

TARTU ÜLIKOOL

LOODUS- JA TÄPPISTEADUSTE VALDKOND

MATEMAATIKA JA STATISTIKA INSTITUUT

Maarja Mustimets

**Sotsiaalselt soovitava vastamise uurimine
kinnitava faktoranalüüsi meetodil**

Matemaatiline statistika

Bakalaureusetöö (9 EAP)

Juhendajad: Kenn Konstabel, PhD

Mare Vähi, MSc

TARTU 2022

SOTSIAALSELT SOOVITAVA VASTAMISE UURIMINE KINNITAVA FAKTORANALÜÜSI MEETODIL

Bakalaureusetöö

Maarja Mustimets

Lühikokkuvõte

Isiksuseküsimustikele vastamisel võib isiku vastamisstiil mõjutada tema vastuseid küsimustiku väidetele. Üks stiil on sotsiaalselt soovitav vastamine ehk vastuste moonutamine sotsiaalselt eelistatud suunas. Bakalaureusetöö eesmärk on kinnitava faktoranalüüsi meetodil uurida sotsiaalselt soovitavat vastamist kõiki väiteid mõjutava üldfaktorina.

CERCS teaduseriala: P160 Statistika, operatsioonanalüüs, programmeerimine, finants- ja kindlustusmatemaatika.

Märksõnad: Isiksus, sotsiaalselt soovitav vastamine, kinnitav faktoranalüüs.

INVESTIGATING SOCIALLY DESIRABLE RESPONDING WITH CONFIRMATORY FACTOR ANALYSIS

Bachelor thesis

Maarja Mustimets

Abstract

Respondents' answers to personality inventories may be affected by the their response style. One such style is socially desirable responding: distorting answers toward the socially desirable direction. The aim of this bachelor thesis is to use confirmatory factor analysis to investigate socially desirable responding as a global factor affecting all inventory items.

CERCS research specialisation: P160 Statistics, operation research, programming, actuarial mathematics.

Key Words: Personality, socially desirable responding, confirmatory factor analysis.

Sisukord

Sissejuhatus	4
1 Töö mõisted	5
1.1 Viie faktori mudel	5
1.1.1 NEO PI-3 küsimustik	6
1.2 Vastamisstiilid	7
1.2.1 Sotsiaalne soovitus	7
1.2.2 Sotsiaalse soovitususega arvestamine	8
2 Metoodika	9
2.1 Struktuurivõrrandite mudelid	9
2.1.1 Hindamismeetodi valik	10
2.1.2 Sobitusindeksid	11
2.1.3 Kinnitav faktoranalüüs	12
2.1.4 Bifaktormudel	13
2.2 Andmed	14
2.2.1 Isiksuseküsimustiku vastused	14
2.2.2 Väidete sotsiaalse soovitususe eksperthinnangud	15
3 Analüüs	16
3.1 Töö käik	16
3.1.1 Töös kasutatav mudel	16
3.1.2 Väidete valik	18
3.1.3 Sotsiaalselt soovitava vastamise hindamine ja fikseerimine	18

3.1.4	Neurootilisuse faktorlaadungite korrigeerimine	19
3.2	Tulemused	20
3.2.1	Mudelite sobivused	20
3.2.2	Hinnangud sotsiaalselt soovitava vastamise mõjule	22
3.2.3	Hinnangute kooskõla eksperthinnangutega	23
	Kokkuvõte	26
	Kasutatud allikad	27

Sissejuhatus

Isiksusepsühholoogias kasutatakse inimeste iseloomu hindamiseks küsimustikke, milles inimene vastab n -pallisel skaalal nõusoleku määraga väidetele nagu „teen harva rutakaid otsuseid“ ja „mulle ei meeldi lugeda luulet, sest see on liiga igav“. Enda või tuttava iseloomu hinnates pole vastaja mõjutatud mitte ainult teadmistest subjekti iseloomu kohta, vaid ka vastamisstiilist. Vastamisstiiliga arvestamine aitab vältida vastuste moonutatust ja teha täpsemaid järeldusi inimese iseloomu kohta. Üks stiilidest, sotsiaalselt soovitatav vastamine, on kalduvus anda vastuseid sotsiaalselt eelistatud omaduse suunas. (Helses, 2000)

Selle mõju arvestamiseks kasutatakse mitmeid sotsiaalselt soovitatavat vastamise kalduvust tuvastavaid küsimustikke, mida vastaja võib täita koos isiksuseküsimustikuga. Üheks alternatiiviks on iga väite sisulise sotsiaalse soovitavuse arvestamine vastuste analüüsil. Väite sisu sotsiaalse soovitavuse hindamiseks kasutatakse näiteks ekspertide (mittepsühholoogide) hinnanguid. (Konstabel, Aavik ja Allik, 2006) Sotsiaalselt soovitava vastamise mõju saab vaadata ka kui kõikide väidete vastuseid mõjutavat üldfaktorit (Helses, 2000).

Käesoleva töö raames uuritakse kinnitava faktoranalüüsi toel sotsiaalselt soovitava vastamise üldfaktori mõju väidete vastustele, võrreldakse mudelite põhjal saadud sotsiaalselt soovitava vastamise mõju hinnanguid eksperthinnangutega ning hinnatakse eksperthinnangute sobivust sotsiaalselt soovitava vastamise mõju faktorlaadungitena kinnitava faktoranalüüsi mudelis. Analüüs teostatakse eestikeelse NEO PI-3 isiksuseküsimustiku kohta ja andmestikeks on ekspertide paneeli hinnangud väidete sotsiaalse soovitavuse kohta ning vabatahtlike geenidoonorite poolt täidetud isiksuseküsimustikud.

1 Töö mõisted

1.1 Viie faktori mudel

Järgnev alapeatükk on kirjutatud Allik, Realo ja Konstabel (2003) raamatu „Isiksusepsühholoogia“ põhjal.

Isiksusepsühholoogias kasutatakse inimese iseloomu kirjeldamiseks iseloomuomadusi ehk seadumusi, mis on „inimese suhteliselt püsiv[ad] kalduvus[ed] .. sarnastes olukordades kindlal viisil mõelda, tunda ja käituda“ ning avalduvad inimeste vaheliste erinevustena. Kalduvused võivad olla üsna spetsiifilised (harjumus süües kiirustada) või situatsiooniülesed (kalduvus inimeste usaldamisele), kuid neid saab sarnasuse alusel hierarhiliselt organiseerida. Iseloomuomaduste klassifitseerimisel on eri meetoditel korduvalt jõutud tulemuseni, et need koonduvad viieks peamiseks omaduseks. Enimkasutatud klassifikatsioon on Suur Viisik ehk viie faktori mudel, mille peamisteks dimensioonideks ja nende alaskaaladeks on:

- Neurootilisus (N, *Neuroticism*) - ärevus, vaenulikkus, masendus, enesekontroll, impulsiivsus, haavatavus;
- Ekstravertsus (E, *Extraversion*) - soojus, seltsivus, kehtestavus, aktiivsus, seiklusjanu, positiivsed emotsioonid;
- Avatus kogemusele (O, *Openness to Experience*) - avatus fantaasiale, kunstile, tunnetele, tegudele, ideedele, väärtustele;
- Sotsiaalsus (A, *Agreeableness*) - usaldus, siirus, omakasupüüdmatuse, järelandlikkus, tagasihoidlikkus, osavõtlikkus;
- Meelekindlus (C, *Conscientiousness*) - asjatundlikkus, korralikkus, kohusetunne, eesmärgipärasus, enesedistsipliin, kaalutlemine;

Iseloomuomadused pole otseselt mõõdetavad (need on *latentsed*), kuid avalduvad mõtetes ja käitumises, mida on võimalik tähele panna nii isiku lähedastel kui ka isi-

kul endal. Indiviidide iseloomujooni hinnatakse küsimustike abil ning põhimõttel, et sarnastele (ühete omadust puudutavatele) küsimustele või väidetele antud vastuste kogum moodustab üheskoos usaldusväärse mõõtmise. Küsimustele vastamine sõltub (auto)biograafilisest faktimälust - oluline pole üksikute käitumiseepisoodide mäletamine, vaid ajapikku tekkinud arusaam isiku käitumismustritest. Küsimustikud on kulutõhusad ning küsimustiku täitmise situatsioon on hõlpsasti korratav, ka aastate möödudes. Samuti on küsimustike puhul enese ja teiste hinnangute kokkulangevus hea, mis viitab nende võimele kirjeldada tüüpilist käitumist. Sõltuvalt kasutatavast klassifikatsioonist, vanusest ja isiku emakeelest kasutatakse vastavalt sobivat küsimustikku.

1.1.1 NEO PI-3 küsimustik

Isiksuseküsimustik NEO PI-3 abil mõõdetakse isiku iseloomu viie faktori mudeli raamistikus. Isiku enese või teda hästi tundva inimese poolt täidetud küsimustiku tulemuseks on vastused 240 väitele, mis on grupeeritud 8 väite kaupa hindamaks 30 alaskaalat, 6 alaskaalat iga faktori (N, E, O, A, C) kohta. Igale väitele vastatakse tavaliselt 5-pallilisel Likerti skaalal ehk isik märgib oma väitega nõusoleku määra täisarvulise väärtusega 1 kuni 5, kus 1 tähendab tugevat mittenõustumist ja 5 tähendab tugevat nõustumist.

Täiskasvanute hindamiseks mõeldud isiksuseküsimustik NEO PI-3 erineb oma eelkäijast ja tänapäevalgi laialdases kasutuses olevast NEO PI-R küsimustikust selle poolest, et 30 väidet on ümber sõnastatud lihtsamini arusaadavaks ja paremini tõlgendatavaks. Kuna võrreldes NEO PI-R-ga esineb NEO PI-3-s vähem arhailisi ja harvaesinevaid sõnu, siis on NEO PI-3 paremini kasutatav ka nooremate täiskasvanutega ja madalama haridustasemega populatsioonides. (McCrae, Costa ja Martin, [2005](#))

1.2 Vastamisstiilid

Järgneva alapeatüki sisu on kirjutatud Helmes (2000) peatüki „The Role of Social Desirability in the Assessment of Personality Constructs“ põhjal, kui ei ole märgitud teisiti.

Vastamisstiilid on indiviididele omased kalduvused küsimustele ja väidetele vastamisel, mis ei olene küsimuste või väidete sisust. Need kalduvused on ajas stabiilsed ja järjepidevad situatsioonist sõltumata, avaldudes nii enesekohastes testides kui ka teiste isikute kohta vastuseid andes. Seega on vastused isiksuseküsimustele mõjutatud mitte ainult isiku iseloomusätmumustest, vaid ka tema vastamisstiilist. Eri autorid on vastamisstiilide mõju pidanud nii segavaks veaallikaks kui ka sisulist väärtust omavaks konstruktsiks, kuid igal juhul on nende arvesse võtmine väärtuslik kas vea elimineerimise või lisainfo saamise eesmärgil. Üheks vastamisstiili näiteks on kalduvus vastata positiivselt, mis tähendab, et isikul on kalduvus vastata väidetele või küsimustele jaatavalt olenemata nende sisust. Kalduvused vastamisel valida vaid neutraalseid või hoopis äärmuslikke vastusevariante on samuti vastamisstiilid.

1.2.1 Sotsiaalne soovitus

Sotsiaalne soovitus on kooskõlalisus sotsiaalsete normidega, mis võib avalduda nii väidetes endis kui ka inimeste vastustes väidetele. Näiteks väide „teen oma tööd hästi ja tõhusalt“ sisaldab omadust, mida meie ühiskonnas peetakse üsna positiivseks - on võimalik, et selle väite sotsiaalne soovitus on kõrge.

Sotsiaalselt soovitav vastamine on vastuste teadlik või alateadlik moonutamine sotsiaalselt eelistatud omaduse suunas. Kõrge sotsiaalselt soovitava vastamise kalduvusega inimesed annavad vastuseid, mis on nende tõelisest hinnangust sotsiaalselt soovitavas suunas kallutatud, võttes oma vastustes kergemini omaks positiivsed omadused ja eitades negatiivseid omadusi.

1.2.2 Sotsiaalse soovitavusega arvestamine

Koosmõju väidete sotsiaalse soovitavuse ja inimeste sotsiaalselt soovitava vastamise kalduvuse vahel võib vastuste tõlgendamist segada. Selliste mõjude vähendamiseks on peamiselt kolm meetodit: väidete sotsiaalse soovitavuse minimeerimine testi koostamisel, sotsiaalselt soovitava vastamise kontrolli all hoidmine testimissituatsioonis ning sotsiaalselt soovitava vastamise arvesse võtmine analüüsis ja tõlgendamisel.

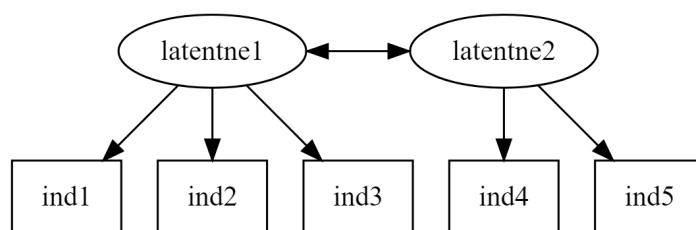
Esimesel juhul kontrollitakse väidete sotsiaalse soovitavuse määra juba küsimustiku koostamisel ning jäetakse alles väited, mis hindavad pigem isiku iseloomujoont kui tema vastamisstiili. Teisel juhul ehk testi läbi viimise ajal vastamisstiili mõju minimeerimiseks kasutatakse näiteks sundvalikut kahe võrdse sotsiaalse soovitavusega omaduse vahel või palutakse vastata „võimalikult ausalt“. Viimaks saab vastamisstiili arvestada analüüsi ja tõlgendamise käigus: küsimustikule lisaks võib administreerida ka sotsiaalselt soovitava vastamise küsimustiku ning selle põhjal arvutatud indeksist lähtudes kaaluda inimese vastuseid vastamisstiili mõju eemaldamiseks; sotsiaalselt soovitava vastamise määra võib eraldada ka statistilisi meetodeid kasutades, näiteks peakomponentanalüüsi (Saar, Aavik ja Konstabel, 2012) või struktuurivõrrandite mudelite abil (Ziegler ja Buehner, 2008; Vecchione ja Alessandri, 2013).

2 Metoodika

Andmeanalüüsiks kasutati statistikaprogrammi R, kusjuures mudelite koostamiseks kasutati R paketi *lavaan* (versioon 0.6-11) kinnitava faktoranalüüsi funktsiooni. Mudelite sobivuse hindamiseks kasutatakse sobitusindekseid CFI ja RMSEA. Mudelite põhjal leitud sotsiaalse soovitava vastamise määra kooskõla eksperthinnangutega hinnatakse Pearsoni korrelatsioonikordajaga r ning võrreldakse ka mudelitel ja eksperthinnangutel põhinevaid väidete sotsiaalse soovitavuse edetabeleid.

2.1 Struktuurivõrrandite mudelid

Struktuurivõrrandite mudelid (SEM) on statistiliste meetodite hulk, mis võimaldab korraga vaadelda paljusid seoseid mitmete sõltuvate ja sõltumatute muutujate vahel. Osa muutujatest võivad olla *latentsed* ehk otseselt mõõdetamatud ning defineeritud hoopis mõõdetud muutujate kaudu. SEM meetodid on oma olemuselt kinnitavad, mitte uurivad, kuna kontrollivad teooria põhjal loodud mudeli kooskõla andmetega. Neid mudeleid on tavapärane esitada diagrammidena, kusjuures mõõdetud muutujad ehk indikaatorid kujutatakse ristkülikutena ning latentsed muutujad ehk faktorid kujutatakse ringide või ovaalidena (nagu kujutab Joonis 1). Seosed muutujate vahel on kujutatud ühe- või kahesuunaliste nooltena: ühesuunaline nool tähistab oletatavat põhjuslikku seost ning kahesuunaline nool kahe muutuja vahelist korrelatsiooni. (Ullman ja Bentler, 2012)



Joonis 1: Lihtne struktuurivõrrandite mudel.

Mõõdetud muutujate dispersioonide ja kovariatsioonide abil hinnatakse mudeli parameetrid, mis sõltuvalt mudelist võivad olla korrelatsioonikoefitsiendid latentsete muutujate vahel, korrelatsioonikoefitsiendid latentsete muutujate ja mõõdetud muutujate vahel ja/või mõõdetud muutujate dispersioonid ja omavahelised kovariatsioonid. Hinnangud leitakse, minimeerides mõõdetud kovariatsioonimaatriksi ja mudeli kovariatsioonimaatriksi erinevust. Korrelatsiooni latentse muutuja ja mõõdetud muutuja vahel nimetatakse faktorlaadungiks, sest latentne muutuja „laadib“ mõõdetava muutuja variatsiivsust; mida suurem faktorlaadung, seda suurema osa muutuja variatiivsusest latentne muutuja kirjeldab. (Ullman ja Bentler, 2012)

2.1.1 Hindamismeetodi valik

Minimeerimismeetodi ehk hindamismeetodi valikul tuleb silmas pidada, et kõik meetodid pole kategooriaalsete tunnuste, jääkide normaaljaotusest kõrvale kaldumiste ja mudelisse kaasamata seoste ilmnemise korral töökindlad. NEO PI-3 vastused ja eksperthinnangud on 5/7-pallilisel Likerti skaalal ehk järjestustunnused, mille puhul sisuline erinevus vastusevariantide vahel ei pruugi vastata kvantitatiivsele erinevusele vastusevariantide väärtuste vahel: näiteks võivad „ei oska öelda“ ja „pigem nõustun“ sisuliselt erineda omavahel rohkem kui „pigem nõustun“ ja „nõustun täielikult“, kuigi mõlemal juhul on vastuste erinevuseks üks pall. Lisaks pole kindel, et iga väite vastused on normaaljaotusega. Sellistel tingimustel pole sageda mini kasutatav suurima tõepära meetod (ML) sobilik, kuid soovitatakse keskmise ja dispersiooniga kohandatud kaalutud vähimruutude meetodi (WLSMV) kasutamist. (Beauducel ja Herzberg, 2006; Tarka, 2017)

WLSMV on vähimruutude meetodi (WLS) modifikatsioon. WLSMV puhul kasutatakse parameetrite hindamiseks funktsiooni

$$F_{\text{WLSMV}} = [s - \sigma(\theta)]^T W_D^{-1} [s - \sigma(\theta)],$$

kus θ on mudeli parameetrite vektor, $\sigma(\theta)$ on vektoriseering elementidest, mis määravad üheselt ära mudelist hinnatud kovariatsioonimaatriksi $\Sigma(\theta)$, W on positiivselt

määratud kaalumatriksi diagonaalmaatriks ja s on vektor, mis sisaldab andmetelt hinnatud statistikute unikaalseid elemente. Lisaks kompenseeritakse keskmise ja dispersiooniga kohandatud hii-ruut statistiku arvutamisel mittetäieliku kaalumatriksi kasutamisega kaasnevat efektiivsuse kadu. Vastav hii-ruut statistik leitakse valemiga

$$\chi_{\text{WLSMV}}^2 = \left[\frac{df'}{\text{trace}(\tilde{U}\tilde{V})} \right] \chi_{\text{WLS}}^2,$$

kus $\tilde{V}$ on täielik kaalumatriks ($\tilde{V} = W$) ning $\tilde{U} = W_D^{-1} - W_D^{-1}\tilde{\Delta}(\tilde{\Delta}'W_D^{-1}\tilde{\Delta})^{-1}\tilde{\Delta}'W_D^{-1}$ (kusjuures $\tilde{\Delta} = \delta\sigma(\hat{\theta})/\sigma\hat{\theta}$); χ_{WLS}^2 on täielikku kaalumatriksit kasutava WLS meetodi hii-ruut hinnang ja df' on lähim täisarv väärtusele

$$df^* = \frac{[\text{trace}(\tilde{U}\tilde{V})]^2}{\text{trace}(\tilde{U}\tilde{V})^2}.$$

(Li, 2016)

2.1.2 Sobitusindeksid

Mudeli sobivuse hindamisel pakuvad huvi mudeli üldine sobivus andmetega ja ka üksikute hinnatud parameetrite olulisused. Üldise mudeli sobivuse hindamiseks kasutatakse sageli sobitusindekseid CFI (*Comparative Fit Index*) ja RMSEA (*root mean square error of approximation*).

CFI kasutab mittetsentraalseid hii-ruut jaotusi mittetsentraalsuse parameetritega τ_i . CFI väärtus leitakse võrreldes andmetelt hinnatud mudelit täiesti sõltumatute muutujatega mudeliga (muutujad pole omavahel korreleeritud). CFI leitakse valemiga

$$\text{CFI} = 1 - \frac{\tau_{\text{hinnatud mudel}}}{\tau_{\text{sõltumatu mudel}}},$$

kus τ sõltub mudeli vabadusastmete arvust ja hii-ruut statistikust:

$$\hat{\tau}_{\text{sõltumatu mudel}} = \chi^2_{\text{sõltumatu mudel}} - df_{\text{sõltumatu mudel}},$$

$$\hat{\tau}_{\text{hinnatud mudel}} = \chi^2_{\text{hinnatud mudel}} - df_{\text{hinnatud mudel}}.$$

CFI sobivuse piiriks võetakse sageli 0,9, nii et sellest väiksemate väärtuste korral loetakse teoreetiline mudel andmetega sobimatuks.

RMSEA võrdleb andmetelt hinnatud mudelit küllastunud mudeliga (kõik muutujad omavahel korreleeritud). RMSEA leitakse valemiga

$$\text{RMSEA} = \sqrt{\frac{\hat{\tau}_{\text{hinnatud mudel}}}{N \cdot df_{\text{hinnatud mudel}}}},$$

kus N on valimi suurus.

RMSEA sobivuse piirina kasutatakse eri allikate põhjal väärtusi vahemikus 0,06 kuni 0,1, nii et piirist suuremate RMSEA väärtuste puhul loetakse teoreetiline mudel andmetega sobimatuks. (Ullman ja Bentler, 2012)

2.1.3 Kinnitav faktoranalüüs

Kinnitav faktoranalüüs (CFA, *confirmatory factor analysis*) on üks SEM meetoditest. Klassikaline ja uuriv faktoranalüüs üritavad kindlaks teha, milliste mõõdetud muutujate ühine kovariatsioon viitab ühisele päritolule ja loob sel moel mõõdetud muutujaid grupeerides faktorid. Kinnitava faktoranalüüsi puhul kontrollitakse teoreetilise mudeliga ette antud faktorite (latentsete muutujate) sobivust nendega seostatud mõõdetud muutujatega ja mudeli üldist sobivust andmetega. CFA puhul on kõik faktorid eksogeensed ehk neil on põhjuslikud seosed vaid enda põhjustatavate mõõdetud muutujatega. (Maruyama, 1998)

Kinnitava faktoranalüüsi puhul saab faktorid esitada summadena

$$Y_1 = p_1 \cdot f_1 + 0 \cdot f_2 + \dots + 0 \cdot f_m + e_1$$

$$Y_2 = p_2 \cdot f_1 + 0 \cdot f_2 + \dots + 0 \cdot f_m + e_2$$

...

$$Y_s = 0 \cdot f_1 + p_s \cdot f_2 + \dots + 0 \cdot f_m + e_s$$

...

$$Y_k = 0 \cdot f_1 + 0 \cdot f_2 + \dots + p_k \cdot f_m + e_k,$$

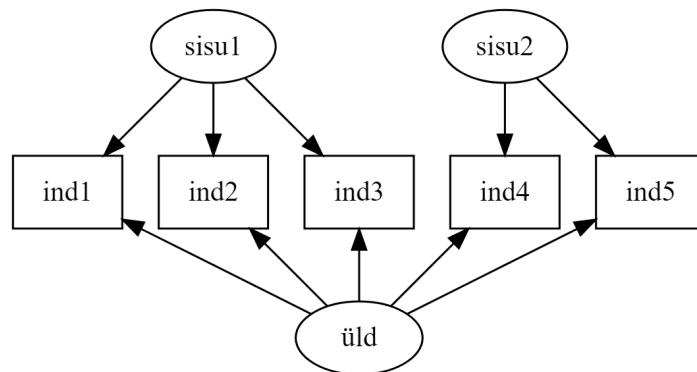
kus $Y_i, i \in \{1, \dots, k\}$ on faktorid, p_i on korrelatsioonikoeffitsiendid, $f_j, j \in \{1, \dots, k\}$ on mõõdetud muutujad ning e_i on jäägid. Maatriksitena saab needsamad summad esitada kujul $Y = Pf + U$. Parameetritele hinnangute leidmiseks lahendatakse $YY^T = Pf f^T P^T + UU^T$, mida tähistatakse ka

$$\Sigma_{YY} = P\Phi P^T + \Psi.$$

(Maruyama, [1998](#))

2.1.4 Bifaktormudel

Bifaktormudel on kinnitava faktoranalüüsi juht, kus mõõdetud muutujad on seotud nii üldfaktoriga kui ka sisufaktoritega. Üldfaktor on kõigil mõõdetud muutujatel ühine ning sisufaktoreid on mitu, olles igaüks seotud vaid teatud hulga mõõdetud muutujatega (nagu kujutab Joonis [2](#)). Bifaktormudelite puhul on oluline, et kõik faktorid oleksid omavahel sõltumatud - see võimaldab mõõdetud muutujate vahelise kovariatiivsuse faktorite vahel maksimaalselt arvesse võtta. (Morin, Myers ja Lee, [2020](#))



Joonis 2: Lihtne bifaktormudel.

2.2 Andmed

Töös kasutatakse kahte andmestikku: vabatahtlike isikute kohta enese ja tuttava poolt vastatud NEO PI-3 isiksuseküsimustikke ning Ausmees *et al.* (2020) uurin-gust pärinevaid psühholoogiahariduseta ekspertide paneeli hinnanguid NEO PI-3 küsimustele.

2.2.1 Isiksuseküsimustiku vastused

Vastajateks on Eesti Geenivaramu biopanga vabatahtlikud geenidoonorid ja nende tuttavad. Kasutatakse anonümiseeritud andmestikku, milles on ainult isiksuseküsi-mustiku vastused ning taustatunnustest tuttava seos isikuga, vanus ja sugu. And-mestikus on ka kood, mis võimaldab seostada enesekohaseid vastuseid tuttavate vastustega, kuid mitte muude andmetega Geenivaramu andmekogus.

Andmestikus on 3640 täiskasvanud isikut, kelle kohta on NEO PI-3 küsimustiku täitnud nii isik ise (keskmine vanus 46,5; 59,6% naised) kui ka üks tema tuttav (keskmine vanus 41,8; 69,4% naised). Iga isiku puhul on 240 väite kohta olemas nii enesekohane kui ka tuttava antud vastus skaalal 0-4, kus 0 tähendab täielikku mittenõustumist ja 4 täielikku nõustumist. Kokku on iga isiku kohta 480 vastust, demograafilised andmed ning info isiku ja tema tuttava vahelise seose kohta. Isiku kohta küsimustikku täitnud tuttav on 46,3% juhtudest isiku abikaasa või elukaas-

lane, 26,9% juhtudest sugulane ning 15,4% juhtudest sõber. Eemaldati kõik kirjed, milles kasvõi üks küsimus oli jäänud vastamata, mistõttu analüüsis kasutatava valimi suurus on 3419.

2.2.2 Väidete sotsiaalse soovitavuse eksperthinnangud

Ekspertide paneelis on 214 psühholoogiahariduseta isikut (keskmine vanus 29,3; 73% naised). Väidete hindamiseks anti paneelile juhend: „Inimeste kirjeldused sisaldavad sageli hinnangulise väärtusega informatsiooni. Mõningaid isiksuseomadusi peetakse teiste inimeste heakskiidu pälvimisel soovitavaks, mõningaid ebasoovitavaks. Kui keegi nõustub selle väitega tugevalt - kas see jätab inimesest hea või halva mulje või on sellega nõustumine teiste heakskiidu pälvimisel neutraalse väärtusega?“ Panelistid andsid hinnanguid 7-pallisel skaalal vahemikus -3 („äärmiselt ebasoovitav“) kuni $+3$ („äärmiselt soovitav“), kusjuures 0 oli neutraalne keskpunkt. (Ausmees *et al.*, 2020)

Analüüsis kasutatavas ekspertide paneeli andmestikus on vastused toodud skaalal 0-6, kus 0 tähendab äärmist ebasoovitavust ja 6 äärmist soovitavust.

3 Analüüs

Analüüsi käigus on esmalt vaja defineerida teoreetiline mudel ja seejärel viia läbi andmeanalüüs.

3.1 Töö käik

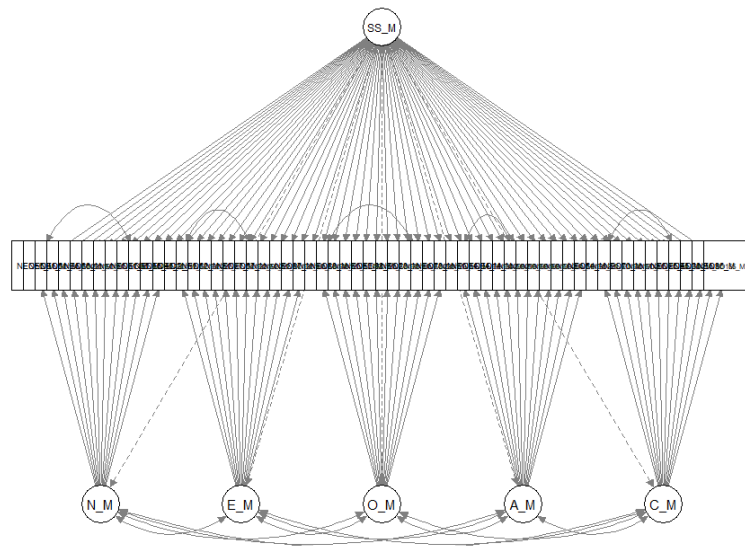
Eksperthinnangute ja isikukohaste vastuste paremaks tõlgendamiseks ja võrdlemiseks teisendati mõlema andmestiku vastused skaalale $[-1, 1]$. Eksperthinnangutes tähistab 0 neutraalset vastust, -1 vastust „äärmiselt ebasoovitav“ ning 1 vastust „äärmiselt soovitav“. Isikukohastes vastustes tähistab 0 neutraalset vastust, -1 väitega täielikku mittenoustumist ning 1 väitega täielikku nõustumist.

Osad NEO PI-3 väited on „pööratud“ ehk väide mõõdab huvipakkuva omaduse vastupidist omadust. Näiteks sisaldab Ekstravertsuse alaskaala Soojus väiteid „ma olen ka võõrastega suheldes avatud ja sõbralik“ ning „mulle ei meeldi eriti inimestega suhelda“. Isiku vastus esimesele väitele on juba esialgsel kujul tema Soojuse indikaator, kuid teise väite puhul peab Soojuse hinnangu saamiseks vastuse pöörama ehk -1 -ga läbi korrutama. Mudeli faktorlaadungite lihtsamaks tõlgendamiseks pöörati kõikide „pööratud“ küsimuste isikukohased vastused ja eksperthinnangud. Sotsiaalse soovitavuse eksperthinnangud iga NEO PI-3 väite kohta leiti ekspertide paneeli vastuste aritmeetilise keskmisena.

3.1.1 Töös kasutatav mudel

Selles töös kasutatakse kinnitava faktoranalüüsi mudelit, mille latentseteks muutujateks ehk faktoriteks on viie faktori mudeli dimensioonid (N, E, O, A, C) ning sotsiaalselt soovitav vastamine (SS). Mudelis on sotsiaalselt soovitav vastamine kui üldfaktor sõltumatu viie faktori mudeli dimensioonidest ehk sisufaktoritest. Isiksusepsühholoogia ei soosi aga seisukohta, et iseloomuomaduste dimensioonid on

üksteisest täiesti sõltumatud - alamskaalade faktorstruktuuri uurimisel moodustub küll 5 dimensiooni, kuid iga alaskaala on siiski kõigi dimensioonidega teatud määral seotud (Allik, Realo ja Konstabel, 2003). Seetõttu lastakse sisufaktoritel korreleeruda. Mudeli mõõdetud muutujateks on vastused NEO PI-3 väidetele, millest igaüks on nii oma vastava viie faktori mudeli dimensiooni kui ka sotsiaalselt soovitava vastamise indikaatoriks. Enesekohaseid vastuseid kasutav mudel on illustreeritud Joonisel 3.



Joonis 3: Mudel enesekohaste vastuste kohta.

Sama alaskaala väited on omavahel tugevamalt seotud, kui sama dimensiooni erinevate alaskaalade väited. Väidete sarnasusega arvestatakse, lisades mudelisse sama alaskaala väidete vahele jääkkorrelatsiooni. Mudeli parameetrite hindamiseks on vajalik, et iga latentse muutuja kohta on väärtusega 1 fikseeritud kas a) ühe temaga seotud mõõdetud muutuja dispersioon või b) latentse muutuja enda dispersioon. Töös kasutatavas mudelis fikseeritakse latentsete muutujate dispersioonid, sest siis on faktorlaadungid võrdsed korrelatsioonikordajatega, mis teeb tulemuste tõlgendamise lihtsamaks.

3.1.2 Väidete valik

Kõiki soovitud mõõdetud muutujaid sisaldav mudel sisaldaks $5 \cdot 6 \cdot 8 = 240$ väidet. Väite sotsiaalne soovitavus pole aga konkreetne väärtus, vaid sõltub ka väite või isiksuseküsimustiku täitmise kontekstist (Konstabel, Aavik ja Allik, 2006). Tervikliku küsimustiku hulgas on siiski sotsiaalselt eelistatuma ja taunitavama sisuga väiteid ning väidete pingeritta seadmine annab väärtuslikku infot. Muutlikkuse arvestamiseks saab iga väite paigutada eri kontekstidesse, luues hulga väiksemaid mudeleid ja leides igale väitele sotsiaalselt soovitava vastamise (SS) mõju hinnangu, keskmistades erinevatest mudelitest saadud faktorlaadungid. Väiksem mudel kaasab kõikide dimensioonide igast alaskaalast 2 väidet, mistõttu mudelis on $5 \cdot 6 \cdot 2 = 60$ väidet.

3.1.3 Sotsiaalselt soovitava vastamise hindamine ja fikseerimine

Üheks huvipakkuvaks tulemuseks on SS faktorlaadungid NEO PI-3 vastustele. Sel-line faktorlaadung näitab, kui suure osa vastuse variatiivsusest sotsiaalselt soovitav vastamine kirjeldab. Hinnangu saamiseks eraldatakse igast genereeritud mudelist selles mudelis oluliseks osutunud ($p < 0,01$) faktorlaadungid, sest mitteolulise faktorlaadungi korral ei omanud SS faktor väite vastusele mõju. Igale väitele arvutatakse üle kõikide sel viisil saadud faktorlaadungite nende aritmeetiline keskmine. Teiseks huvipakkuvaks tulemuseks on sellise mudeli andmetega sobivus, mille SS faktorlaadungid väidetele on fikseeritud eksperthinnangute väärtustega. Ekspert-hinnangud varieeruvad korrelatsioonile sarnaselt -1 ja 1 vahel.

Kuna iga isiku kohta on olemas nii enesekohane kui ka tuttava poolt täidetud NEO PI-3 küsimustik, siis saab mudelid hinnata nii enesekohaste vastuste andmetel kui ka tuttava vastuste andmetel. Võrrelda saab enesekohaste ja tuttava vastuste andmete sobivust teoreetilise mudeliga. Andmete sobivuse võrdlust saab teha ka fikseeritud SS faktorlaadungitega mudeli puhul. Fikseeritud faktorlaadungitega mudeli puhul pole WLSMV hindaja kasutamine võimalik, mistõttu sel juhul kasutatakse

se suurima tõepära hindamismeetodit (ML); ausa võrdluse tegemiseks on vaja ka ML hindamismeetodit kasutavaid fikseerimata faktorlaadungitega mudeleid. Kokkuvõttes genereeritakse ja hinnatakse 6 tüüpi mudeleid:

1. enesekohastel andmetel mudelid (hindamismeetod WLSMV),
2. tuttava andmetel mudelid (WLSMV),
3. enesekohastel andmetel mudelid (ML),
4. tuttava andmetel mudelid (ML),
5. eksperthinnangutega fikseeritud enesekohastel andmetel mudelid (ML),
6. eksperthinnangutega fikseeritud tuttava andmetel mudelid (ML).

3.1.4 Neurootilisuse faktorlaadungite korrigeerimine

Neurootilisus on viie faktori mudeli dimensioonide hulgas unikaalne, kuna seda käsitletakse konkreetselt negatiivse omadusena: see on „seadumus negatiivsete emotsioonide (hirm, kurbus, süü, viha jne.) kogemiseks“ (Allik, Realo ja Konstabel, 2003). Kuna loodavas mudelis on igast dimensioonist vaid 12 väidet ning faktorlaadungite hinnangud võivad selle erandliku dimensiooni puhul olla tugevalt mõjutatud valitud väidete komplektist, siis selle dimensiooni puhul on sobilik tulemusi korrigeerida. Korrigeerimiseks tuleb enne faktorlaadungite keskmistamist pöörata (korrutaga -1 -ga) kõigi selliste väidete faktorlaadungid, mille faktorlaadungite seas on rohkem positiivseid kui negatiivseid faktorlaadungeid. Selle tulemusena on igal Neurootilisuse väitel vähemalt sama palju negatiivseid kui positiivseid faktorlaadungeid.

3.2 Tulemused

Igat tüüpi mudeleid genereeriti ja hinnati $n = 1000$. Tulemuste paremaks võrreldavuseks kasutati mudelite genereerimisel sama *seed*'i, nii et eri mudelitüüpidele genereeriti hindamiseks samad väidete komplektid. Kui mingil põhjusel ei õnnestunud individuaalset mudelit edukalt hinnata (näiteks lahendit ei leidunud), siis jäeti selle mudeli tulemused vahele ja genereeriti uus mudel, kuni saadi 1000 õnnestunult hinnatud mudelit.

3.2.1 Mudelite sobivused

Mudelite sobitusindeksid erinesid palju sõltuvalt mudeli tüübist ja hindamismeetodist. Tabelites 1 ja 2 on esitatud mudelite sobitusindeksite miinimumid, keskmised ja maksimumid vastavalt mudeli tüübile, kusjuures „M“ tähistab enesekohaste vastuste andmeid kasutavaid mudeleid („mina“-mudelid), „T“ tähistab tuttava vastuste andmeid kasutavaid mudeleid („tema“-mudelid), „fix“ tähistab eksperthinnangutega fikseeritud SS faktorlaadungeid kasutavaid mudeleid ning sulgudes on mudelites kasutatud hindamismeetodi lühend.

Tabel 1: Sobitusindeks CFI $n = 1000$ mudeli korral.

Mudelitüüp	min	mean	max
M (WLSMV)	0.756	0.831	0.889
T (WLSMV)	0.758	0.844	0.903
M (ML)	0.649	0.712	0.788
T (ML)	0.675	0.738	0.810
M fix (ML)	0.438	0.537	0.615
T fix (ML)	0.485	0.586	0.672

Osutus, et mitte ühegi mudelitüübi CFI näitajad (Tabel 1) ei küündinud järjepidevalt 0,9-ni (vaid 2 tuttava vastuseid ja WLSMV hindamismeetodit kasutavat mudelit ületasid 0,9). Seega pole piirväärtuse 0,9 põhjal hinnates ükski kasutatud mudelitüüp piisavalt palju parem võrreldes sõltumatute muutujatega mudeliga. Kõige paremad CFI näitajad on WLSMV hindamismeetodit kasutavatel mudelitel. ML hindamismeetodit kasutavate mudelite CFI näitajad olid märgatavalt kehvemad ehk ML põhjal leitud faktorlaadungid sobisid tõepoolest andmetega kehvemini.

Ekspert hinnangutega fikseeritud SS faktorlaadungitega mudelite CFI-d osutusid üsna kehvaks, mis tähendab, et mittetäieliku (vaid osasid väiteid kaasava) fikseeritud mudeli korral on parameetrite hinnangud kehvad ning mudel ei sobi andmetega. Need mudelid olid oluliselt kehvemad ka fikseerimata, kuid siiski ML hindamismeetodit kasutavatest mudelitest: järelikult pole fikseeritud mudelite kehv CFI tingitud vaid hindamismeetodi ebasobivusest. Võimalik, et ekspert hinnangud ei olegi sotsiaalse soovitava vastamise mõjuga heas kooskõlas (olenemata väidete komplektist).

Tabel 2: Sobitusindeks RMSEA $n = 1000$ mudeli korral.

Mudelitüüp	min	mean	max
M (WLSMV)	0.044	0.051	0.058
T (WLSMV)	0.048	0.056	0.065
M (ML)	0.042	0.048	0.053
T (ML)	0.043	0.050	0.056
M fix (ML)	0.054	0.059	0.065
T fix (ML)	0.055	0.062	0.068

RMSEA näitajatest (Tabel 2) ilmneb, et küllastunud mudeliga (kõik muutujad seotud) võrreldes on kõik kasutatud mudelitüübid mõõdukalt või väga head: enesekohaste vastuste andmetel mudelid olid järjepidevalt väga head (rangeim nõue on $RMSEA < 0,06$) ja kõik näitajad jäid kirjanduses tunnustatud sobivuse piiridesse

(RMSEA < 0,1). Erinevused mudelitüüpide vahel ei olnud märkimisväärsed.

Erinevus sobitusindeksites enesekohaste („M“) ja tuttavate („T“) vastuste andmetel hinnatud mudelite vahel oli üsna väike kõikide mudelitüüpide puhul.

3.2.2 Hinnangud sotsiaalselt soovitava vastamise mõjule

Sotsiaalselt soovitava vastamise mõju hinnanguteks on keskmistatud faktorlaadungid (mis on Neurootilisuse puhul ka korrigeeritud). Erinevatel mudelitüüpidel oli vaatamata sama *seed*’i kasutamisele mõnevõrra erinevad väidete komplektide valimid, kuna üksikutel juhtudel ei õnnestunud enesekohaste või tuttava vastuste andmeid kasutades lahendit leida. Iga väide sattus $n = 1000$ genereeritud mudeli puhul igasse mudelitüüpi vähemalt 53 ning kõige enam 280 korda.

WLSMV hindamismeetodit kasutavate mudelitüüpide puhul jäid keskmistatud faktorlaadungid kui SS hinnangud enesekohaste vastuste andmete puhul vahemikku $(-0,093; 0,163)$ ja tuttava vastuste andmete puhul vahemikku $(-0,117; 0,190)$, kusjuures keskmistamiseks kasutatud faktorlaadungite standardhälve individuaalse väite puhul oli enesekohaste vastuste andmete puhul vahemikus $(0,028; 0,338)$ ja tuttava vastuste andmete puhul vahemikus $(0,040; 0,300)$. Hinnangud osutusid seega võrdlemisi väikseteks, samas kui hinnangute arvutamisel kasutatud faktorlaadungite standardhälved oli mõnel juhul hinnangutega võrreldes arvestatavalt suured. Osade hinnangute väikesed väärtused võivad tuleneda sellest, et mudelid hindasidki SS mõju järjepidevalt väikseks.

Tulemuste lähemal vaatlusel ilmnes aga, et erinevatest väitekomplektidest lähtudes hindas mudel SS faktorlaadungiteks nii positiivseid kui ka negatiivseid väärtusi, ka ühe ja sama väite jaoks. Seda illustreerib Tabel 3, kus on toodud valikuline väljavõte enesekohastel andmetel hinnatud SS faktorlaadungitest („NA“ tähistab, et küsimus ei olnud hinnatavas mudelis või faktorlaadung ei osutunud oluliseks). Võrreldes väite üksikuid faktorlaadungeid omavahel ning ka tabeli viimastes tulpades („keskm“ ja „std“) toodud keskmise ja standardhälvega üle kõikide faktorlaadungite

Tabel 3: Andmetelt hinnatud SS faktorlaadungite väljavõte ja statistikud.

Küsimus	est	est.3	est.4	est.5	est.37	est.38	est.40	est.41	keskm	std
NEO121	-0.073	-0.121	-0.130	0.154	0.035	-0.114	NA	-0.043	-0.045	0.088
NEO122	NA	-0.037	NA	0.134	-0.188	NA	0.238	0.152	0.059	0.159
NEO123	-0.217	-0.257	0.144	0.261	NA	0.165	0.131	NA	-0.007	0.220

(arvutatud vähemalt 53 väärtuse põhjal), on näha, et nullilähedase väärtuse võibki saada, kui leida keskmine üle mitmete positiivsete ja negatiivsete väärtuste. Pais-
tab, et mudelid on siiski liiga tundlikud väidete komplekti valikule, andes samale
väitele eri kompleksidesse sattudes oluliselt erinevaid SS faktorlaadungeid.

3.2.3 Hinnangute kooskõla eksperthinnangutega

Pearsoni korrelatsioonikordajat r kasutades leiti korrelatsioon eksperthinnangute
ja sotsiaalselt soovitava vastamise mõjude (keskmistatud faktorlaadungite) vahel.
Korrelatsioon osutus WLSMV hindamise meetodit kasutavates mudelites olulisteks
($p < 0,01$). Korrelatsioon on nii enesekohaste kui ka tuttava vastuste andmete
puhul 0,616, mis viitab, et sotsiaalselt soovitava vastamise mõju hinnangute ja
eksperthinnangute vahel mõõdukas positiivne seos nii enesekohaste kui ka tuttava
vastuste korral.

Tabelis 4 on eksperthinnangute põhjal loodud osaline väidete edetabel („Eksp.“)
kõrvutatud nende väidete sotsiaalselt soovitava vastamise mõju hinnangute ja ede-
tabelipositsioonidega enesekohaste („M“) ja tuttava („T“) vastuste andmete põhjal.
Tabelis tähistab „jrk“ väite positsiooni hinnangute edetabelis. Tulbas „pöör“ on
tähis, mis näitab, kas väide on pööramata (-) või pööratud (*). Pööratud väidete
korral oli mudelis mõõdetavaks muutujaks vastupidine väide ehk -1 -ga läbi kor-
rutatud vastused väitele. Nagu tabelist näha, on eksperthinnangutest lähtuvatele
positsioonidele lähedale jõudnud vähesed väited. Edetabelite võrdluse teeb keeru-

liseks mudelite põhjal leitud hinnangute väike varieeruvus.

Väide NEO48, „oma töös meeldib mulle järgida kindlaid reegleid ja väljakujunenud tegutsemisviise“, osutus kõige kõrgema sotsiaalse soovitatavuse mõju hinnanguga väiteks nii enesekohaste kui tuttava vastuste andmetel ja oli ka ekspertide arvates väga sotsiaalselt soovitava sisuga. See oli ainuke väide eksperthinnangute edetabeli viimasest kümnest (positsioonid 231-240), mis ka mudelite hinnangute põhjal viimasesse kümnesse jõudis. Mudelite hinnangute esikümned olid pisut sarnasemad eksperthinnangute esikümnegaga - kuigi positsioon erines, siis enesekohaste vastuste andmetelt hinnati esikümnesse kolm (NEO176, NEO46, NEO226) ja tuttava vastuste andmetelt neli (NEO176, NEO46, NEO206, NEO226) eksperthinnangute esikümnesse jõudnud väidet. Peale nende üksikute kokkulangevuste on edetabelid üsna erinevad vaatamata eksperthinnangute ja mudelite hinnangute vahelisele mõõdukale korrelatsioonile.

Tabel 4: Väidete edetabel eksperthinnangute ja mudelitest saadud hinnangutega.

Kood	pöör	Väide	Eksp.		M		T	
			jrk	hinnang	jrk	hinnang	jrk	hinnang
NEO26	-	Ma olen tihti abitu ja ootan, et keegi teine lahendaks minu probleemid.	1	-0.607	74	0.003	33	-0.047
NEO56	*	Ma tunnen, et tulen enamasti oma probleemidega toime.	2	-0.519	28	-0.044	17	-0.070
NEO176	*	Ka väga raskes olukorras tulen ma endaga üsna hästi toime.	3	-0.460	10	-0.064	3	-0.096
NEO116	*	Suudan hädaolukordades meelerahu säilitada.	4	-0.453	15	-0.057	15	-0.072
NEO66	-	Ma olen inimene, kes läheb sageli endast välja.	5	-0.413	18	-0.055	25	-0.054
NEO46	*	Teistega suheldes tunnen ma ennast vabalt ja sundimatult.	6	-0.389	1	-0.093	2	-0.115
NEO206	*	Suudan teha mõistlikke otsuseid ka siis, kui kõik tundub halvasti minevat.	7	-0.388	12	-0.061	4	-0.092
NEO226	-	Ma tunnen sageli häbi, kui inimesed panevad tähele minu vigu.	8	-0.382	8	-0.067	5	-0.091
NEO186	-	Mind peetakse kergesti solvuvaks inimeseks.	9	-0.374	34	-0.039	29	-0.051
NEO81	*	Mul on kerge kiusatustest võitu saada.	10	-0.364	26	-0.045	37	-0.039
NEO38	-	Vahel suudab muusika mind täiesti endasse haarata.	231	0.537	120	0.025	163	0.053
NEO73	-	Mul on raske oma tundeid tähele panna.	232	0.547	115	0.022	127	0.037
NEO178	-	Ma olen salliv teiste inimeste eluviiside ja arvamuste suhtes.	233	0.553	193	0.048	126	0.037
NEO118	-	Ma olen salliv ka nende inimeste vastu, kes väärtustavad elus teistsuguseid asju kui mina.	234	0.556	87	0.009	119	0.031
NEO2	-	Ma olen ka võõrastega suheldes avatud ja sõbralik.	235	0.564	181	0.045	185	0.068
NEO168	-	Aeg-ajalt teen oma elamises muudatusi lihtsalt sellepärast, et oleks vaheldust.	236	0.595	159	0.037	220	0.102
NEO104	-	Üldiselt püüan ma teiste vastu olla hoolitsev ja tähelepanelik.	237	0.618	155	0.036	178	0.061
NEO135	-	Täidan igal juhul oma lubadusi.	238	0.620	174	0.042	159	0.053
NEO48	-	Oma töös meeldib mulle järgida kindlaid reegleid ja väljakujunenud tegutsemisviise.	239	0.621	240	0.163	240	0.190
NEO15	-	Püüan oma kohustusi hoolikalt täita.	240	0.637	209	0.055	162	0.053

Kokkuvõte

Bakalaureusetöö peamiseks eesmärgideks olid esiteks, võrrelda omavahel ekspertide paneeli hinnanguid NEO PI-3 väidete sotsiaalsele soovitavusele ja kinnitava faktoranalüüsi mudelite abil saadud hinnanguid sotsiaalselt soovitava vastamise mõjule ning teiseks, uurida eksperthinnangute põhjal fikseeritud faktorlaadungitega mudelite sobivust andmetega.

Andmetelt sotsiaalselt soovitava vastamise mõju hindamiseks genereeriti tarkvara R abil kinnitava faktoranalüüsi mudelid. Konteksti mõjust tingitud sotsiaalse soovitavuse muutlikkuse arvestamiseks kasutati 60 väitega mudelit ja mõju suurus hinnati paljude mudelite faktorlaadungite keskmisena. Osutus, et väheste väidetega mudel oli väidete komplekti valikule vägagi tundlik, nii et individuaalsed faktorlaadungid võisid ühe väite puhul olla nii positiivsed kui ka negatiivsed. Pärast $n = 1000$ mudelist faktorlaadungite ammutamist ja Neurotilisuse väidete faktorlaadungite korrigeerimist leiti hinnangud väidete sotsiaalselt soovitava vastamise mõjule. Hinnangud olid väga väikesed, mis tulenes osaliselt faktorlaadungite märkide varieeruvusest. Mudelite põhjal leitud hinnangute seos eksperthinnangutega oli mõõdukalt positiivne.

Mudelid, mille sotsiaalselt soovitava vastamise mõju faktorlaadungid olid fikseeritud eksperthinnangutega, sobisid andmetega kehvalt. Sobimatus pole seletatav hindamismeetodi valikuga, mistõttu on kas eksperthinnangud tõepoolest sotsiaalselt soovitava vastamise hinnagutena ebasobilikud või oli kasutatud mudel liiga tundlik väidete valikule, hinnates seetõttu parameetreid kehvalt.

Kuna mudelist saadavad hinnangud parameetritele olid tundlikud mudelisse kaasatavate väidete suhtes, siis ei saa kindel olla väidete sotsiaalselt soovitava vastamise hinnangute usaldusväärsuses. Tulevikus tasuks võimalusel tööd korrata täismudeliga, mis kaasab korraga kõik 240 väidet. Arvutusliku jõu olemasolul oleks kasulik uurida ka mudelit, mis kaasab nii enesekohaste kui ka tuttava vastuste andmed.

Kasutatud allikad

- Allik, Jüri, Anu Realo ja Kenn Konstabel (2003). *Isiksusepsühholoogia*. Tartu Ülikooli Kirjastus. ISBN: 978-9985-56-732-6.
- Ausmees, Liisi *et al.* (2020). *Age Differences in Personality Traits and Social Desirability: A Multi-Rater Multi-Sample Study*. PsyArXiv. DOI: [10.31234/osf.io/bmv9r](https://doi.org/10.31234/osf.io/bmv9r).
- Beauducel, Andre ja Philipp Yorck Herzberg (2006). “On the Performance of Maximum Likelihood Versus Means and Variance Adjusted Weighted Least Squares Estimation in CFA”. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal* 13.2. DOI: [10.1207/s15328007sem1302_2](https://doi.org/10.1207/s15328007sem1302_2).
- Helmes, Edward (2000). “The Role of Social Desirability in the Assessment of Personality Constructs”. Teoses: *Problems and Solutions in Human Assessment: Honoring Douglas N. Jackson at Seventy*. Springer US, lk. 21–40. DOI: [10.1007/978-1-4615-4397-8_2](https://doi.org/10.1007/978-1-4615-4397-8_2).
- Konstabel, Kenn, Toivo Aavik ja Jüri Allik (2006). “Social desirability and consensual validity of personality traits”. *European Journal of Personality* 20.7, lk. 549–566. DOI: [10.1002/per.593](https://doi.org/10.1002/per.593).
- Li, Cheng-Hsien (2016). “Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares”. *Behavior Research Methods* 48.3, lk. 936–949. DOI: [10.3758/s13428-015-0619-7](https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7).
- Maruyama, Geoffrey (1998). *Basics of Structural Equation Modeling*. Thousand Oaks, California. DOI: [10.4135/9781483345109](https://doi.org/10.4135/9781483345109).
- McCrae, Robert R., Paul T. Costa ja Thomas A. Martin (2005). “The NEO-PI-3: a more readable revised NEO Personality Inventory”. *Journal of Personality Assessment* 84.3, lk. 261–270. DOI: [10.1207/s15327752jpa8403_05](https://doi.org/10.1207/s15327752jpa8403_05).

- Morin, Alexandre J. S., Nicholas D. Myers ja Seungmin Lee (2020). “Modern Factor Analytic Techniques: Bifactor Models, Exploratory Structural Equation Modeling (ESEM), and Bifactor-ESEM”. Teoses: *Handbook of Sport Psychology*. Wiley, lk. 1044–1073. DOI: [10.1002/9781119568124.ch51](https://doi.org/10.1002/9781119568124.ch51).
- Saar, Kalev, Toivo Aavik ja Kenn Konstabel (2012). “Using principal component scores reduces the effect of socially desirable responding”. *Personality and Individual Differences* 53.3. DOI: [10.1016/j.paid.2012.03.030](https://doi.org/10.1016/j.paid.2012.03.030).
- Tarka, Piotr (2017). “The comparison of estimation methods on the parameter estimates and fit indices in SEM model under 7-point Likert scale”. *Archives of Data Science* 2, lk. 1–16. DOI: [10.5445/KSP/1000058749/10](https://doi.org/10.5445/KSP/1000058749/10).
- Ullman, Jodie B. ja Peter M. Bentler (2012). “Structural Equation Modeling”. Teoses: *Handbook of Psychology, Second Edition*. John Wiley & Sons, Ltd, lk. 661–690. DOI: [10.1002/9781118133880.hop202023](https://doi.org/10.1002/9781118133880.hop202023).
- Vecchione, M. ja G. Alessandri (2013). “Alpha and Beta Traits and Egoistic and Moralistic Self-Enhancement: A Point of Convergence Between Two Research Traditions”. *Journal of Personality* 81.1. 39, lk. 39–48. DOI: [10.1111/j.1467-6494.2012.00786.x](https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2012.00786.x).
- Ziegler, Matthias ja Markus Buehner (2008). “Modeling Socially Desirable Responding and Its Effects.” *Educational and Psychological Measurement* 69.4. DOI: [10.1177/0013164408324469](https://doi.org/10.1177/0013164408324469).

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja üldsusele kättesaadavaks tegemiseks

Mina, Maarja Mustimets,

1. annan Tartu Ülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) minu loodud teose „Sotsiaalselt soovitava vastamise uurimine kinnitava faktoranalüüsi meetodil“, mille juhendajad on Kenn Konstabel ja Mare Vähi, reprodutseerimiseks eesmärgiga seda säilitada, sealhulgas lisada digitaalarhiivi DSpace kuni autoriõiguse kehtivuse lõppemiseni.
2. Annan Tartu Ülikoolile loa teha punktis 1 nimetatud teos üldsusele kättesaadavaks Tartu Ülikooli veebikeskkonna, sealhulgas digitaalarhiivi DSpace kaudu Creative Commons litsentsiga CC BY NC ND 3.0, mis lubab autorile viidates teost reprodutseerida, levitada ja üldsusele suunata ning keelab luua tuletatud teost ja kasutada teost ärieesmärgil, kuni autoriõiguse kehtivuse lõppemiseni.
3. Olen teadlik, et punktides 1 ja 2 nimetatud õigused jäävad alles ka autorile.
4. Kinnitan, et lihtlitsentsi andmisega ei riku ma teiste isikute intellektuaalomandi ega isikuandmete kaitse õigusaktidest tulenevaid õigusi.

Maarja Mustimets

10.05.2022