934>
- \*Mazzuca, S., Kafetsios, K., Livi, S. i Presaghi, F. (2019). Emotion regulation and satisfaction in long-term marital relationships: The role of emotional contagion. *Journal of Social and Personal Relationships*, 36(9), 2880–2895. <https://doi.org/10.1177/0265407518804452>
- \*McCourt, K., Bouchard, T. J., Lykken, D. T., Tellegen, A. i Keyes, M. (1999). Authoritarianism revisited: Genetic and environmental influences examined in twins reared apart and together. *Personality and Individual Differences*, 27(5), 985–1014. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(99\)00048-3](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(99)00048-3)
- McCrae, R. R. (1993). Agreement of personality profiles across observers, 28(1), 25–40. [https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2801\\_2](https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2801_2)
- McCrae, R. R. (1996). Social consequences of experiential openness. *Psychological Bulletin*, 122(3), 323–337. <https://doi.org/10.1037//0033-2909.120.3.323>
- McCrae, R. R. (2008). A note on some measures of profile agreement. *Journal of Personality Assessment*, 90(2), 105–109. <https://doi.org/10.1080/00223890701845104>
- \*McCrae, R. R., Martin, T. A., Hřebíková, M., Urbánek, T., Boomsma, D. I., Willemsen, G. i Costa, P. T. (2008). Personality trait similarity between spouses in four cultures. *Journal of Personality*, 76(5), 1137–1164. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2008.00517.x>
- \*McGlade, E. C. (2008). *Relationship status and relationship satisfaction: The importance of complementarity (Neobjavljena doktorska disertacija)*. Idaho State University. ProQuest (Narudžba br. 700360710).
- \*McNulty, J. K. i Widman, L. (2013). The implications of sexual narcissism for sexual and marital satisfaction. *Archives of Sexual Behavior*, 42(6), 1021–1032. <https://doi.org/10.1007/s10508-012-0041-5>
- Mealey, L. (1985). Comment on genetic similarity theory. *Behavior Genetics*, 15(6), 571–574. <https://doi.org/10.1007/BF01065452>
- \*Meck, D. S. i Le Unes, A. (1977). Personality similarity-dissimilarity and underlying psychopathology in couples seeking marital counseling. *Journal of Marital and Family Therapy*, 3(3), 63–66. <https://doi.org/10.1111/j.1752-0606.1977.tb00471.x>
- Mehta, J., Starmer, C. i Sugden, R. (1994). Focal points in pure coordination games: An experimental investigation. *Theory and Decision*, 36(2), 163–185. <https://doi.org/10.1007/BF01079211>
- \*Melamed, T. (1994). Partner's similarity over time: The moderating effect of relationship status. *Personality and Individual Differences*, 16(4), 641–644. <https://doi.org/10.1016/0191->

8869(94)90191-0

- \*Meyer, J. P. i Pepper, S. (1977). Need compatibility and marital adjustment in young married couples. *Journal of Personality and Social Psychology*, 35(5), 331–342. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.35.5.331>
- \*Middleton, C. F. (1993). *The self and perceived-partner: Similarity as a predictor of relationship satisfaction (Neobjavljena doktorska disertacija)*. Texas Tech University. <https://ttu-ir.tdl.org/handle/2346/12454>
- Miller, G. F. (2000a). Mental traits as fitness indicators. U D. LeCrosy i P. Moller (Ur.), *Evolutionary perspectives on human reproductive behavior* (str. 62–74). New York: New York Academy of Sciences.
- Miller, G. F. (2000b). *The mating mind: How sexual choice shaped the evolution of human nature*. New York: Anchor Books.
- \*Molero, F., Shaver, P. R., Ferrer, E., Cuadrado, I. i Alonso-Arbiol, I. (2011). Attachment insecurities and interpersonal processes in Spanish couples: A dyadic approach. *Personal Relationships*, 18(4), 617–629. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.2010.01325.x>
- \*Morisaki, N., Fujiwara, T. i Horikawa, R. (2016). The impact of parental personality on birth outcomes: A prospective cohort study. *PLoS ONE*, 11(6), Članak e0157080. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0157080>
- \*Morry, M. M., Kito, M. i Ortiz, L. (2011). The attraction-similarity model and dating couples: Projection, perceived similarity, and psychological benefits. *Personal Relationships*, 18(1), 125–143. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.2010.01293.x>
- \*Murdock, K. W., Lovejoy, M. C. i Oddi, K. B. (2014). An Actor-partner interdependence analysis of associations between affect and parenting behavior among couples. *Family Process*, 53(1), 120–130. <https://doi.org/10.1111/famp.12059>
- Murray, H. A. (1938). *Explorations in Personality*. New York: Oxford University Press.
- \*Murray, S. L., Holmes, J. G. i Griffin, D. W. (1996). The benefits of positive illusions: Idealization and the construction of satisfaction in close relationships. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70(1), 79–98. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.70.1.79>
- \*Murstein, B. I. (1961). The complementary need hypothesis in newlyweds and middle-aged married couples. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 63(1), 194–197. <https://doi.org/10.1037/h0041046>
- \*Murstein, B. I. (1967). Empirical tests of role, complementary needs, and homogamy theories of marital choice. *Journal of Marriage and the Family*, 29(4), 689–696. <https://doi.org/10.2307/349221>



- \*Murstein, B. I. (1971). Self-ideal-self discrepancy and the choice of marital partner. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 37(1), 47–52. <https://doi.org/10.1037/h0031285>
- Murstein, B. I. (1976). *Who will marry whom? Theories and research in marital choice*. New York: Springer Publishing Company.
- \*Musante, L., Treiber, F. A., Strong, W. B. i Levy, M. (1990). Individual and cross-spouse correlations of perceptions of family functioning, blood pressure and dimensions of anger. *Journal of Psychosomatic Research*, 34(4), 393–399. [https://doi.org/10.1016/0022-3999\(90\)90062-9](https://doi.org/10.1016/0022-3999(90)90062-9)
- \*Nagoshi, C. T., Johnson, R. C. i Honbo, K. A. M. (1992). Assortative mating for cognitive abilities, personality, and attitudes: Offspring from the Hawaii Family Study of Cognition. *Personality and Individual Differences*, 13(8), 883–891. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(92\)90005-A](https://doi.org/10.1016/0191-8869(92)90005-A)
- \*Neale, M. C. i Fulker, D. W. (1984). A bivariate path analysis of fear data on twins and their parents. *Acta Geneticae Medicae et Gemellologiae*, 33(2), 273–286. <https://doi.org/10.1017/S0001566000007327>
- \*Neale, M. C. i Stevenson, J. (1989). Rater bias in the EASI temperament scales: A twin study. *Journal of Personality and Social Psychology*, 56(3), 446–455. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.56.3.446>
- \*Newton, T. L. i Kiecolt-Glaser, J. K. (1995). Hostility and erosion of marital quality during early marriage. *Journal of Behavioral Medicine*, 18(6), 601–619. <https://doi.org/10.1007/BF01857898>
- \*Neyer, F. J. i Voigt, D. (2004). Personality and social network effects on romantic relationships: A dyadic approach. *European Journal of Personality*, 18(4), 279–299. <https://doi.org/10.1002/per.519>
- \*Nias, D. (1977). Husband-wife similarities. *Social Science*, 52(4), 206–211. <http://www.jstor.org/stable/41884986%5Cnhttp://www.jstor.org/page/>
- Nordsletten, A. E., Larsson, H., Crowley, J. J., Almqvist, C., Lichtenstein, P. i Mataix-Cols, D. (2016). Patterns of nonrandom mating within and across 11 major psychiatric disorders. *JAMA Psychiatry*, 73(4), 354–361. <https://doi.org/10.1001/jamapsychiatry.2015.3192>
- \*Nordvik, H. (1996). Similarity between partners in real and perceived personality traits as measured by the Myers-Briggs type indicator. *Scandinavian Journal of Psychology*, 37(4), 444–450. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9450.1996.tb00676.x>
- \*O'Rourke, N., Claxton, A., Chou, P. H. B., Smith, J. Z. i Hadjistavropoulos, T. (2011). Personality trait levels within older couples and between-spouse trait differences as predictors of marital

- satisfaction. *Aging and Mental Health*, 15(3), 344–353.  
<https://doi.org/10.1080/13607863.2010.519324>
- \*Orth, U. (2013). How large are actor and partner effects of personality on relationship satisfaction? The importance of controlling for shared method variance. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 39(10), 1359–1372. <https://doi.org/10.1177/0146167213492429>
- Orwin, R. G. i Vevea, J. L. (2009). Evaluating coding decisions. U H. Cooper, L. V. Hedges i J. C. Valentine (Ur.), *The handbook of research synthesis and meta-analysis* (str. 177–203). New York: Russell Sage Foundation.
- \*Overall, N. C. i Hammond, M. D. (2013). Biased and accurate: Depressive symptoms and daily perceptions within intimate relationships. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 39(5), 636–650. <https://doi.org/10.1177/0146167213480188>
- Paulhus, D. L. i Williams, K. M. (2002). The Dark Triad of personality: Narcissism, Machiavellianism, and psychopathy. *Journal of Research in Personality*, 36, 556–563. [https://doi.org/10.1016/s0092-6566\(02\)00505-6](https://doi.org/10.1016/s0092-6566(02)00505-6)
- Pearson, K. (1903). Assortative mating in man: A cooperative study. *Biometrika*, 2(4), 481–498. <https://doi.org/10.2307/2331510>
- \*Penke, L. i Asendorpf, J. B. (2008). Beyond global sociosexual orientations: A more differentiated look at sociosexuality and its effects on courtship and romantic relationships. *Journal of Personality and Social Psychology*, 95(5), 1113–1135. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.95.5.1113>
- \*Pesonen, A. K., Räikkönen, K., Heinonen, K., Järvenpää, A. L. i Strandberg, T. E. (2006). Depressive vulnerability in parents and their 5-year-old child's temperament: A family system perspective. *Journal of Family Psychology*, 20(4), 648–655. <https://doi.org/10.1037/0893-3200.20.4.648>
- Peterson, R. A. i Brown, S. P. (2005). On the use of beta coefficients in meta-analysis. *Journal of Applied Psychology*, 90, 175–181. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.90.1.175>
- \*Phillips, K., Fulker, D. W., Carey, G. i Nagoshi, C. T. (1988). Direct marital assortment for cognitive and personality variables. *Behavior Genetics*, 18(3), 347–356. <https://doi.org/10.1007/BF01260935>
- \*Pickford, J. H., Signori, E. I. i Rempel, H. (1966). Similar or related personality traits as a factor in marital happiness. *Journal of Marriage and the Family*, 28(2), 190–192. <https://doi.org/10.2307/349280>
- \*Pike, A., Atzaba-Poria, N. i Kretschmer, T. (2016). Predictors of parenting: Family-wide and child-specific factors. *Parenting*, 16(3), 147–163.

<https://doi.org/10.1080/15295192.2016.1158599>

- \*Plomin, R. (1976). A twin and family study of personality in young children. *Journal of Psychology: Interdisciplinary and Applied*, 94(2), 233–235. <https://doi.org/10.1080/00223980.1976.9915842>
- \*Plomin, R., Caspi, A., Corley, R., Fulker, D. W. i DeFries, J. (1998). Adoption results for self-reported personality: Evidence for nonadditive genetic effects? *Journal of Personality and Social Psychology*, 75(1), 211–218. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.75.1.211>
- Plomin, R. i Deary, I. J. (2015). Genetics and intelligence differences: Five special findings. *Molecular Psychiatry*, 20(1), 98–108. <https://doi.org/10.1038/mp.2014.105>
- Plomin, R., DeFries, J. C., Knopik, V. S. i Neiderhiser, J. M. (2013). *Behavioral genetics*. New York: Worth.
- \*Plopa, M., Kaźmierczak, M. i Karasiewicz, K. (2019). The quality of parental relationships and dispositional empathy as predictors of satisfaction during the transition to marriage. *Journal of Family Studies*, 25(2), 170–183. <https://doi.org/10.1080/13229400.2016.1211550>
- \*Pollmann, M. M. H., Finkenauer, C. i Begeer, S. (2010). Mediators of the link between autistic traits and relationship satisfaction in a non-clinical sample. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, 40(4), 470–478. <https://doi.org/10.1007/s10803-009-0888-z>
- \*Prince, A. i Baggaley, A. (1963). Personality variables and the ideal mate. *The Family Life Coordinator*, 12(3/4), 93–96. <https://doi.org/10.2307/581467>
- \*Price, R. A. i Vandenberg, S. G. (1980). Spouse similarity in American and Swedish couples. *Behavior Genetics*, 10(1), 59–71. <https://doi.org/10.1007/BF01067319>
- \*Proyer, R. T., Brauer, K., Wolf, A. i Chick, G. (2018). Beyond the ludic lover: Individual differences in playfulness and love styles in heterosexual relationships. *American Journal of Play*, 10(3), 265–289.
- \*Proyer, R. T., Brauer, K., Wolf, A. i Chick, G. (2019). Adult playfulness and relationship satisfaction: An APIM analysis of romantic couples. *Journal of Research in Personality*, 79, 40–48. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2019.02.001>
- Quinton, D., Pickles, A., Maughan, B. i Rutter, M. (1993). Partners, peers, and pathways: Assortative pairing and continuities in conduct disorder. *Development and Psychopathology*, 5(4), 763–783. <https://doi.org/10.1017/S0954579400006271>
- \*Räikkönen, K. (1993). Predictive associations between type A behavior of parents and their children: A 6-year follow-up. *Journal of Genetic Psychology*, 154(3), 315–328. <https://doi.org/10.1080/00221325.1993.10532184>
- \*Rammstedt, B. i Schupp, J. (2008). Only the congruent survive - Personality similarities in

- couples. *Personality and Individual Differences*, 45(6), 533–535.  
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2008.06.007>
- \*Rammstedt, B., Spinath, F. M., Richter, D. i Schupp, J. (2013). Partnership longevity and personality congruence in couples. *Personality and Individual Differences*, 54(7), 832–835.  
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2012.12.007>
- \*Randler, C. i Kretz, S. (2011). Assortative mating in morningness-eveningness. *International Journal of Psychology*, 46(2), 91–96. <https://doi.org/10.1080/00207594.2010.518237>
- R Core Team. (2020). R: A language and environment for statistical computing. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing. <https://www.r-project.org/>
- \*Reid, C. A., Worthington, E. L., Garthe, R. C., Davis, D. E., Hook, J. N., Van Tongeren, D. R. i Griffin, B. J. (2018). Actor–partner interdependence of humility and relationship quality among couples transitioning to parenthood. *Journal of Positive Psychology*, 13(2), 122–132.  
<https://doi.org/10.1080/17439760.2016.1233349>
- \*Renshaw, K. D., Blais, R. K. i Smith, T. W. (2010). Components of negative affectivity and marital satisfaction: The importance of actor and partner anger. *Journal of Research in Personality*, 44(3), 328–334. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2010.03.005>
- \*Rettew, D. C., Stanger, C., McKee, L., Doyle, A. i Hudziak, J. J. (2006). Interactions between child and parent temperament and child behavior problems. *Comprehensive Psychiatry*, 47(5), 412–420. <https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2005.12.008>
- Reynolds, V. (1989). When is similarity genetic? *Behavioral and Brain Sciences*, 12(3), 538–539.  
<https://doi.org/10.1017/s0140525x00057563>
- Roberti, J. W. (2004). A review of behavioral and biological correlates of sensation seeking. *Journal of Research in Personality*, 38(3), 256–279. [https://doi.org/10.1016/S0092-6566\(03\)00067-9](https://doi.org/10.1016/S0092-6566(03)00067-9)
- \*Robins, R. W., Caspi, A. i Moffitt, T. E. (2000). Two personalities, one relationship: Both partners’ personality traits shape the quality of their relationship. *Journal of Personality and Social Psychology*, 79(2), 251–259. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.79.2.251>
- \*Robinson, K. J. i Cameron, J. J. (2012). Self-esteem is a shared relationship resource: Additive effects of dating partners’ self-esteem levels predict relationship quality. *Journal of Research in Personality*, 46(2), 227–230. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2011.12.002>
- Robinson, M. R., Kleinman, A., Graff, M., Vinkhuyzen, A. A. E., Couper, D., Miller, M. B., Peyrot, W. J., Abdellaoui, A., Zietsch, B. P., Nolte, I. M., van Vliet-Ostaptchouk, J. V., Snieder, H., The LifeLines Cohort Study, Genetic Investigation of Anthropometric Traits (GIANT) consortium, Medland, S. E., Martin, N. G., Magnusson, P. K. E., Iacono, W. G., McGue, M.,

- ... Visscher, P. M. (2017). Genetic evidence of assortative mating in humans. *Nature Human Behaviour*, 1(1), 1–13. <https://doi.org/10.1038/s41562-016-0016>
- Rodgers, M. A. i Pustejovsky, J. E. (2020). Evaluating meta-analytic methods to detect selective reporting in the presence of dependent effect sizes. *Psychological Methods*, 1–25. <https://doi.org/10.1037/met0000300>
- Rosenbaum, M. E. (1986). The repulsion hypothesis: On the nondevelopment of relationships. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1156–1166. <https://doi.org/10.1037//0022-3514.51.6.1156>
- Rosenfeld, M. J. (2008). Racial, educational, and religious endogamy in the United States: A comparative historical perspective, 87(1), 1–32. <https://doi.org/10.1353/sof.0.0077>
- Rothstein, H. R. i Hopewell, S. (2009). Grey literature. U H. Cooper, L. V. Hedges i J. C. Valentine (Ur.), *The Handbook of Research Synthesis and Meta-analysis* (str. 103–125). New York: Russell Sage Foundation.
- Rothstein, H. R., Sutton, A. J. i Borenstein, M. (2006). *Publication Bias in Meta-Analysis: Prevention, Assessment and Adjustments*. Chichester: Wiley & Sons.
- \*Ruiz, J. M., Matthews, K. A., Scheier, M. F. i Schulz, R. (2006). Does who you marry matter for your health? Influence of patients' and spouses' personality on their partners' psychological well-being following coronary artery bypass surgery. *Journal of Personality and Social Psychology*, 91(2), 255–267. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.91.2.255>
- Rushton, J. P. (1988). Genetic similarity, mate choice, and fecundity in humans. *Ethology and Sociobiology*, 9(6), 329–333. [https://doi.org/10.1016/0162-3095\(88\)90025-8](https://doi.org/10.1016/0162-3095(88)90025-8)
- Rushton, J. P. (1989). Genetic similarity, human altruism, and group selection. *Behavioral and Brain Sciences*, 12(3), 503–518. <https://doi.org/10.1017/S0140525X00057320>
- \*Rushton, J. P. i Bons, T. A. (2005). Mate choice and friendship in twins: Evidence for genetic similarity. *Psychological Science*, 16(7), 555–559. <https://doi.org/10.1111/j.0956-7976.2005.01574.x>
- Rushton, J. P. i Nicholson, I. R. (1988). Genetic similarity theory, intelligence, and human mate choice. *Ethology and Sociobiology*, 9(1), 45–58. [https://doi.org/10.1016/0162-3095\(88\)90004-0](https://doi.org/10.1016/0162-3095(88)90004-0)
- Rushton, J. P. i Russell, J. H. (1985). Genetic similarity theory: A reply to Mealey and new evidence. *Behavior Genetics*, 15(6), 575–582. <https://doi.org/10.1007/BF01065453>
- Rushton, J. P., Russell, R. J. H. i Wells, P. A. (1984). Genetic similarity theory: Beyond kin selection. *Behavior Genetics*, 14(3), 179–193. <https://doi.org/10.1007/BF01065540>
- \*Russell, R. J. H. i Wells, P. A. (1991). Personality similarity and quality of marriage. *Personality*

- and Individual Differences*, 12(5), 407–412. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(91\)90057-I](https://doi.org/10.1016/0191-8869(91)90057-I)
- Russell, R. J. H. i Wells, P. A. (1995). Human assortative mating: More questions concerning genetic similarity theory. *Animal Behaviour*, 50(2), 550–553. <https://doi.org/10.1006/anbe.1995.0270>
- Russell, R. J. H., Wells, P. A. i Rushton, J. P. (1985). Evidence for genetic similarity detection in human marriage. *Ethology and Sociobiology*, 6(3), 183–187. [https://doi.org/10.1016/0162-3095\(85\)90030-5](https://doi.org/10.1016/0162-3095(85)90030-5)
- \*Sabatelli, R. M. (1986). Locus of control, locus of control differences, and quality of relationship in married dyads. *Psychological Reports*, 58(3), 939–945. <https://doi.org/10.2466/pr0.1986.58.3.939>
- \*Sabatelli, R. M., Dreyer, A. i Buck, R. (1983). Cognitive style and relationship quality in married dyads. *Journal of Personality*, 51(2), 192–201. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1983.tb00862.x>
- \*Sadava, S. W. i Matejicic, C. (1987). Generalized and specific loneliness in early marriage. *Canadian Journal of Behavioural Science / Revue canadienne des sciences du comportement*, 19(1), 56–66. <https://doi.org/10.1037/h0079875>
- \*Saggino, A., Martino, M., Balsamo, M., Carlucci, L., Ebisch, S., Innamorati, M., Picconi, L., Romanelli, R., Sergi, M. R. i Tommasi, M. (2016). Compatibility quotient, and its relationship with marital satisfaction and personality traits in Italian married couples. *Sexual and Relationship Therapy*, 31(1), 83–94. <https://doi.org/10.1080/14681994.2015.1070952>
- Salkind, N. J. (2010). *Encyclopedia of Research Design*. SAGE Publications.
- \*Sauls, D., Zeigler-Hill, V., Vrabel, J. K. i Lehtman, M. J. (2019). How do narcissists get what they want from their romantic partners? The connections that narcissistic admiration and narcissistic rivalry have with influence strategies. *Personality and Individual Differences*, 147, 33–42. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2019.04.025>
- \*Savard, C., Sabourin, S. i Lussier, Y. (2011). Correlates of psychopathic personality traits in community couples. *Personality and Mental Health*, 5(3), 186–199. <https://doi.org/10.1002/pmh.159>
- Scarr, S. i McCartney, K. (1983). How people make their own environments: A theory of genotype greater than environment effects. *Child development*, 54(2), 424–435. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.1983.tb03884.x>
- \*Scarr, S., Webber, P. L., Weinberg, R. A. i Wittig, M. A. (1981). Personality resemblance among adolescents and their parents in biologically related and adoptive families. U L. Gedda, P. Parisi i W. E. Nance (Ur.), *Twin Research 3: Intelligence, Personality, and Development* (str.

- 99–120). New York: Alan Liss.
- \*Scarr, S. i Weinberg, R. (1981). The transmission of authoritarianism in families: Genetic resemblance in social-political attitudes. U S. Scarr (Ur.), *Race, Social Class, and Individual Differences* (str. 399–429). Hillsdale: Erlbaum.
- \*Schafer, R. B. i Keith, P. M. (1992). Self-esteem agreement in the marital relationship. *Journal of Social Psychology, 132*(1), 5–9. <https://doi.org/10.1080/00224545.1992.9924683>
- \*Schaffhuser, K., Wagner, J., Lüdtke, O. i Allemand, M. (2014). Dyadic longitudinal interplay between personality and relationship satisfaction: A focus on neuroticism and self-esteem. *Journal of Research in Personality, 53*, 124–133. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2014.08.007>
- \*Schellenberg, J. A. i Bee, L. S. (1960). A re-examination of the Theory of complementary needs in mate selection. *Marriage and Family Living, 22*(3), 227–232. <https://doi.org/10.2307/347642>
- \*Schiller, B. (1932). A quantitative analysis of marriage selection in a small group. *Journal of Social Psychology, 3*(3), 297–319. <https://doi.org/10.1080/00224545.1932.9919154>
- \*Schmitt, D. P. (2002). Personality, attachment and sexuality related to dating relationship outcomes: Contrasting three perspectives on personal attribute interaction. *British Journal of Social Psychology, 41*(4), 589–610. <https://doi.org/10.1348/014466602321149894>
- \*Schooley, M. (1936). Personality resemblances among married couples. *Journal of Abnormal and Social Psychology, 31*(3), 340–347. <https://doi.org/10.1037/h0055382>
- \*Schumm, W. R., Figley, C. R. i Fuhs, N. N. (1980). Similarity in self-esteem as a function of duration of marriage among student couples. *Psychological Reports, 47*(2), 365–366. <https://doi.org/10.2466/pr0.1980.47.2.365>
- Schwartz, C. R. (2013). Trends and variation in assortative mating: Causes and consequences. *Annual Review of Sociology, 39*, 451–470. <https://doi.org/10.1146/annurev-soc-071312-145544>
- Schwartz, S. H. (2008). The 7 Schwartz cultural value orientation scores for 80 countries. [https://www.researchgate.net/publication/304715744\\_The\\_7\\_Schwartz\\_cultural\\_value\\_orientation\\_scores\\_for\\_80\\_countries](https://www.researchgate.net/publication/304715744_The_7_Schwartz_cultural_value_orientation_scores_for_80_countries)
- Schwartz, S. H. (2009). Culture matters: National value cultures, sources and consequences. U C.-Y. Chiu, Y. Y. Hong, S. Shavitt i J. R. S. Wyer (Ur.), *Understanding culture: Theory, research and application* (str. 127–150). New York: Psychology Press.
- \*Seidman, I., Yirmiya, N., Milshtein, S., Ebstein, R. P. i Levi, S. (2012). The broad autism phenotype questionnaire: Mothers versus fathers of children with an autism spectrum disorder. *Journal of Autism and Developmental Disorders, 42*(5), 837–846.

<https://doi.org/10.1007/s10803-011-1315-9>

- \*Shackelford, T. K. (2001). Self-esteem in marriage. *Personality and Individual Differences*, 30(3), 371–390. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(00\)00023-4](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(00)00023-4)
- \*Sherlock, J. M., Verweij, K. J. H., Murphy, S. C., Heath, A. C., Martin, N. G. i Zietsch, B. P. (2017). The Role of Genes and Environment in Degree of Partner Self-Similarity. *Behavior Genetics*, 47(1), 25–35. <https://doi.org/10.1007/s10519-016-9808-0>
- Shiota, M. N. i Levenson, R. W. (2007). Birds of a feather don't always fly farthest: Similarity in Big Five personality predicts more negative marital satisfaction trajectories in long-term marriages. *Psychology and Aging*, 22(4), 666–675. <https://doi.org/10.1037/0882-7974.22.4.666>
- Sidik, K. i Jonkman, J. N. (2002). A simple confidence interval for meta-analysis. *Statistics in Medicine*, 21(21), 3153–3159. <https://doi.org/10.1002/sim.1262>
- \*Signori, E. I., Rempel, H. i Pickford, J. H. (1968). Multivariate relationships between spouses' trait scores on the Guilford-Zimmerman temperament survey. *Psychological Reports*, 22(1), 103–106. <https://doi.org/10.2466/pr0.1968.22.1.103>
- Silventoinen, K., Kaprio, J., Lahelma, E., Viken, R. J. i Rose, R. J. (2003). Assortative mating by body height and BMI: Finnish twins and their spouses. *American Journal of Human Biology*, 15(5), 620–627. <https://doi.org/10.1002/ajhb.10183>
- Skinner, H. A. (1978). Differentiating the contribution of elevation, scatter and shape in profile similarity. *Educational and Psychological Measurement*, 38(2), 297–308. <https://doi.org/10.1177/001316447803800211>
- \*Skinner, N. F. i Iaboni, K. N. (2009). Personality implications of adaption-innovation: IV. Cognitive style as a predictor of marital success. *Social Behavior and Personality*, 37(8), 1111–1116. <https://doi.org/10.2224/sbp.2009.37.8.1111>
- \*Slade, S. S. (1991). *Personality similarity and complementarity in adult love relationships (Neobjavljena doktorska disertacija)*. Concordia University. <https://spectrum.library.concordia.ca/3914/>
- \*Smith, D. W. i Saunders, B. E. (1995). Personality characteristics of father/perpetrators and nonoffending mothers in incest families: Individual and dyadic analyses. *Child Abuse & Neglect*, 19(5), 607–617. [https://doi.org/10.1016/0145-2134\(95\)00019-5](https://doi.org/10.1016/0145-2134(95)00019-5)
- \*Smith, L., Heaven, P. C. L. i Ciarrochi, J. (2008). Trait emotional intelligence, conflict communication patterns, and relationship satisfaction. *Personality and Individual Differences*, 44(6), 1314–1325. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2007.11.024>
- \*Smith, T. W., Sanders, J. D. i Alexander, J. F. (1990). What does the Cook and Medley Hostility



- Scale measure? Affect, behavior, and attributions in the marital context. *Journal of Personality and Social Psychology*, 58(4), 699–708. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.58.4.699>
- \*Smith, T. W., Traupman, E. K., Uchino, B. N. i Berg, C. A. (2010). Interpersonal circumplex descriptions of psychosocial risk factors for physical illness: Application to hostility, neuroticism, and marital adjustment. *Journal of Personality*, 78(3), 1011–1036. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2010.00641.x>
- Snyder, M. i Ickes, W. (1985). Personality and social behavior. U G. Lindzey i E. Aronson (Ur.), *Handbook of Social Psychology* (str. 883–947). New York: Random House.
- \*South, S. C., Oltmanns, T. F., Johnson, J. i Turkheimer, E. (2011). Level of agreement between self and spouse in the assessment of personality pathology. *Assessment*, 18(2), 217–226. <https://doi.org/10.1177/1073191110394772>
- \*Spotts, E. L., Lichtenstein, P., Pedersen, N., Neiderhiser, J. M., Hansson, K., Cederblad, M. i Reiss, D. (2005). Personality and marital satisfaction: A behavioural genetic analysis. *European Journal of Personality*, 19(3), 205–227. <https://doi.org/10.1002/per.545>
- \*Štěrbová, Z., Bártová, K., Martinec Nováková, L., Varella, M. A. C., Havlíček, J. i Valentova, J. V. (2017). Assortative mating in personality among heterosexual and male homosexual couples from Brazil and the Czech Republic. *Personality and Individual Differences*, 112, 90–96. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.02.036>
- \*Stevenson, J. i Fielding, J. (1985). Ratings of temperament in families of young twins. *British Journal of Developmental Psychology*, 3(2), 143–152. <https://doi.org/10.1111/j.2044-835x.1985.tb00966.x>
- \*Stieger, S., Kandler, C., Tran, U. S., Pietschnig, J. i Voracek, M. (2017). Genetic and environmental sources of implicit and explicit self-esteem and affect: Results from a genetically sensitive multi-group design. *Behavior Genetics*, 47(2), 175–192. <https://doi.org/10.1007/s10519-016-9829-8>
- \*Stover, C. S., Connell, C., Leve, L. D., Neiderhiser, J. M., Shaw, D. S., Scaramella, L. V., Conger, R. i Reiss, D. (2013). Fathering and mothering in the family system: linking marital hostility and aggression in adopted toddlers. *Journal of Child Psychology and Psychiatry and Allied Disciplines*, 53(4), 401–409. <https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.2011.02510.x>
- \*Stright, A. D. i Bales, S. S. (2003). Coparenting quality: Contributions of child and parent characteristics. *Family Relations*, 52(3), 232–240. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3729.2003.00232.x>
- Stulp, G., Simons, M. J. P., Grasman, S. i Pollet, T. V. (2017). Assortative mating for human height:

- A meta-analysis. *American Journal of Human Biology*, 29(1).  
<https://doi.org/10.1002/ajhb.22917>
- Sunnafrank, M. (1992). On debunking the attitude similarity myth. *Communication Monographs*, 59(2), 164–179. <https://doi.org/10.1080/03637759209376259>
- \*Sutton, G. C. (1993). Do men grow to resemble their wives, or vice versa? *Journal of Biosocial Science*, 25(1), 25–29. <https://doi.org/10.1017/S0021932000020253>
- \*Swan, G. E., Carmelli, D. i Rosenman, R. H. (1986). Spouse-pair similarity on the California Psychological Inventory with reference to husband's coronary heart disease. *Psychosomatic Medicine*, 48(3–4), 172–186. <https://doi.org/10.1097/00006842-198603000-00003>
- \*Sward, K. i Friedman, M. B. (1935). The family resemblance in temperament. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 30(2), 256–261. <https://doi.org/10.1037/h0056034>
- \*Szopiński, J. (1980). Personality and the marriage bond. *Personality and Individual Differences*, 1(1), 93–94. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(80\)90009-4](https://doi.org/10.1016/0191-8869(80)90009-4)
- \*Tambs, K. i Moum, T. (1992). No large convergence during marriage for health, lifestyle, and personality in a large sample of Norwegian spouses. *Journal of Marriage and the Family*, 54(4), 957–971. <https://doi.org/10.2307/353175>
- \*Tambs, K., Sundet, J. M., Eaves, L. i Berg, K. (1992). Genetic and environmental effects on Type A scores in monozygotic twin families. *Behavior Genetics*, 22(4), 499–513. <https://doi.org/10.1007/BF01066618>
- \*Tambs, K., Sundet, J. M., Eaves, L., Solaas, M. H. i Berg, K. (1991). Pedigree analysis of Eysenck Personality questionnaire (EPQ) scores in monozygotic (MZ) twin families. *Behavior Genetics*, 21(4), 369–382. <https://doi.org/10.1007/BF01065973>
- \*Tempelhof, T. C. i Sabura Allen, J. (2008). Partner-specific investment strategies: Similarities and differences in couples and associations with sociosexual orientation and attachment dimensions. *Personality and Individual Differences*, 45(1), 41–48. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2008.02.016>
- Tenesa, A., Rawlik, K., Navarro, P. i Canela-Xandri, O. (2016). Genetic determination of height-mediated mate choice. *Genome Biology*, 16(1), 1–8. <https://doi.org/10.1186/s13059-015-0833-8>
- Tennov, D. (1999). *The Experience of Being in Love, 2nd Edition*. New York: Scarborough House.
- \*Terman, L. M. i Bутtenwieser, P. (1935). Personality factors in marital compatibility: II. *Journal of Social Psychology*, 6(3), 267–289. <https://doi.org/10.1080/00224545.1935.9919739>
- Thiessen, D. i Gregg, B. (1980). Human assortative mating and genetic equilibrium: An evolutionary perspective. *Ethology and Sociobiology*, 1(2), 111–140.

[https://doi.org/10.1016/0162-3095\(80\)90003-5](https://doi.org/10.1016/0162-3095(80)90003-5)

- \*Thornquist, M. H., Zuckerman, M. i Exline, R. V. (1991). Loving, liking, looking and sensation seeking in unmarried college couples. *Personality and Individual Differences*, 12(12), 1283–1292. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(91\)90202-M](https://doi.org/10.1016/0191-8869(91)90202-M)
- \*Tolor, A., Frank, J. R. i Claude, A. L. (1975). Personality patterns of couples practicing the temperature-rhythm method of birth control. *The Journal of Sex Research*, 11(2), 119–133. <https://doi.org/10.1080/00224497509550885>
- \*Tracey, T. J. G., Ryan, J. M. i Jaschik-Herman, B. (2001). Complementarity of interpersonal circumplex traits. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 27(7), 786–797. <https://doi.org/10.1177/0146167201277002>
- \*Trost, J. (1967). Some data on mate-selection: Complementarity. *Journal of Marriage and the Family*, 29(4), 730–738. <https://doi.org/10.2307/349227>
- Vandenberg, S. G. (1972). Assortative mating, or who marries whom? *Behavior Genetics*, 2(2–3), 127–157. <https://doi.org/10.1007/BF01065686>
- Van den Noortgate, W., López-López, J. A., Marín-Martínez, F. i Sánchez-Meca, J. (2013). Three-level meta-analysis of dependent effect sizes. *Behavior Research Methods*, 45(2), 576–594. <https://doi.org/10.3758/s13428-012-0261-6>
- \*Vandermeer, M. R. J., Kotelnikova, Y., Simms, L. J. i Hayden, E. P. (2018). Spousal agreement on partner personality ratings is moderated by relationship satisfaction. *Journal of Research in Personality*, 76, 22–31. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2018.07.005>
- \*Van Grootheest, D. S., Van Den Berg, S. M., Cath, D. C., Willemsen, G. i Boomsma, D. I. (2008). Marital resemblance for obsessive-compulsive, anxious and depressive symptoms in a population-based sample. *Psychological Medicine*, 38(12), 1731–1740. <https://doi.org/10.1017/S0033291708003024>
- \*van Scheppingen, M. A., Chopik, W. J., Bleidorn, W. i Denissen, J. J. A. (2019). Longitudinal actor, partner, and similarity effects of personality on well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 117(4), e51–e70. <https://doi.org/10.1037/pspp0000211>
- \*Van Tongeren, D. R., Hook, J. N., Ramos, M. J., Edwards, M., Worthington, E. L., Davis, D. E., Ruiz, J. M., Reid, C. A., Garthe, R. C., Nonterah, C. W., Cowden, R. G., Opare-Henaku, A., Connelly, R., Omoruyi, O., Nkomo, T. S. i Osae-Larbi, J. A. (2017). The complementarity of humility hypothesis: Individual, relational, and physiological effects of mutually humble partners. *Journal of Positive Psychology*, 14(2), 178–187. <https://doi.org/10.1080/17439760.2017.1388433>
- \*Vanyukov, M. M., Moss, H. B. i Tarter, R. E. (1994). Assortment for the liability to substance

- abuse and personality traits. U T. F. Babor, V. M. Hesselbrock, R. E. Meyer i W. Shoemaker (Ur.), *Annals of the New York Academy of Sciences* (str. 102–107). New York: New York Academy of Sciences.
- \*Vater, A. i Schröder-Abé, M. (2015). Explaining the link between personality and relationship satisfaction: Emotion regulation and interpersonal behaviour in conflict discussions. *European Journal of Personality*, 29(2), 201–215. <https://doi.org/10.1002/per.1993>
- \*Velotti, P., Balzarotti, S., Tagliabue, S., English, T., Zavattini, G. C. i Gross, J. J. (2015). Emotional suppression in early marriage: Actor, partner, and similarity effects on marital quality. *Journal of Social and Personal Relationships*, 33(3), 277–302. <https://doi.org/10.1177/0265407515574466>
- \*Vernon, P. A., Petrides, K. V., Bratko, D. i Schermer, J. A. (2008). A behavioral genetic study of trait emotional intelligence. *Emotion*, 8(5), 635–642. <https://doi.org/10.1037/a0013439>
- \*Veronica Smith, C., Hadden, B. W., Webster, G. D., Jonason, P. K., Gesselman, A. N. i Crysel, L. C. (2014). Mutually attracted or repulsed? Actor-partner interdependence models of Dark Triad traits and relationship outcomes. *Personality and Individual Differences*, 67, 35–41. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2014.01.044>
- \*Verreault, M., Sabourin, S., Lussier, Y., Normandin, L. i Clarkin, J. F. (2013). Assessment of personality organization in couple relationships: Factorial structure of the inventory of personality organization and incremental validity over neuroticism. *Journal of Personality Assessment*, 95(1), 85–95. <https://doi.org/10.1080/00223891.2012.713883>
- Viechtbauer, W. (2010). Conducting meta-analyses in R with the metafor package. *Journal of Statistical Software*, 36, 1–48. <https://doi.org/10.1002/wics.10>
- \*Vink, J. M., Groot, A. S., Kerkhof, G. A. i Boomsma, D. I. (2001). Genetic analysis of morningness and eveningness. *Chronobiology International*, 18(5), 809–822. <https://doi.org/10.1081/cbi-100107516>
- \*Vir Kud, Y. V, Todd, R. D., Abbacchi, A. M., Zhang, Y. i Constantino, J. N. (2009). Familial aggregation of quantitative autistic traits in multiplex versus simplex autism. *American Journal Of Medical Genetics Part B: Neuropsychiatric Genetics*, 150B(3), 328–334. <https://doi.org/10.1002/ajmg.b.30810>
- \*Vollrath, M. E., Neyer, F. J., Ystrom, E. i Landolt, M. A. (2010). Dyadic personality effects on family functioning in parents of newly hospitalized children. *Personal Relationships*, 17(1), 27–40. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.2010.01250.x>
- Voracek, M., Dressler, S. G. i Manning, J. T. (2007). Evidence for assortative mating on digit ratio (2D:4D), a biomarker for prenatal androgen exposure. *Journal of Biosocial Science*, 39(4),

- 599–612. <https://doi.org/10.1017/S0021932006001647>
- \*Vrabel, J., Zeigler-Hill, V., Sauls, D. i McCabe, G. (2019). Narcissism and respect in romantic relationships. *Self and Identity*, 1–19. <https://doi.org/10.1080/15298868.2019.1649305>
- \*Waddington, S. R. (1995). *The structure of temperament in college-aged and middle-aged adults and a test of the goodness-of-fit model (Neobjavljena doktorska disertacija)*. Fordham University. ProQuest (Narudžba br. 700360710).
- \*Waite, L. J., Iveniuk, J., Laumann, E. O. i McClintock, M. K. (2017). Sexuality in older couples: Individual and dyadic characteristics. *Archives of Sexual Behavior*, 46(2), 605–618. <https://doi.org/10.1007/s10508-015-0651-9>
- \*Wang, S., Kim, K. i Boerner, K. (2018). Personality similarity and marital quality among couples in later life. *Personal Relationships*, 25(4), 565–580. <https://doi.org/10.1111/per.12260>
- Warrens, M. J. (2010). Inequalities between multi-rater kappas. *Advances in Data Analysis and Classification*, 4(4), 271–286. <https://doi.org/10.1007/s11634-010-0073-4>
- \*Watson, D., Beer, A. i Mcdade-Montez, E. (2014). The role of active assortment in spousal similarity. *Journal of Personality*, 82(2), 116–129. <https://doi.org/10.1111/jopy.12039>
- \*Watson, D., Hubbard, B. i Wiese, D. (2000a). General traits of personality and affectivity as predictors of satisfaction in intimate relationships: Evidence from self- and partner-ratings. *Journal of Personality*, 68(3), 413–449. <https://doi.org/10.1111/1467-6494.00102>
- \*Watson, D., Hubbard, B. i Wiese, D. (2000b). Self-other agreement in personality and affectivity: The role of acquaintanceship, trait visibility, and assumed similarity. *Journal of Personality and Social Psychology*, 78(3), 546–558. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.78.3.546>
- \*Watson, D., Klohnen, E. C., Casillas, A., Simms, E. N., Haig, J. i Berry, D. S. (2004). Match makers and deal breakers: Analyses of assortative mating in newlywed couples. *Journal of Personality*, 72(5), 1029–1068. <https://doi.org/10.1111/j.0022-3506.2004.00289.x>
- \*Weber, M. i Ruch, W. (2012). The role of character strengths in adolescent romantic relationships: An initial study on partner selection and mates' life satisfaction. *Journal of Adolescence*, 35(6), 1537–1546. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2012.06.002>
- \*Weidmann, R., Schönbrodt, F. D., Ledermann, T. i Grob, A. (2017). Concurrent and longitudinal dyadic polynomial regression analyses of Big Five traits and relationship satisfaction: Does similarity matter? *Journal of Research in Personality*, 70, 6–15. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2017.04.003>
- \*Whisman, M. A., Uebelacker, L. A. i Weinstock, L. M. (2004). Psychopathology and marital satisfaction: The importance of evaluating both partners. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 72(5), 830–838. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.72.5.830>

- \*Wierda-Boer, H. H., Gerris, J. R. M. i Vermulst, A. A. (2008). Adaptive strategies, gender ideology, and work-family balance among Dutch dual earners. *Journal of Marriage and Family*, 70(4), 1004–1014. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2008.00542.x>
- \*Willemsen, G., Vink, J. M. i Boomsma, D. I. (2003). Assortative mating may explain spouses' risk of same disease. *British Medical Journal*, 326(7385), 396. <https://doi.org/10.1136/bmj.326.7385.393>
- \*Willoughby, R. R. (1934a). Neuroticism in marriage: I. The problem and its significance II. The Incidence of Neuroticism. *Journal of Social Psychology*, 5(1), 3–36. <https://doi.org/10.1080/00224545.1934.9921581>
- \*Willoughby, R. R. (1934b). Neuroticism in marriage: II. The incidence of neuroticism. *Journal of Social Psychology*, 5(4), 467–499. <https://doi.org/10.1080/00224545.1934.9921616>
- \*Willoughby, R. R. (1935). Neuroticism in marriage: III. the appreciation of neuroticism. *Journal of Social Psychology*, 6(4), 397–436. <https://doi.org/10.1080/00224545.1935.9919750>
- \*Willoughby, R. R. (1936). Neuroticism in marriage: IV. Homogamy V. Summary and Conclusions. *Journal of Social Psychology*, 7(1), 19–48. <https://doi.org/10.1080/00224545.1936.9921646>
- Wilson, D. B. (2009). Systematic coding. U H. M. Cooper, L. V. Hedges i J. C. Valentine (Ur.), *Handbook of Research Synthesis and Meta-Analysis, 2nd Edition* (str. 159–176). New York: Russell Sage Foundation.
- Wilson, D. B. (bez datuma). Practical meta-analysis effect size calculator [Online calculator]. <https://campbellcollaboration.org/research-resources/effect-size-calculator.html>
- Winch, R. F. (1955). The theory of complementary needs in mate-selection: A test of one kind of complementariness, 20(1), 52–56. <https://doi.org/10.2307/2088200>
- Winch, R. F. (1967). Another look at the Theory of complementary needs in mate-selection. *Journal of Marriage and Family*, 29(4), 756–762. <https://doi.org/10.2307/349229>
- Winch, R. F., Ktsanes, T. i Ktsanes, V. (1954). The Theory of complementary needs in mate-selection: An analytic and descriptive study. *American Sociological Review*, 19(3), 241–249. <https://psycnet.apa.org/doi/10.2307/2087753>
- Winch, R. F., Ktsanes, T. i Ktsanes, V. (1955). Empirical elaboration of the theory of complementary needs in mate-selection. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 51(3), 508–513. <https://doi.org/10.1037/h0042235>
- Wiszevska, A., Pawlowski, B. i Boothroyd, L. G. (2007). Father-daughter relationship as a moderator of sexual imprinting: a facialmetric study. *Evolution and Human Behavior*, 28(4), 248–252. <https://doi.org/10.1016/j.evolhumbehav.2007.02.006>

- Wolf, P. S. A. i Figueredo, A. J. (2011). Fecundity, offspring longevity, and assortative mating: Parametric tradeoffs in sexual and life history strategy. *Biodemography and Social Biology*, 57(2), 171–183. <https://doi.org/10.1080/19485565.2011.614569>
- \*Wollny, A., Jacobs, I. i Pabel, L. (2020). Trait emotional intelligence and relationship satisfaction: The mediating role of dyadic coping. *Journal of Psychology*, 154(1), 75–93. <https://doi.org/10.1080/00223980.2019.1661343>
- Wood, D. i Furr, R. M. (2016). The correlates of similarity estimates are often misleadingly positive: The nature and scope of the problem, and some solutions. *Personality and Social Psychology Review*, 20(2), 79–99. <https://doi.org/10.1177/1088868315581119>
- \*Woszidlo, A. i Segrin, C. (2013). Direct and indirect effects of newlywed couples' neuroticism and stressful events on marital satisfaction through mutual problem solving. *Marriage and Family Review*, 49(6), 520–545. <https://doi.org/10.1080/01494929.2013.772933>
- \*Wu, R., Liu, Z., Guo, Q., Cai, M. i Zhou, J. (2020). Couple similarity on personality, moral identity and spirituality predict life satisfaction of spouses and their offspring. *Journal of Happiness Studies*, 21(3), 1037–1058. <https://doi.org/10.1007/s10902-019-00108-8>
- Xie, Y., Cheng, S. i Zhou, X. (2015). Assortative mating without assortative preference. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 112(19), 5974–5978. <https://doi.org/10.1073/pnas.1515225112>
- \*Yang, S., Sung, J., Kim, J.-H., Song, Y. M., Lee, K., Kim, H.-N., Kim, H.-L. i Cloninger, C. R. (2015). Some personality traits converge gradually by long-term partnership through the lifecourse - Genetic and environmental structure of Cloninger's temperament and character dimensions. *Journal of Psychiatric Research*, 63, 43–49. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2015.01.020>
- Yeaton, W. H. i Wortman, P. M. (1993). On the reliability of meta-analytic reviews: The role of intercoder agreement. *Evaluation Review*, 17(3), 292–309. <https://doi.org/10.1177/0193841X9301700303>
- \*Young, D. M., Moss-Racusin, C. A. i Sanchez, D. T. (2014). Implicit agency, communality, and perceptual congruence in couples: Implications for relationship health. *Journal of Experimental Social Psychology*, 55, 133–138. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2014.06.010>
- \*Young, P. A., Eaves, L. J. i Eysenck, H. J. (1980). Intergenerational stability and change in the causes of variation in personality. *Personality and Individual Differences*, 1(1), 35–55. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(80\)90004-5](https://doi.org/10.1016/0191-8869(80)90004-5)
- \*Youyou, W., Stillwell, D., Schwartz, H. A. i Kosinski, M. (2017). Birds of a feather do flock together: Behavior-based personality-assessment method reveals personality similarity among

- couples and friends. *Psychological Science*, 28(3), 276–284.  
<https://doi.org/10.1177/0956797616678187>
- \*Yu, Y., Wu, D., Wang, J. M. i Wang, Y. C. (2020). Dark personality, marital quality, and marital instability of Chinese couples: An actor-partner interdependence mediation model. *Personality and Individual Differences*, 154, Članak 109689.  
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2019.109689>
- \*Zeidner, M. i Kaluda, I. (2008). Romantic love: What’s emotional intelligence (EI) got to do with it? *Personality and Individual Differences*, 44(8), 1684–1695.  
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2008.01.018>
- \*Zeidner, M., Kloda, I. i Matthews, G. (2013). Does dyadic coping mediate the relationship between emotional intelligence (EI) and marital quality? *Journal of Family Psychology*, 27(5), 795–805. <https://doi.org/10.1037/a0034009>
- \*Zentner, M. R. (2005). Ideal mate personality concepts and compatibility in close relationships: A longitudinal analysis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 89(2), 242–256.  
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.89.2.242>
- \*Zhang, L., Sun, Y., Chen, F., Wu, D., Tang, J., Han, X., Ye, J. i Wang, K. (2016). Psychometric properties of the Autism-Spectrum Quotient in both clinical and non-clinical samples: Chinese version for mainland China. *BMC Psychiatry*, 16(1), 1–10. <https://doi.org/10.1186/s12888-016-0915-5>
- \*Zhou, Y., Wang, K., Chen, S., Zhang, J. i Zhou, M. (2017a). An exploratory investigation of the role of openness in relationship quality among emerging adult Chinese couples. *Frontiers in Psychology*, 8, 1–12. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.00382>
- \*Zhou, Y., Wang, K., Chen, S., Zhang, J. i Zhou, M. (2017b). The actor, partner, similarity effects of personality, and interactions with gender and relationship duration among Chinese emerging adults. *Frontiers in Psychology*, 8, 1–14. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01698>
- \*Zietsch, B. P., Verweij, K. J. H., Heath, A. C. i Martin, N. G. (2011). Variation in Human Mate Choice: Simultaneously Investigating Heritability, Parental Influence, Sexual Imprinting, and Assortative Mating. *The American Naturalist*, 177(5), 605–616.  
<https://doi.org/10.1086/659629>
- Zou, J. Y., Park, D. S., Burchard, E. G., Torgerson, D. G., Pino-Yanes, M., Song, Y. S., Sankararaman, S., Halperin, E. i Zaitlen, N. (2015). Genetic and socioeconomic study of mate choice in Latinos reveals novel assortment patterns. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 112(44), 13621–13626.  
<https://doi.org/10.1073/pnas.1501741112>



## 8. ILUSTRACIJE

### Popis tablica

Tablica 1. Primjer izračunavanja dijadnog indeksa koristeći VCA pristup .....	22
Tablica 2. Primjer izračunavanja dijadnog indeksa koristeći CCA pristup .....	23
Tablica 3. Dijadni indeksi za hipotetske profile iz primjera prikazanog na Slici 2. ....	25
Tablica 4. Pregled dijadnih indeksa te čimbenika profila rezultata koje uključuju .....	26
Tablica 5. Hipotetski podaci za ilustraciju efekta stereotipne točnosti na dijadni indeks (preuzeto iz Kenny i sur., 2006) .....	28
Tablica 6. Osnovni podaci o pretragama potencijalno relevantnih literarnih izvora u digitalnim bazama podataka .....	51
Tablica 7. Zastupljenost ranije pronađenih izvora u pojedinim časopisima .....	55
Tablica 8. Kriteriji za interpretaciju pokazatelja slaganja među procjenjivačima .....	58
Tablica 9. Opis transformacija za pojedine varijable .....	61
Tablica 10. Potencijalni metodološki moderatori .....	71
Tablica 11. Potencijalni teorijski moderatori .....	72
Tablica 12. Rezultati trirazinske metaanalize Pearsonovih koeficijenata korelacije (VCA) sa i bez kontrole pojedinih demografskih varijabli .....	75
Tablica 13. Rezultati glavne trirazinske metaanalize s Pearsonovim koeficijentom korelacije na razini uzorka (VCA) kao veličinom efekta .....	78
Tablica 14. Zastupljenost 10 najučestalijih crta u uzorku .....	78
Tablica 15. Kategorije ispitanih metodoloških moderatora i njihova zastupljenost .....	80
Tablica 16. Deskriptivni podaci za potencijalne moderatore na kontinuranoj skali .....	82
Tablica 17. Deskriptivni podaci za potencijalne moderatore na kategorijalnoj skali .....	83
Tablica 18. Rezultati zasebnih analiza za specifične kategorije crta ličnosti.....	87
Tablica 19. Rezultati trirazinske metaanalize s prosječnim Pearsonovim koeficijentom korelacije na razini para (CCA) kao veličinom efekta.....	92
Tablica 20. Zastupljenost 10 najučestalijih crta u uzorku .....	92
Tablica 21. Kategorije ispitanih metodoloških moderatora i njihova zastupljenost .....	94
Tablica 22. Deskriptivni podaci za potencijalne moderatore na kontinuranoj skali .....	95
Tablica 23. Deskriptivni podaci za potencijalne moderatore na kategorijalnoj skali .....	96
Tablica 24. Rezultati trirazinske metaanalize s intraklasnim koeficijentom korelacije na razini uzorka (VCA) kao veličinom efekta .....	98
Tablica 25. Zastupljenost 10 najučestalijih crta u uzorku .....	99
Tablica 26. Kategorije ispitanih metodoloških moderatora i njihova zastupljenost .....	101

Tablica 27. Deskriptivni podaci za potencijalne moderatore na kontinuranoj skali .....	102
Tablica 28. Deskriptivni podaci za potencijalne moderatore na kategorijalnoj skali .....	103
Tablica 29. Rezultati zasebnih analiza za specifične kategorije crta ličnosti.....	106
Tablica 30. Rezultati trirazinske metaanalize sa standardiziranom apsolutnom razlikom kao veličinom efekta .....	107
Tablica 31. Zastupljenost 10 najučestalijih crta u uzorku .....	108
Tablica 32. Kategorije ispitanih metodoloških moderatora i njihova zastupljenost .....	109
Tablica 33. Deskriptivni podaci za potencijalne moderatore na kontinuranoj skali .....	110
Tablica 34. Deskriptivni podaci za potencijalne moderatore na kategorijalnoj skali .....	110
Tablica 35. Rezultati zasebnih analiza za specifične kategorije crta ličnosti.....	113

## Popis slika

Slika 1. Vjerojatnost reprezentacije gena s obzirom na stupanj asortativnog uparivanja po sličnosti i broja potomaka. Koeficijenti asortativnog uparivanja odnose se na proporciju dijeljenih gena koji variraju u populaciji (preuzeto i prilagođeno od Wolf i Figueredo, 2011). .....	12
Slika 2. Genetska reprezentacija kroz generacije s obzirom na broj potomaka pod pretpostavkom a) uparivanje po sličnosti = 0; b) uparivanje po sličnosti = 0 ili .2 (preuzeto i prilagođeno od Wolf i Figueredo, 2011). .....	13
Slika 3. Tri čimbenika sličnosti parova. ....	24
Slika 4. Hipotetski profili za ilustraciju efekata visine, raspršenja i oblika profila na različite dijadne indekse.....	24
Slika 5. Dijagram tijeka, odnosno grafički prikaz tijeka prikupljanja izvora, odabira (engl. <i>screening</i> ), kodiranja i analize. Pune strelice označavaju da su izvori prikupljeni u svim prethodnim metodama pretrage služili kao baza za sljedeću pretragu, iscrtane strelice izbacivanje duplikata, a točkaste odabir na temelju kriterija za uključivanje. ....	49

## 9. PRIVITCI

### Privitak 1. Formular za kodiranje

Formular za kodiranje v.03		Razina 1: Literarni izvor	
ID šifranta	<input type="text"/>	ID literarnog izvora	<input type="text"/>
Komentari/napomene	<input type="text"/>		
Trajanje kodiranja u minutama	<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>
Datum kodiranja	<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>
Ime prvog autora	<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>
Godina objavljivanja	<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>
Podaci za kontaktiranje autora	<input type="text"/>		
Radno mjesto prvog autora	<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>
Puna referenca (APA standard)	<input type="text"/>		
Jezik na kojem je rad napisan	<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>
Je li istraživanje financirano?			
1. Da			
2. Ne			
3. Nepoznato			
Izvor financiranja	<input type="text"/>		
Vrsta literarnog izvora			
1. Objavljeni rad u časopisu		6. Doktorska disertacija (neobjavljeni)	
2. Knjiga		7. Sažetak s konferencije	
3. Poglavlje u knjizi		8. Tehničko izvješće	
4. Završni studentski rad (neobjavljeni)		9. Neobjavljeni rukopis	
5. Diplomski rad (neobjavljeni)		10. Drugo	
Je li studija empirijsko istraživanje željene ili ostvarene sličnosti ljubavnih parova u barem jednoj crti ličnosti? <input type="checkbox"/>			
Je li u izvoru navedena mjera željene ili ostvarene sličnosti, ili podatci na temelju kojih se sličnost naknadno može izračunati? <input type="checkbox"/>			
Jesu li ispitanici heteroseksualni parovi ili pojedinci heteroseksualne orijentacije? <input type="checkbox"/>			
Razlog isključivanja rada iz meta-analize	<input type="text"/>		
Broj uzoraka na kojima je izračunata sličnost u ličnosti	<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>



ID šifranta

ID literarnog izvora

ID uzorka

Vrsta nacрта

1. Ostvarena sličnost      2. Idealna sličnost      3. Ostvarena i idealna sličnost

Metoda uzorkovanja

1. Slučajni uzorak      5. Kvotni uzorak      9. Namjerni uzorak  
 2. Sustavni uzorak      6. Prigodni uzorak      10. Drugo  
 3. Stratificirani uzorak      7. Uzorak dobrovoljaca      11. Ne može se utvrditi  
 4. Klasterski uzorak      8. Uzorak snježne grude

Metoda uzorkovanja - drugo

U kojoj je mjeri jasno prikazana, ili se iz statističkih informacija mogla procijeniti, veličina uzorka na kojem se temelji veličina efekta?

1. Sasvim jasno      2. Donekle nejasno      3. Veličina uzorka nije prikazana

Jesu li poduzete mjere za nezavisno odgovaranje članova para?

1. Da      2. Ne      3. Ne može se odrediti

Opisati eventualne kriterije koje su autori postavili za uključivanje, odnosno isključivanje ispitanika.

Opisati eventualne specifične karakteristike uzorka

Je li procjena ostvarene ili idealne sličnosti bila centralni ili sporedni dio rada?

1. Centralni      2. Sporedni

Opisati motivaciju ispitanika za sudjelovanje u istraživanju

1. Volonteri      3. Neki oblik nagrade (novac, kuponi, pokloni i sl.)  
 2. Eksperimentalni sati      4. Nije moguće odrediti

Aritmetička sredina dobi u uzorku

Standardna devijacija dobi u uzorku

Minimalna vrijednost dobi u uzorku

Maksimalna vrijednost dobi u uzorku

Opis dobi u uzorku ukoliko je opisana drukčije

Aritmetička sredina dobi u uzorku (M)

Standardna devijacija dobi u uzorku (M)

Minimalna vrijednost dobi u uzorku (M)

Maksimalna vrijednost dobi u uzorku (M)

Opis dobi u uzorku ukoliko je opisana drukčije (M)

Aritmetička sredina dobi u uzorku (Ž)

Standardna devijacija dobi u uzorku (Ž)


Minimalna vrijednost dobi u uzorku (Ž)

Maksimalna vrijednost dobi u uzorku (Ž)

Opis dobi u uzorku ukoliko je opisana drukčije (Ž)

Veličina uzorka	<input type="text"/>	Opis obrazovanja u uzorku	<input type="text"/>
Je li istraživanje longitudinalno?	<input checked="" type="checkbox"/>	1. > 50% ispitanika ima završenu osnovnu školu 3. > 50% ispitanika ima završen fakultet 2. > 50% ispitanika ima završenu srednju školu 4. Mješovito	
Koliko je točaka mjerenja za koje postoji podatak o sličnosti u ličnosti?	<input type="text"/>	Opis obrazovanja u uzorku (M)	<input type="text"/>
Za koliko je crta ličnosti ispitano asortativno uparivanje?	<input type="text"/>	1. > 50% ispitanika ima završenu osnovnu školu 3. > 50% ispitanika ima završen fakultet 2. > 50% ispitanika ima završenu srednju školu 4. Mješovito	
		Opis obrazovanja u uzorku (Ž)	<input type="text"/>
		1. > 50% ispitanika ima završenu osnovnu školu 3. > 50% ispitanika ima završen fakultet 2. > 50% ispitanika ima završenu srednju školu 4. Mješovito	
Aritmetička sredina broja godina školovanja	<input type="text"/>	Aritmetička sredina duljine trajanja braka (mj)	<input type="text"/>
Standardna devijacija broja godina školovanja	<input type="text"/>	Standardna devijacija duljine trajanja braka (mj)	<input type="text"/>
Aritmetička sredina broja godina školovanja (M)	<input type="text"/>	Minimalna vrijednost duljine trajanja braka (mj)	<input type="text"/>
Standardna devijacija broja godina školovanja (M)	<input type="text"/>	Maksimalna vrijednost duljine trajanja braka (mj)	<input type="text"/>
Aritmetička sredina broja godina školovanja (Ž)	<input type="text"/>	Aritmetička sredina duljine trajanja veze (mj)	<input type="text"/>
Standardna devijacija broja godina školovanja (Ž)	<input type="text"/>	Standardna devijacija duljine trajanja veze (mj)	<input type="text"/>
Etnička pripadnost ispitanika	<input type="text"/>	Minimalna vrijednost duljine trajanja veze (mj)	<input type="text"/>
Država ispitanika	<input type="text"/>	Maksimalna vrijednost duljine trajanja veze (mj)	<input type="text"/>
Status veze ispitanika u uzorku	<input type="text"/>		
1. Bračni parovi			
2. Nevjenčani parovi, bez informacije o statusu stanovanja			
3. Parovi koji žive u kohabitaciji			
4. Nekohabitirajući parovi			
5. Mješovito			
6. Nije moguće odrediti			
7. Bivši partneri			

Formular za kodiranje v.03		ID istraživanja	Razina 3: Crta ličnosti
ID šifranta		ID literarnog izvora	ID uzorka
Naziv crte ličnosti		ID crte ličnosti	
R.br. točke mjerenja (longitudinalno)		Vrijeme od 1.točke mjerenja	
Razina crte u taksonomiji			
1. Faceta	4. Generalni faktor		
2. Općenitija domena (crta)	5. Nije dio hijerarhijski organizirane taksonomije		
3. Faktor nadređen crti			
Definicija crte ličnosti			
Kako je crta mjerena?			
Broj čestica			
Vrsta skale za davanje odgovora			
1. Dihotomna	3. Ordinalna	5. Drugo	
2. Kategorijalna	4. Kontinuirana		
Vrsta skale za davanje odgovora (drugo)			
Što označava viši rezultat na ovoj mjeri?			
Koliko je metoda procjene korišteno?			


**Formular za kodiranje v.03**
ID istraživanja

**Razina 4: Metoda procjene**

ID šifranta 
ID literarnog izvora 
ID uzorka

Naziv crte ličnosti 
ID crte ličnosti

Metoda procjene (MP) 
MP (3. osoba) 
ID metode procjene

1. Samoprocjena  
 2. Procjena partnera  
 3. Procjena treće osobe  
 4. Procjena stručnjaka  
 5. Drugo

MP (stručnjak) 
MP (drugo) 
R.br. točke mjerenja (longitudinalno)

Vrijeme od 1.točke mjerenja

---

Je li prikazana pouzdanost mjere za ovu metodu procjene?

Koji tip pouzdanosti je prikazan?

1. Unutarnja konzistentnost (Cronbachova  $\alpha$ )    3. Test-retest    5. Nije navedeno  
 2. Split-half    4. Drugo

Tip pouzdanosti (drugo)

Procjena pouzdanosti mjere

Procjena pouzdanosti mjere (muškarci)

Procjena pouzdanosti mjere (žene)

Procjena pouzdanosti mjere (idealni partner)

Procjena pouzdanosti mjere (idealni partner, muškarci)

Procjena pouzdanosti mjere (idealni partner, žene)

---

Je li u izvoru spomenuta heritabilnost mjere crte ličnosti?

Ukoliko je izračunata na trenutnom uzorku, kolika je heritabilnost crte?

Ukoliko je izračunata na trenutnom muškom dijelu uzorka, kolika je heritabilnost crte?

Ukoliko je izračunata na trenutnom muškom dijelu uzorka, kolika je heritabilnost crte?


Kako je izračunata heritabilnost?

1 - regression of offspring on midparents score    5 - SEM estimate  
 2 - simple heritabilities calculated by doubling the difference between the MZ and DZ twins    6 - regression coefficient between parent and child latent variable  
 3 - parent-offspring correlation    7 - maximal heritability (polygenic and common familial environmental sources of variance)  
 4 - animal model commonly used for pedigree analyses    8 - midparent-offspring correlation

Uključuje li samo aditivne ili i druge genetske efekte?



Aritmetička sredina na mjeri crte ličnosti	9999
Standardna devijacija na mjeri crte ličnosti	
Aritmetička sredina na mjeri crte ličnosti (M)	
Standardna devijacija na mjeri crte ličnosti (M)	
Broj ispitanika (M)	
Aritmetička sredina na mjeri crte ličnosti (Ž)	
Standardna devijacija na mjeri crte ličnosti (Ž)	
Broj ispitanika (Ž)	
Aritmetička sredina idealnih partnera na mjeri crte ličnosti	
Standardna devijacija idealnih partnera na mjeri crte ličnosti	
Aritmetička sredina idealnih partnera na mjeri crte ličnosti (M)	
Standardna devijacija idealnih partnera na mjeri crte ličnosti (M)	
Broj ispitanika koji su dali procjene za idealne partnere (M)	
Aritmetička sredina idealnih partnera na mjeri crte ličnosti (Ž)	
Standardna devijacija idealnih partnera na mjeri crte ličnosti (Ž)	
Broj ispitanika koji su dali procjene za idealne partnere (Ž)	
Koliko je vrsta veličina efekata koji se odnose na asortativno uparivanje izračunato?	


**Formular za kodiranje v.03**
ID istraživanja 
**Razina 5: Veličina efekta**

ID šifranta 
ID literarnog izvora 
ID uzorka

Naziv crte ličnosti 
ID crte ličnosti

**Metoda procjene (MP)** 
**MP (3. osoba)** 
**ID metode procjene**

1. Samoprocjena  
 2. Procjena partnera  
 3. Procjena treće osobe  
 4. Procjena stručnjaka  
 5. Drugo

**MP (stručnjak)** 
**R.br. točke mjerenja (longitudinalno)**

**MP (drugo)** 
**Vrijeme od 1.točke mjerenja**

**Vrsta veličine efekta (VE)** 
**Vrsta VE (drugo)**

1. Pearsonov r      4. M apsolutnih razlika  
 2. M sličnosti profila      5. Fi ( $\phi$ ) koef. korelacije  
 3. M razlika      6. Drugo

**ID veličine efekta**

---

**Veličina efekta (ostvarena sličnost)**

**Tip varijabiliteta veličine efekta (ostvarena sličnost)**

**Varijabilitet veličine efekta (ostvarena sličnost)**

**Veličina uzorka na kojem je izračunata veličina efekta (ostvarena sličnost)**

**Značajnost statističkog testa (ostvarena sličnost)**

1.  $p > .05$       3.  $p \leq .01$   
 2.  $p \leq .05$       4.  $p \leq .001$

**Što označava smjer efekta? (ostvarena sličnost)**

1. Sličnost      3. Slučajno uparivanje (samo kada je veličina efekta = 0)  
 2. Komplementarnost (različitost)

**Je li izračunata sličnost za slučajne parove?**

**Veličina efekta za slučajne parove**

**Varijabilitet veličine efekta (slučajni parovi)**

**Broj slučajnih parova na kojima je izračunat efekt**

**Značajnost statističkog testa (slučajni parovi)**

1.  $p > .05$       3.  $p \leq .01$   
 2.  $p \leq .05$       4.  $p \leq .001$

**Je li napravljena korekcija za stereotype accuracy?**

**Veličina efekta uz korekciju za stereotype accuracy**

**Varijabilitet veličine efekta (stereotype accuracy)**

**Značajnost statističkog testa (stereotype accuracy)**

1.  $p > .05$       3.  $p \leq .01$   
 2.  $p \leq .05$       4.  $p \leq .001$

Je li ispitana sličnost uz kontrolu dobi?	<input type="checkbox"/>
Veličina efekta uz kontrolu dobi	<input type="text"/>
Varijabilitet veličine efekta (kontrola dobi)	<input type="text"/>
Značajnost statističkog testa (kontrola dobi)	<input type="text"/>
1. $p > .05$ 3. $p \leq .01$ 2. $p \leq .05$ 4. $p \leq .001$	
Je li ispitana sličnost uz kontrolu duljine trajanja veze/braka?	<input type="checkbox"/>
Veličina efekta uz kontrolu duljine veze/braka	<input type="text"/>
Varijabilitet veličine efekta (kontrola trajanja veze/braka)	<input type="text"/>
Značajnost statističkog testa (kontrola trajanja veze/braka)	<input type="text"/>
1. $p > .05$ 3. $p \leq .01$ 2. $p \leq .05$ 4. $p \leq .001$	
Je li ispitana sličnost uz kontrolu obrazovanja?	<input checked="" type="checkbox"/>
Veličina efekta uz kontrolu obrazovanja?	<input type="text"/>
Varijabilitet veličine efekta (kontrola obrazovanja)	<input type="text"/>
Značajnost statističkog testa (kontrola obrazovanja)	<input type="text"/>
1. $p > .05$ 3. $p \leq .01$ 2. $p \leq .05$ 4. $p \leq .001$	
Je li ispitana sličnost uz kontrolu drugih varijabli ili kombinacije varijabli?	<input checked="" type="checkbox"/>
Ako da, navedi koje varijable su kontrolirane	<input type="text"/>
Veličina efekta uz kontrolu tih varijabli	<input type="text"/>
Varijabilitet veličine efekta (kontrola drugih varijabli)	<input type="text"/>
Značajnost statističkog testa (kontrola drugih varijabli)	<input type="text"/>
1. $p > .05$ 3. $p \leq .01$ 2. $p \leq .05$ 4. $p \leq .001$	
Je li prikazana povezanost indeksa sličnosti s nekom drugom varijablom ili kombinacijom varijabli (npr., dob, obrazovanje)? Ako da, s kojom?	<input type="text"/>
Koja vrsta povezanosti je prikazana (npr., Pearsonov koeficijent korelacije)?	<input type="text"/>
Unijeti procjenu povezanosti	<input type="text"/>
Je li prikazana povezanost indeksa sličnosti s nekom drugom varijablom ili kombinacijom varijabli (npr., dob, obrazovanje)? Ako da, s kojom?	<input type="text"/>
Koja vrsta povezanosti je prikazana (npr., Pearsonov koeficijent korelacije)?	<input type="text"/>
Unijeti procjenu povezanosti	<input type="text"/>

Je li prikazana povezanost indeksa sličnosti s nekom drugom varijablom ili kombinacijom varijabli (npr., dob, obrazovanje)? Ako da, s kojom?	<input type="text"/>
Koja vrsta povezanosti je prikazana (npr., Pearsonov koeficijent korelacije)?	<input type="text"/>
Unijeti procjenu povezanosti	<input type="text"/>
Veličina efekta (idealna sličnost)	<input type="text"/>
Varijabilitet veličine efekta (idealna sličnost)	<input type="text"/>
Veličina uzorka na kojem je izračunata veličina efekta (idealna sličnost)	<input type="text"/>
Značajnost statističkog testa (idealna sličnost) 1. $p > .05$ 3. $p \leq .01$ 2. $p \leq .05$ 4. $p \leq .001$	<input type="text"/>
Što označava smjer efekta? (idealna sličnost) 1. Sličnost    3. Slučajno uparivanje (samo kada je veličina efekta = 0) 2. Komplementarnost (različitost)	<input type="text"/>
Veličina efekta (idealna sličnost) (M)	<input type="text"/>
Varijabilitet veličine efekta (idealna sličnost) (M)	<input type="text"/>
Veličina uzorka na kojem je izračunata veličina efekta (idealna sličnost) (M)	<input type="text"/>
Značajnost statističkog testa (idealna sličnost) (M) 1. $p > .05$ 3. $p \leq .01$ 2. $p \leq .05$ 4. $p \leq .001$	<input type="text"/>
Što označava smjer efekta? (idealna sličnost) (M) 1. Sličnost    3. Slučajno uparivanje (samo kada je veličina efekta = 0) 2. Komplementarnost (različitost)	<input type="text"/>
Veličina efekta (idealna sličnost) (Ž)	<input type="text"/>
Varijabilitet veličine efekta (idealna sličnost) (Ž)	<input type="text"/>
Veličina uzorka na kojem je izračunata veličina efekta (idealna sličnost) (Ž)	<input type="text"/>
Značajnost statističkog testa (idealna sličnost) (Ž) 1. $p > .05$ 3. $p \leq .01$ 2. $p \leq .05$ 4. $p \leq .001$	<input type="text"/>
Što označava smjer efekta? (idealna sličnost) (Ž) 1. Sličnost    3. Slučajno uparivanje (samo kada je veličina efekta = 0) 2. Komplementarnost (različitost)	<input type="text"/>

**Privitak 2. Pokazatelji podudaranja između procjenjivača za probne uzorke literarnih izvora**

Čestica	10 izvora			26 izvora		
	$L(\kappa)$	$r_I$	$K\alpha$	$L(\kappa)$	$r_I$	$K\alpha$
1.1 Godina publikacije	-	1.00	1.00	-	1.00	1.00
1.2 Početak prikupljanja podataka	-	*	0.53		Isključeno.	
1.3 Kraj prikupljanja podataka	-	*	0.53		Isključeno.	
1.4 Istraživanje financirano	0.86	-	0.86	0.95	-	0.95
1.8 Broj uzoraka	-	1.00	1.00	-	1.00	1.00
1.9 Vrsta publikacije	0.75	-	0.73	1.00	-	1.00
2.1 Vrsta nacrtā	1.00	-	1.00	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
2.2 Formiranje uzorka	0.31	-	0.31	0.71	-	0.71
2.3 Spomenuti statistički preduvjeti	1.00	-	0.49		Isključeno.	
2.4 Selektivno izvještavanje	0.75	-	0.78		Isključeno.	
2.5 Jasno prikazana veličina uzorka za veličinu efekta	0.05	-	0.01	0.51	-	0.49
2.6 Adekvatno opisan uzorak	0.03	-	0.07		Isključeno.	
2.7 Korištene mjere adekvatne	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.				Isključeno.	
2.8 Istraživačke metode adekvatne	0.32	-	0.11		Isključeno.	
2.9 Procjena sličnosti - centralni cilj	0.67	-	0.66	0.77	-	0.77
2.10 Ispitanici svjesni cilja	0.28	-	0.27		Isključeno.	
2.11 Sustavno osipanje	0.30	-	0.14		Isključeno.	
2.12 Mjere za nezavisno odgovaranje	0.46	-	0.45	0.87	-	0.87
2.13 Istraživanje longitudinalno	0.62	-	0.55	1.00	-	1.00
2.14 Broj točaka mjerenja	-	0.60	0.53	-	1.00	1.00
2.15 Broj crta ličnosti	-	0.94	0.88	-	1.00	0.97
2.16 Veličina uzorka	-	0.55	0.82	-	1.00	1.00
2.17 $M$ dobi	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			-	0.95	0.95
2.18 $SD$ dobi	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			-	1.00	1.00
2.19 $min$ dobi	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			-	0.84	0.84
2.20 $max$ dobi	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			-	0.84	0.84

Čestica	10 izvora			26 izvora		
	$L(\kappa)$	$r_I$	$Ka$	$L(\kappa)$	$r_I$	$Ka$
2.21 $M$ dobi (m)	-	0.89	0.89	-	1.00	1.00
2.22 $SD$ dobi (m)	-	0.90	0.91	-	0.96	0.96
2.23 $min$ dobi (m)	-	1.00	1.00	-	0.87	0.87
2.24 $max$ dobi (m)	-	1.00	1.00	-	0.87	0.87
2.25 $M$ dobi (ž)	-	0.89	0.89	-	0.30	0.98
2.26 $SD$ dobi (ž)	-	0.90	0.91	-	0.96	0.94
2.27 $min$ dobi (ž)	-	1.00	1.00	-	0.87	0.87
2.28 $max$ dobi (ž)	-	1.00	1.00	-	0.87	0.77
2.29 Obrazovanje	0.82	-	0.35	0.17	-	0.16
2.30 Obrazovanje (m)	0.79	-	0.79	0.48	-	0.49
2.31 Obrazovanje (ž)	0.79	-	0.80	0.34	-	0.32
2.32 $M$ godina obrazovanja	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			-	0.74	0.73
2.33 $SD$ godina obrazovanja	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			-	0.74	0.73
2.34 $M$ godina obrazovanja (m)	-	0.74	0.73	-	0.95	0.91
2.35 $SD$ godina obrazovanja (m)	-	0.74	0.73	-	0.79	0.78
2.36 $M$ godina obrazovanja (ž)	-	1.00	1.00	-	0.95	0.95
2.37 $SD$ godina obrazovanja (ž)	-	1.00	1.00	-	0.79	0.78
2.38 Status veze	0.41	-	0.39	0.72	-	0.72
2.39 $M$ trajanja braka	-	1.00	0.73	-	0.74	0.74
2.40 $SD$ trajanja braka	-	1.00	0.73	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
2.41 $min$ trajanja braka	-	1.00	1.00	-	0.76	0.71
2.42 $max$ trajanja braka	-	1.00	0.75	-	0.61	0.61
2.43 $M$ trajanja veze	-	1.00	0.86	-	0.87	0.85
2.44 $SD$ trajanja veze	-	0.78	0.62	-	0.76	0.76
2.45 $min$ trajanja veze	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			-	0.92	0.80
2.46 $max$ trajanja veze	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			-	0.92	0.89
2.47 Motivacija ispitanika	1.00	-	1.00	0.88	-	0.88

Čestica	10 izvora			26 izvora		
	$L(\kappa)$	$r_I$	$Ka$	$L(\kappa)$	$r_I$	$Ka$
2.48 Način prikupljanja podataka	0.29	-	0.20		Isključeno.	
3.1 Redni broj mjerenja	-	0.59	0.59	-	0.96	0.96
3.2 Vrijeme od prvog mjerenja	-	0.24	0.24	-	0.96	0.96
3.3 Razina crte ličnosti	0.74	-	0.74	0.51	-	0.49
3.4 Broj čestica	-	0.34	0.51	-	0.47	0.48
3.5 Vrsta skale	0.55	-	0.56	0.63	-	0.62
3.6 Teorijski <i>min</i>	-	0.95	0.53		Isključeno.	
3.7 Teorijski <i>max</i>	-	0.96	0.51		Isključeno.	
3.8 Broj metoda procjene	-	1.00	1.00	-	0.72	0.71
4.1 Metoda procjene	1.00	-	1.00	0.93	-	0.93
4.2 Navedena pouzdanost	0.88	-	0.88	1.00	-	1.00
4.3 Vrsta pouzdanosti	0.77	-	0.77	1.00	-	1.00
4.4 Pouzdanost	0.94	0.87	0.87	-	0.96	0.96
4.5 Pouzdanost (m)	1.00	1.00	1.00	-	1.00	1.00
4.6 Pouzdanost (ž)	1.00	1.00	1.00	-	1.00	1.00
4.7 Pouzdanost, idealni partneri						
4.8 Pouzdanost, idealni partneri (m)						
4.9 Pouzdanost, idealni partneri (ž)						
4.10 Izvor procjene pouzdanosti	0.90	-	0.90		Isključeno.	
4.11 Spomenuta valjanost	-0.10	-	-0.07		Isključeno.	
4.12 Vrsta valjanosti	-0.05	-	-0.05		Isključeno.	
4.13 Izvor procjene valjanosti	-0.10	-	-0.07		Isključeno.	
4.14 Spomenuta heritabilnost	0.77	-	0.89	0.88	-	0.88
4.15 Heritabilnost	-	0.74	0.89	-	0.81	0.81
4.16 Heritabilnost (m)	-	-	-	-	1.00	0.81
4.17 Heritabilnost (ž)	-	-	-	-	1.00	0.81
4.18 Metoda izračunavanja heritabilnosti	0.77	-	0.89	0.88	-	0.88

Čestica	10 izvora			26 izvora		
	$L(\kappa)$	$r_I$	$Ka$	$L(\kappa)$	$r_I$	$Ka$
4.19 $M$ na crti ličnosti	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			-	0.72	0.72
4.20 $SD$ na crti ličnosti	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			-	0.72	0.72
4.21 $M$ na crti ličnosti (m)	-	0.96	0.97	-	0.96	0.96
4.22 $SD$ na crti ličnosti (m)	-	0.96	0.97	-	0.96	0.96
4.23 $N$ ispitanika (m)	-	0.94	0.94	-	0.94	0.94
4.24 $M$ na crti ličnosti (ž)	-	0.96	0.97	-	0.96	0.96
4.25 $SD$ na crti ličnosti (ž)	-	0.96	0.96	-	0.96	0.96
4.26 $N$ ispitanika (ž)	-	0.94	0.92	-	0.94	0.94
4.27 $M$ na crti ličnosti, idealni partneri	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
4.28 $SD$ na crti ličnosti, idealni partneri	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
4.29 $M$ na crti ličnosti, idealni partneri (m)	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
4.30 $SD$ na crti ličnosti, idealni partneri (m)	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
4.31 $N$ ispitanika (m), idealni partneri	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
4.32 $M$ na crti ličnosti, idealni partneri (ž)	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
4.33 $SD$ na crti ličnosti, idealni partneri (ž)	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
4.34 $N$ ispitanika (ž), idealni partneri	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
4.35 Broj vrsta veličina efekata	-	0.42	0.44	-	0.79	0.95
5.1 Vrsta veličine efekta	1.00	-	1.00	0.92	-	0.92
5.2 Veličina efekta (OS)	-	1.00	0.74	-	0.93	0.94
5.3 Varijabilitet u veličini efekta (OS)	-	1.00	1.00	-	0.60	0.59
5.4 Veličina uzorka (OS)	-	0.74	0.89	-	0.90	0.96
5.5 Značajnost veličine efekta (OS)	0.84	-	0.84	0.98	-	0.98
5.6 Smjer veličine efekta (OS)	0.50	-	0.49	0.88	-	0.87
5.7 Sličnost (SP)	0.68	-	0.69	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
5.8 Veličina efekta (SP)	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
5.9 Varijabilitet u veličini efekta (SP)	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
5.10 Veličina uzorka (SP)	-	0.00	-0.12	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		



Čestica	10 izvora			26 izvora		
	$L(\kappa)$	$r_I$	$Ka$	$L(\kappa)$	$r_I$	$Ka$
5.11 Značajnost veličine efekta (SP)	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
5.12 Sličnost uz kontrolu SA	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
5.13 Veličina efekta (SA)	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
5.14 Varijabilitet u veličini efekta (SA)	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
5.15 Značajnost veličine efekta (SA)	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
5.16 Sličnost uz kontrolu dobi	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			1.00	-	1.00
5.17 Veličina efekta (kontrola dobi)	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			-	1.00	1.00
5.18 Varijabilitet u veličini efekta (kontrola dobi)	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
5.19 Značajnost veličine efekta (kontrola dobi)	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			0.92	-	0.92
5.20 Sličnost uz kontrolu trajanja veze	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			0.33	-	0.46
5.21 Veličina efekta (kontrola trajanja veze)	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.				0.48	0.47
5.22 Varijabilitet u veličini efekta (kontrola trajanja veze)	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
5.23 Značajnost veličine efekta (kontrola trajanja veze)	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			1.00	-	0.48
5.24 Sličnost uz kontrolu obrazovanja	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			0.98	-	0.98
5.25 Veličina efekta (kontrola obrazovanja)	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.				1.00	1.00
5.26 Varijabilitet u veličini efekta (kontrola obrazovanja)	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
5.27 Značajnost veličine efekta (kontrola obrazovanja)	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			0.96	-	0.96
5.28 Sličnost uz kontrolu drugih varijabli	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			0.81	-	0.82
5.29 Veličina efekta (kontrola drugih varijabli)	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.				0.82	0.82
5.30 Varijabilitet u veličini efekta (kontrola drugih varijabli)	-	0.50	0.50	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
5.31 Značajnost veličine efekta (kontrola drugih varijabli)	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			0.82	-	0.83
5.32 Korelacija s drugim varijablama 1	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
5.33 Korelacija s drugim varijablama 2	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
5.34 Korelacija s drugim varijablama 3	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		

Čestica	10 izvora			26 izvora		
	$L(\kappa)$	$r_I$	$Ka$	$L(\kappa)$	$r_I$	$Ka$
5.35 Veličina efekta (IS)	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
5.36 Varijabilitet u veličini efekta (IS)	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
5.37 Veličina uzorka (IS)	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
5.38 Značajnost veličine efekta (IS)	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
5.39 Smjer veličine efekta (IS)	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
5.40 Veličina efekta (IS, m)	-	0.97	0.80	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
5.41 Varijabilitet u veličini efekta (IS, m)	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
5.42 Veličina uzorka (IS, m)	-	0.97	0.98	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
5.43 Značajnost veličine efekta (IS, m)	0.74	-	0.77	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
5.44 Smjer veličine efekta (IS, m)	0.95	-	0.95	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
5.45 Veličina efekta (IS, ž)	-	0.97	0.98	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
5.46 Varijabilitet u veličini efekta (IS, ž)	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.			Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
5.47 Veličina uzorka (IS, ž)	-	0.97	0.98	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
5.48 Značajnost veličine efekta (IS, ž)	0.74	-	0.77	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		
5.49 Smjer veličine efekta (IS, ž)	0.95	-	0.95	Nije bilo moguće izračunati jer su varijable konstante.		

*Napomena.* U rednom broju čestice znamenka ispred točke označava razinu na kojoj se čestica nalazi, pri čemu brojevi znače: 1 – razina izvora; 2 – razina uzorka; 3 – razina crte; 4 – razina metode procjene; 5 – razina veličine efekta.  $L(\kappa)$  - Lighteov Kappa koeficijent;  $r_I$  - intraklasni koeficijent korelacije;  $Ka$  - Krippendorfov alfa koeficijent; \* - premalo slučajeva za analizu;  $M$  - aritmetička sredina;  $SD$  - standardna devijacija; *min* - minimalna vrijednost; *max* - maksimalna vrijednost;  $N$  - broj ispitanika;  $OS$  - ostvarena sličnost, odnosno sličnost parova;  $IS$  - idealna sličnost, odnosno sličnost između ispitanika i njegovog/njenog idealnog partnera;  $SP$  - slučajni parovi;  $SA$  – stereotipna točnost;  $m$  - muškarci;  $ž$  – žene.

### Privitak 3. Šire kategorije crta ličnosti u koje su grupirane specifične dimenzije

Kategorija	Uključene crte ličnosti	Opis/definicija
Agresivnost/hostilnost	Agresivnost, hostilnost, ljutnja, svadljivost	Potreba za kritiziranjem drugih; negativne emocije prema drugim ljudima; ljutnja, hostilnost i spremnost na sukob; cinizam i nepovjerenje; uživa u nasilju i nanošenju štete stvarima i ljudima.
Autistične crte	Kvocijent autističnog spektra, autistični fenotip	Karakteristike autističnog spektra; deficiti u socijalnim aspektima jezika; problemi u socijalnim vještinama, komunikaciji, obraćanju pažnje na detalje, preusmjeravanju pažnje i imaginaciji; sposobnost uključivanja u recipročne socijalne situacije; manjak interesa za ili uživanja u socijalnim interakcijama.
Autonomija	(Emocionalna) autonomija, potreba za autonomijom, potreba za ovisnošću, neovisnost, emocionalno oslanjanje, samodostatnost, socijalna apsorpcija, socijalna individuacija	Osoba se ne oslanja na druge, nije ovisna. Samopoštovanje ne ovisi o mišljenju drugih. Sposobnost samostalnog davanja smisla vlastitom životu, postavljanja ciljeva i donošenja odluka. Potreba za slobodom od obveza. Stupanj psihološke odvojenosti od drugih.
Autoritarnost	(Desničarska) autoritarnost, tolerancija	Rigidnost, manjak tolerancije i tendencija osuđivanja, odbacivanja i kažnjavanja onih koji krše konvencionalna pravila.
Ekstraverzija/ surgencija/ energija	Ekstraverzija, introverzija, aktivnost, socijalna nelagoda, društvenost, socijabilnost, socijalna inhibicija, sramežljivost, surgencija, energija,	Energičnost, druželjubivost i samopouzdanost. Općenito veća zastupljenost pozitivnih emocija u interakciji s okolinom, osobito socijalnom. Osoba nije sramežljiva, voli društvo i radije je s ljudima nego sama. Prijateljski nastrojen i dobrog raspoloženja.
Emocionalna ekspresivnost	Emocionalna ekspresija, emocionalna regulacija, ekspresija/supresija ljutnje	Mjera u kojoj uobičajeno izražavaju emocije općenito, specifičnu kategoriju emocija (pozitivne/negativne) ili specifične emocije (npr. ljutnju).
Emocionalna inteligencija	Emocionalna inteligencija <sup>a</sup>	Percepcija vlastitih sposobnosti i karakteristika za percipiranje, izražavanje, razumijevanje i upravljanje emocijama, osobito u emocionalno nabijenim situacijama.
Femininost	Femininost, ekspresivnost	Atributi karakteristični za žene; interpersonalna osjetljivost, toplina, ekspresivnost, verbalna pasivna agresivnost, podložnost.
Fleksibilnost	Fleksibilnost, (bihevioralna) rigidnost, tvrdoglavost	Fleksibilnost u privikavanju na nove i nepoznate socijalne situacije, promjene u okolini; lakoća prebacivanja s jednog zadatka na drugi; tvrdoglavost.

<b>Kategorija</b>	<b>Uključene crte ličnosti</b>	<b>Opis/definicija</b>
Interpersonalna povezanost	Interpersonalna povezanost	Faktor ličnosti specifičan za kinesku kulturu. Temelji se na važnosti odnosa te interpersonalnoj isprepletenosti.
Introspektivnost	Introspektivnost, potreba za intracepcijom, samosvijest	Sklonost osobe da obraća pažnju i istražuje sebe i druge, refleksivnosti, introspekciji. Potreba za analiziranjem ponašanja i osjećaja drugih ljudi.
Iskrenost-poniznost	Iskrenost-poniznost, arogancija, proračunatost, poniznost, privatnost, potreba za poniženjem, naivnost, skromnost, sebičnost, iskrenost/autentičnost, autentičnost	Tendencija osobe prema pravednosti i autentičnosti u ophođenju s drugima, sklonost suradnji čak i u situacijama koje dozvoljavaju nekažnjenu eksploataciju; sklonost preuzimanju krivnje; manjak sklonosti hvalisanju, proračunatosti i zavaravanju drugih.
Jutarnjost-večernjost	Jutarnjost-večernjost	Individualna razlika koja odražava preferirano vrijeme za ciklus buđenja i spavanja, kao i različite zadatke koji zahtijevaju napor. Ekstremi predstavljaju jutarnji (preferira rano lijeganje i buđenje te je najproduktivniji ujutro) i večernji tip (preferira kasno lijeganje i buđenje te je najproduktivniji popodne, predvečer ili kasno u noći).
Konformizam	Konformizam, potreba za poštovanjem	Potreba za konformiranjem pravilima, običajima i ljudima; prihvaćanje društva kakvo jest, traženje prihvaćanja od strane drugih te zamjerenje drugima koji se ne konformiraju.
Ličnost	Interpersonalne kvalitete, različite karakteristike	Različite karakteristike koje su dovoljno široke da se može smatrati da odražavaju većinu ili sve važne dimenzije ličnosti istovremeno.
Ličnost (DOTS-R)	Ličnost (DOTS-R)	Ličnost mjerena upitnikom DOTS-R (Windle i Lerner, 1986).
Ličnost (TT)	Ličnost (TT)	Općenitiji faktor ličnosti koji obuhvaća psihopatiju, narcizam i makijavelizam.
Ličnost (EASI)	Ličnost (EASI)	Ličnost mjerena upitnikom EASI III (Buss i Plomin, 1975, 1984).
Ličnost (FFM)	Ličnost (BFI, BFI-2, BSRI, CPAI, IPIP, MIDI, NEO, NEO-PI-R Q-sort, Saucier, NEO-FFI), pozitivnost	Crte Petofaktorskog modela mjerene različitim upitnicima koji su ili osmišljeni za njihovo mjerenje ili su u tu svrhu prilagođeni.
Ličnost (potrebe)	Ličnost (potrebe)	Ličnost mjerena metodama za procjenu potreba iz Murrayeve sheme potreba.
Ličnost (raspoloženje)	Ličnost (raspoloženje)	Ličnost mjerena upitnikom PANAS-TF (Watson, Clark i Tellegen, 1988).
Ličnost (Tellegen)	Ličnost (Tellegen)	Ličnost mjerena upitnikom MPQ (Tellegen, 1982).

<b>Kategorija</b>	<b>Uključene crte ličnosti</b>	<b>Opis/definicija</b>
Lokus kontrole	Lokus kontrole	Generalizirano očekivanje da su životni ishodi pod internalnim naspram eksternalnih uzroka.
Ljubomora	(Reaktivna, anksiozna, preventivna) ljubomora	Skлонost doživljavanju ljubomore.
Makijavelizam	Makijavelizam, manipulativnost, cinizam	Skлонost interpersonalnoj manipulaciji, cinizmu, utilitarnoj moralnosti, eksploataciji te vjerovanju u bazično sebičnu ljudsku prirodu.
Maskulinitet	(Psihološka) maskulinitet, instrumentalnost	Atributi karakteristični za muškarce; ambicioznost, asertivnost, dominantnost, neovisnost, kompetitivnost, hvalisavost, kompetitivnost; interesi tipični za muškarce.
Maskulinitet-femininitet	(Kognitivna) maskulinitet-femininitet	Maskulinitet i femininitet izražene na jednoj bipolarnoj skali.
Napetost	Napetost	Opuštenost, strpljivost naspram napetosti, visoke energije.
Narcizam	(Seksualni) narcizam, antagonizam, egzibicionizam, osjećaj povlaštenosti	Osjećaji povlaštenosti, superiornosti, očekivanje posebnog tretana, pretjerano grandiozno poimanje sebe, skлонost iskorištavanju i ponižavanju drugih, manjak empatije, egocentričnost. Kada se radi o seksualnom narcizmu, ove se karakteristike primjenjuju na seksualnu domenu.
Negativan temperament	Negativan temperament	Stupanj u kojem osoba doživljava svijet kao prijeteće i problematično mjesto.
Neuroticizam/ emocionalna stabilnost/ negativna afektivnost	Neuroticizam, emocionalna stabilnost, izbjegavanje štete, (socijalna) anksioznost, nervoza, emocionalnost, negativna afektivna stanja, neurotična tendencija, emocionalna disregulacija, negativan afekt, unutarnja nelagoda, ćudljivost, labilnost, (psihološka stabilnost), afektivna nestabilnost, stresna reakcija, bojažljivost, negativno raspoloženje, interpretacijska pristranost, depresivnost	Temeljna dimenzija ličnosti koja se uglavnom odnosi na skлонost doživljavanja negativnih emocija, ali i sniženoj sposobnosti kontroliranja impulsa te nošenja sa stresom; skлонost iracionalnim idejama; snižena kontrola nad emocionalnim doživljavanjem i izražavanjem; bojažljivost i opreznost; inhibiranost u socijalnim situacijama; preferencija prema sigurnosti.
Objektivnost	Objektivnost, osjetljivost, mišljenje-osjećaji, prosuđivanje-opažanje, potreba za kognitivnom strukturom	Skлонost prema preciznosti i donošenju zaključaka na temelju logičke i/ili činjenične analize.

<b>Kategorija</b>	<b>Uključene crte ličnosti</b>	<b>Opis/definicija</b>
Osjetljivost	Osjetljivost, otuđenje, potreba za obranom, ranjivost	Sklonost nepovjerenju, uvredljivost, osjećaju viktimizacije; loše prihvaća kritiku, osobi se lako povrijede osjećaji, loše prihvaća kritiku.
Otvorenost/ intelekt/ autonomija	Otvorenost (za iskustva), intelekt(-otvorenost), autonomija, aporpcija, apstraktnost, intelektualna efikasnost, intelektualne vrline, intelektualni interesi, inteligencija, interes za putovanja, kreativni temperament, maštovitost, znatiželja, osjetila-intuicija, rasuđivanje, umjetnički interesi	Individualne razlike u strukturi i funkciji uma; karakterizana kreativnošću, umjetničkim interesima, otvorenosti za iskustva, intelektualnim interesima, liberalnošću; perceptivnost, znatiželja, sklonost apstraktnom mišljenju; zamjećuje i cijeni ljepotu, vještinu i vrlinu; intenzivno doživljava senzorna iskustva.
Ovisnost o nagradi	Ovisnost o nagradi	Sklonost intenzivnoj reakciji na nagradu u obliku sentimentalnosti, socijalne povezanosti, zavisnosti i odobravanja drugih.
Ovisnost-neovisnost o polju	Kognitivni stil, ovisnost-neovisnost o polju	Stupanj u kojem je ponašanje determinirano internalnim, odnosno eksternalnim faktorima.
Paranoja	Paranoja	Ideje proganjanja, eksternalizacija, sklonost zamjeranju, osjetljivost, emocionalna labilnost.
Perfekcionizam	Perfekcionizam, potreba za postignućem	Sklonost postavljanju iznimno visokih osobnih standarda koji mogu rezultirati nelagodom pri nedostizanju tih standarda ili zanemarivanju socijalnih aspekata.
Poduzetnost/ dominantnost	(Socijalna) dominantnost, ambicioznost, kapacitet za status, kontrola, submisivnost, potencijal za vodstvo, potreba za dominacijom, socijalna moć, socijalna odvažnost, socijalna potentnost, vodstvo	Dominantnost, sposobnost utjecanja na i kontroliranja ponašanja drugih, potreba za postizanjem visokog statusa; asertivnost, marljivost, samo-disciplina, ustrajnost.
Poduzetnost-zajedništvo	Implicitna poduzetnost-zajedništvo	Poduzetnost i zajedništvo izražene na jednoj bipolarnoj dimenziji.
Potreba za heteroseksualnošću	Potreba za heteroseksualnošću	Potreba osobe da bude povezivana s i privlačna članovima suprotnog spola.
Potreba za pažnjom	Potreba za pažnjom	Potreba osobe da bude u centru pažnje.
Povjerljivost	Povjerljivost, sumnjičavost, opreznost	Sklonost osobe prema povjerenju u druge ljude, općenito smatra ljude iskrenima i dobronamjernima.

<b>Kategorija</b>	<b>Uključene crte ličnosti</b>	<b>Opis/definicija</b>
Pozitivna afektivnost	Pozitivan temperament, optimizam, blagostanje, sreća, pozitivna emocionalnost, pozitivan afekt, pozitivno raspoloženje, veselje, uгода-neugoda,	Krossituacijska sklonost doživljavanju pozitivnih emocija; optimizam.
Psihopatija/ psihoticizam	Psihopatija, antisocijalne crte/ponašanja, karakteristike antisocijalne ličnosti, odvojenost, psihopatska devijacija, psihoticizam	Interpersonalna neosjetljivost, hladnoća, manjak empatije i anksioznosti, antisocijalne tendencije, impulzivno traženje uzbuđenja; cinizam; nepovjerenje, sumnjičavost, povlačenje.
Religioznost/duhovnost	Religioznost, duhovnost, religijska posvećenost, samotranscedentnost, religiozna vjerovanja	Percipirana važnost vjere/duhovnosti u životu osobe; učestalost sudjelovanja u vjerskim aktivnostima; centralnost religije/duhovnosti u životu osobe; percepcija utjecaja religije/duhovnosti na život osobe.
Samopoštovanje	Samopoštovanje, samoprihvatanje	Procjena, odnosno stav koji osoba ima prema sebi, globalni ili specifičan za domenu; stupanj u kojoj osoba procjenjuje vlastitu vrijednost.
Savjesnost/ kontrola/ (dez)inhibicija	Savjesnost, kontrola, impulzivnost/dezinhibicija, ambiciozan, karakterne vrline (prmišljenost, samoregulacija, ustrajnost), lijen-marljiv, (niska) samokontrola, odgovornost, oprezan-sponatan, organizacija ega, orijentiranost na posao, osjećaj dužnosti, perfekcionizam, potreba za redom, potreba za izdržljivošću, promišljenost, pouzdanost, refleksivnost-impulzivnost, samousmjerenost, svijest o pravilima, ulaganje mnogo truda u aktivnosti, urednost, usmjerenost na zadatak, ustrajnost, voli preuzimati odgovornost	Skлонost kontroli impulsa koja facilitira zadatku i cilju usmjerenom ponašanje; planiranje, organiziranost, točnost; ustrajnost, pouzdanost, marljivost, odgovornost, usmjerenost na zadatak; reguliranje vlastitog ponašanja; potreba za redom.
Socijalno poželjno odgovaranje	(Socijalna) poželjnost, skala korekcije, skala laganja	Skлонost davanju socijalno poželjnih odgovora, odnosno da se predstavljaju u pozitivnom svjetlu.
Socioseksualnost	Socioseksualnost, seksualna permisivnost	Individualne razlike koje odražavaju spremnost na spolne odnose bez prethodne bliskosti i predanosti.

<b>Kategorija</b>	<b>Uključene crte ličnosti</b>	<b>Opis/definicija</b>
Tip A ličnosti	Tip A ličnosti, u žurbi, brzo jede, naglašeno kompetitivan,	Skupina međusobno povezanih ponađanja i emocionalnih sklonosti koje su karakterizirane osjećajem žurnosti, težnjom postignuću, kompetitivnosti i agresivnosti.
Tradicionalizam	Tradicionalizam, otvorenost za promjene, konvencionalni običaji	Konvencionalnost, visoki moralni standardi, prihvaća religijske vrijednosti i institucije, vidi roditelje u pozitivnom svjetlu, zagovara stroge odgojne metode, vrednuje konvencionalne vrijednosti, stavlja važnost na reputaciju, protivi se buntovništvu i neograničenoj slobodi izražavanja, osuđuje sebično zanemarivanje drugih; zatvorenost za promjene, preferira poznato.
Traženje novosti	Traženje novosti	Sklonost traženju (novih) podražaja, uključuje impulzivnost, ekstravaganciju, neurednost, aktivno izbjegavanje monotonije. Na nove podražaje, potencijalne nagrade i kazne reagira s eksplorativnim ponašanjima.
Traženje uzbuđenja	Traženje uzbuđenja, potreba za promjenom, preferira poznato - preferira novo	Individualna razlika karakterizirana traženjem različitih, novih, složenih i intenzivnih podražaja i iskustava te spremnost na različite rizike u procesu.
Zaigranost	Zaigranost	Individualna razlika koja se odnosi na vještinu percipiranja svakodnevnih situacija na način da su doživljene kao zabavne i/ili intelektualno stimulirajuće i/ili osobno zanimljive.
Zajedništvo/toplina	Ugodnost, afilijacija, empatija, hladnoća, interpersonalna afektivnost, interpersonalne vrline (ljubav, ljubaznost, socijalna inteligencija), kooperativnost, ljubaznost, njegovanje, prihvaćanje, odnosi s ljudima, popustljivost, potreba za njegovanjem, potreba za odnosima, pripadanje, rezerviranost, socijalna bliskost, socijalna intimnost, srdačnost, toplina, timski rad	Prosocijalna orijentacija, sklonost altruizmu, povjerenju, skromnosti, empatiji; velikodušnost, potreba za dubokim odnosima; suradljivost i uljudnost; potreba za ugađanjem drugima.
Živahnost	Živahnost	Stupanj u kojem je osoba enzuzijastična, spontana i puna života.

a. Emocionalna inteligencija konceptualizirana je kao crta ličnosti, a ne sposobnost.



## 10. ŽIVOTOPIS AUTORA S POPISOM OBJAVLJENIH RADOVA

Nermina Mehić rođena je 1989. godine u Osijeku, gdje je 2014. godine završila studij psihologije pri Filozofskom fakultetu. Diplomirala je na temu „Heuristike kao temelj moralnog prosuđivanja“ pod mentorstvom prof. dr. sc. Igora Karduma. Od siječnja 2015. do rujna 2016. bila je zaposlena kao asistent na Odsjeku za psihologiju Filozofskog fakulteta u Rijeci. U tom je razdoblju sudjelovala u izvođenju nastave iz kolegija Teorije ličnosti, Psihologija ličnosti, Emocije, Motivacija i Evolucijska psihologija. Od listopada 2016. do prosinca 2018. bila je zaposlena kao stručna suradnica u Centru za primijenjenu psihologiju Odsjeka za psihologiju Filozofskog fakulteta u Rijeci. Sudjelovala je u operativnom provođenju istraživanja i koordinaciji stručnih suradnika iz škola obuhvaćenih istraživanjem na projektu „Znanstveno istraživanje učinaka provedbe projekta e-Škole: Uspostava sustava razvoja digitalno zrelih škola (pilot projekt)“ voditelja prof. dr. sc. Zorana Sušnja. Od siječnja 2019. do danas zaposlena je u Odjelu za ljudske potencijale HAMAG-BICRO-a. Od 2018. godine aktivna je suradnica na projektu „Efekti ličnosti, emocija i socijalnih procesa u interpersonalnom kontekstu“ voditelja projekta prof. dr. sc. Igora Karduma. Do sada je objavila šest znanstvenih radova i dva poglavlja u knjigama, a aktivno je sudjelovala na šest međunarodnih i domaćih znanstvenih ili stručnih skupova.

## Popis objavljenih radova

- Kardum, I., Hudek-Knežević, J., Mehić, N. i Shackelford, T. K. (2020). Predicting mate retention behaviors from five-factor personality traits: A dyadic approach. *Personality and Individual Differences*, 163, 110069. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2020.110069>
- Kardum, I., Hudek-Knežević, J. i Mehić, N. (2019). Dark Triad traits and mate retention behaviors in romantic couples: The Actor–partner interdependence model. *Evolutionary Psychology*, 17(4), 1474704919887703. <https://doi.org/10.1177%2F1474704919887703>
- Kardum, I., Hudek-Knezevic, J., Mehic, N. i Pilek, M. (2018). The effects of similarity in the dark triad traits on the relationship quality in dating couples. *Personality and Individual Differences*, 131, 38–44. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2018.04.020>
- Kardum, I., Hudek-Knezevic, J., Gračanin, A. i Mehic, N. (2017). Assortative mating for psychopathy components and its effects on the relationship quality in intimate partners. *Psihologijske Teme*, 26(1), 211–239. <https://doi.org/616.89-008.485>
- Hudek-Knežević, J., Kardum, I. i Mehić, N. (2016). Dark Triad traits and health outcomes: An exploratory study. *Psychological Topics*, 25(1), 129-156.
- Mehić, N. i Kardum, I. (2016). Eksperimentalna provjera uloge heuristika u moralnom prosuđivanju. *Psihologijske teme*, 25, 381-403.

## Popis objavljenih poglavlja u knjigama

- Kardum, I., Hudek-Knezevic, J. i Mehic, N. (2019). Assortative mating. U T. K. Shackelford i V. A. Weekes-Shackelford (Ur.), *Encyclopedia of Evolutionary Psychological Science*. Cham: Springer International Publishing. [https://doi.org/10.1007/978-3-319-16999-6\\_3853-1](https://doi.org/10.1007/978-3-319-16999-6_3853-1)
- Kardum, I., Hudek-Knežević, J., Mehic, N. (2018). Personality and mate poaching. U T. Shackelford i V. Weekes-Shackelford (Ur.) *Encyclopedia of Evolutionary Psychological Science*. Cham: Springer International Publishing. [https://doi.org/10.1007/978-3-319-16999-6\\_1750-1](https://doi.org/10.1007/978-3-319-16999-6_1750-1)