

Tartu Ülikool  
Majandusteaduskond

Helen Vellemaa

**SOOLINE PALGALÕHE JA SELLE SEOS  
ISIKUOMADUSTEGA EESTI NÄITEL**

Magistritöö

Juhendajad: professor Raul Eamets

nooremteadur Liis Roosaar

Tartu 2020

Suunan kaitsmisele .....

(juhendaja allkiri)

Olen koostanud töö iseseisvalt. Kõik töö koostamisel kasutatud teiste autorite tööd, põhimõttelised seisukohad, kirjandusallikatest ja mujalt pärinevad andmed on viidatud.

.....

(töö autori allkiri)

# SISUKORD

SISSEJUHATUS .....	5
1. SOOLISE PALGALÕHE JA ISIKUOMADUSTE SEOSTE TEOREETILINE KÄSITLUS .....	9
1.1. Palgalõhe olemus ja avaldumisvormid.....	9
1.2. Isikuomaduste teooriad.....	16
1.3. Isikuomaduste seosed palgalõhega.....	20
2. PALGALÕHE JA ISIKUOMADUSTE SEOSSED EESTIS .....	28
2.1. Andmed ja meetodika .....	28
2.2. Soolise palgalõhe ja isikuomaduste andmete kirjeldav statistika.....	32
2.3. Palgavõrrandid ja soolise palgalõhe dekompositsioon.....	37
KOKKUVÕTE.....	50
VIIDATUD ALLIKAD .....	54
LISAD .....	62
Lisa 1. Väljavõte küsitluse vastaja vaatest, küsimused isikuomaduste, netopalga ja palgaootuse kohta.....	62
Lisa 2. Sõltumatute muutujate valik ja konstrueerimise alused.....	62
Lisa 3. Palgainfo uuringu valimi ja üldkogumi võrdlus.....	64
Lisa 4. Isikuomaduste OCEAN jaotuste joonised.....	65
Lisa 5. Dunni testid muutujatele .....	66
Lisa 6. Isikuomaduste vaheliste monotoonsete sõltuvuste analüüs Spearmani korrelatsioonikordaja (r) järgi. ....	68
Lisa 7. Mudel 1 - netopalga seos kontrollmuutujatega, mudel tavaliste standardvigadega ja mudel robustsete standardvigadega, R väljund. ....	69

Lisa 8. Mudel 2 - netopalgas seos kontrollmuutujate ja OCEANiga, mudel tavaliste standardvigadega ja mudel robustsete standardvigadega, R väljund. ....	70
Lisa 9. Mudel 3 – naiste netopalgas seos kontrollmuutujate ja OCEANiga, mudel tavaliste standardvigadega ja mudel robustsete standardvigadega, R väljund. ....	71
Lisa 10. Mudel 4 – meeste netopalgas seos kontrollmuutujate ja OCEANiga, mudel tavaliste standardvigadega ja mudel robustsete standardvigadega, R väljund. ....	72
Lisa 11. Breusch-Pagani testi tulemused mudelitele 1-4. ....	72
Lisa 12. Jääkliikmete joonised mudelitele 1-4. ....	73
Lisa 13. Ramsey RESET testi tulemused mudelitele 1-4. ....	73
Lisa 14. Multikollineaarsuse testi tulemused mudelitele 1-4. ....	74
Lisa 15. dfbeta kontrolli tulemused mudelitele 1 ja 2. ....	75
Lisa 16. Jääkide histogrammid mudelitele 1-4. ....	80
Lisa 17. Oaxaca-Blinderi dekompositsiooni tabelid mudelitele 5-8. ....	81
Lisa 18. Oaxaca-Blinderi dekompositsiooni tabelid valgekraede ja sinikraede mudelitele.	
82	
Lisa 19. Oaxaca-Blinderi dekompositsiooni tabelid noorte, keskealiste ja vanade mudelitele. ....	83
SUMMARY .....	85

## SISSEJUHATUS

Võrdsus on tänapäeva Euroopas hinnatud väärtus, kuid tegelikkuses on võrdsust raske saavutada. Euroopa Liit rõhutab, et naiste ja meeste võrdsus peab olema tagatud kõikides valdkondades, näiteks tööturul ja palgas (Equality... 2019). Naiste ja meeste võrdsuse küsimuses pöörab nii Eesti ajakirjandus kui seeläbi ka rahvas suurimat tähelepanu soolisele palgalõhele. Teadlased on teemat analüüsinud paljudes uurimustes. Avaldatakse uudiseid ja arvamusküsimusi koalitsioonikõneluste raames või seoses uute statistikaaruannetega, sest soolise palgalõhe teema puudutab positiivselt või negatiivselt väga suurt osa ühiskonnast. Naised teenivad Eestis sama töö eest viiendiku võrra vähem raha kui mehed (Sooline... 2018).

Sooline palgalõhe on Eestis jätkuvalt Euroopa Liidu suurim (Gender pay gap... 2019). Süstemaatiliselt mõõdetult on Eesti Euroopa Liidus esimene alates aastast 2007 kuni siiani. 2017. aasta andmete põhjal on palgalõhe Eestis 20,9%. (Gender pay gap... 2019; Oras, Niinepuu 2019; Sooline... 2018) Aastatel 2014-2016 palgalõhe vähehaaval vähenes, 2017. aastal võrdluses eelneva aastaga jäi see samaks (Sooline palgalõhe... 2018). Seega hoolimata tähelepanu keskpunktis olemisest pole suuri edusamme tehtud. Euroopa Liidu kontekstis paistab Eesti silma ühtepidi suure vahe poolest võrreldes teise koha riigiga, kui ka selle poolest, et üle keskmise palgalõhega riike on palju vähem, kui alla keskmise (Oras, Niinepuu 2019).

Palgalõhe on kahe grupi keskmiste palkade erinevus. Soolise palgalõhe puhul on gruppideks mehed ja naised. Naiste palk on meeste omast väiksem kõikides Euroopa riikides (Gender pay gap... 2019). See tuleneb näiteks looduslikest (emadus, füüsilised eeldused) ja töölepingulistest (amet, haridustase, oskused) põhjustest. Lisaks mängivad rolli kultuurilised eripärad ja hoiakud, teatud ametitesse eelistatakse palgata meest või naist või eeldatakse, et mees on pere peamine sissetuleku teenija. Selliseid seoseid on lihtne näha ning

palgaerinevusele on seetõttu ka loogiline selgitus. Nendest teguritest moodustub põhjendatud palgalõhe. Meeste ja naiste palgalõhe juures saab välja tuua selgitatud ja selgitamata palgalõhe tunnuseid. Käesoleva magistritöö teoreetilises peatükis on detailsem ülevaade, kuidas erinevad autorid on defineerinud selgitatud ja selgitamata palgalõhet.

Lisaks on sooline palgalõhe parim väljundnäitaja määramaks, millises olukorras parasjagu mehed ja naised tööturul on (Anspal et al 2009: 5). See tähendab, et mingi osa soolisest palgalõhest on objektiivne (näiteks lapsehoolduspuhkusel viibivatele naistele ei lisandu töökogemusi või mehed suudavad füüsiliselt nõudlikumate töödega hakkama saada), mingi osa aga subjektiivne (ajaloolised soorollid, isikuomadustest tulenev julgus palka küsida jms).

Peamiseks meetodiks soolist palgalõhe empiirilisel uurivates töodes on Oaxaca-Blinderi dekompositsioon. See meetod tugineb lineaarsele regressioonanalüüsile ning võtab samal ajal arvesse mitu erinevat selgitavat muutujat, mis seostuvad palgaga. Kahe grupi puhul koostatakse kummalegi grupile regressioonivõrrand ja neid võrreldes saab teha järeldusi gruppide erinevuse kohta. Soolise palgalõhe korral on võrdlusgruppideks mehed ja naised. Analoogiliselt saab võrrelda ka muuhulgas rahvusgruppe, Eesti puhul näiteks eestlasi ja venelasi. Võrrandite võrdlemisel saadud tulemuste põhjal võib teha järeldusi, kui suur osa palgast on võrrandis sisalduvate muutujate läbi selgitatud ning kui suur osa palgast jääb selgitamata. Sama meetodit on kasutatud ka käesolevas töös.

Soolist palgalõhet on Tartu Ülikoolis viimastel aastatel väga põhjalikult uurinud näiteks Sten Anspal (2015a). Eesti puhul on tähelepanu juhitud ka etnilisele (Virkus 2013, Rull 2014), oskustega seotud (Boiko 2015) ja vanuselisele palgaerinevusele (Virkus 2013, Loos 2014). Anspal et al (2009: 35) toovad välja, et palgalõhe uuringute puhul võrreldaks omavahel sarnaste tootlikkusega seotud tunnustega (haridustee, karjäär, isikuomadused) naisi ja mehi, lisanduvad tootlikkusega otseselt mitteseotud tegurid ning sooline diskrimineerimine.

Käesoleva uurimistöö fookuses on lisaks palgalõhele ka isikuomadused. Isikuomadused kuuluvad pigem psühholoogide uurimisvaldkonda. Üldjuhul ei kasuta majandusteadlased oma analüüsides isikuomadustega seotud taustainformatsiooni, kuid sellegipoolest mängivad isikuomadused rolli töötasu kujunemisel. Autorile teadaolevalt pole Eesti kontekstis veel

isikuomadusi ja palgalõhet teadustöös koos analüüsitud. Ühes laiahaardelises küsitluses on isikuomadusi puudutavad küsimused sees olnud (Palgainfo andmebaas 2013; Palgainfo andmebaas 2017) ning nimetatud küsitluse tulemused on kasutuses ka käesolevas magistritöös.

Soolise palgalõhe seost isikuomadustega on uuritud mitmel juhul teistes riikides ning on vaadeldud ka riikidevahelisi erinevusi (Costa et al 2001; Flinn et al 2018; Mueller, Plug 2006; Nyhus, Pons 2005, 2012; Schäfer, Schwiebert 2017; Heineck 2011; Nandi, Nicoletti 2014).

Käesoleva magistritöö eesmärgiks on välja selgitada soolise palgalõhe seosed isikuomadustega Eesti andmete näitel.

Eesmärgi täitmiseks on autor püstitanud järgmised uurimisülesanded:

- selgitada palgalõhe mõistet ja tuua välja palgalõhe erinevad vormid ning põhjused;
- selgitada isikuomaduste teooriaid;
- anda ülevaade varasematest empiirilistest uuringutest soolise palgalõhe ja isikuomaduste seoste kohta;
- valida ja valmistada ette andmed ja uurimismetoodika ning põhjendada valikut;
- koostada andmete kirjeldav statistika ja võrrelda andmete keskväärtusi;
- läbi viia statistiline analüüs palgalõhe ja isikuomaduste seoste kohta ning tuua välja analüüsi järeldused.

Töö koosneb teoreetilisest ülevaatest ja empiirilisest analüüsist. Struktuuris on kuus peamist sisulist peatükki.

Kolm esimest peatükki keskenduvad teooriale ning varasemate uuringute ülevaatele, vastates kolmele esimesele uurimisküsimusele. Teooriapeatükkides toob autor välja palgalõhega seotud teoreetilised lähenemised ning senised uuringud. Kõigepealt on pikemalt kirjutatud palgalõhe olemusest ja avaldumisvormidest, selgitatud ja selgitamata palgalõhest. Seejärel on välja toodud isikuomaduste teooriad. Kolmandas alapeatükis on käsitletud kahe esimese teema seoseid – isikuomaduste teoreetilisi seoseid palgalõhega. Kuna autorile teadaolevalt

sama fookusega uuringut Eestis tehtud pole, on kirjeldatud sarnaseid välismaised töid, lisaks Eesti andmetel põhinevaid lähedase fookuse või meetoodikaga analüüse.

Teise teemadebloki kolm alapeatükki keskenduvad andmetele ja statistilisele analüüsile. Esimeses alapeatükis on antud ülevaade valimist ja andmetest, andmete kvaliteedikontrollidest ning täpsemalt kirjeldatud töö järgmistes osades kasutatud statistiliste meetodite aluseid ja kirjutatud lahti ka valemid. Teine empiirilise osa peatükk toob välja mahuka kirjeldava statistika ning võrdleb erinevate alamandmestike keskväärtusi. Seejärel, viimases alapeatükis, alustatakse andmete korrelatsioonanalüüsist, liigutakse edasi lineaarse regressiooni parima mudeli leidmiseni ning viimaks ka kahe grupi erinevuste võrdlemiseks kasutatava meetodini, Oaxaca-Blinderi dekompositsioonini palgalõhe ja isikuomaduste seoste analüüsimiseks. Tulemuste selgitamisel on autor kasutanud esimeses peatükis välja toodud varasemaid teoreetilisi seisukohti.

Tööga seotud märksõnad: palgalõhe, sooline palgalõhe, isikuomadused, selgitatud palgalõhe, selgitamata palgalõhe, lineaarne regressioon, Oaxaca-Blinderi dekompositsioon.

Teaduseriala kood CERCS: S180 Majandus, ökonomeetrika, majandusteooria, majanduslikud süsteemid, majanduspoliitika

# 1. SOOLISE PALGALÕHE JA ISIKUOMADUSTE SEOSTE TEOREETILINE KÄSITLUS

## 1.1. Palgalõhe olemus ja avaldumisvormid

Esmalt annab autor peatükis ülevaate inimkapitali teooria seostest palgaga ja diskrimineerimise teooriatest, kuna need panevad aluse isiku ja palga seosele. Seejärel on analüüsitud palgalõhe olemust üldiselt, lahti kirjutatud selle definitsioonid. Järgneb ülevaade soolisest palgalõhest ja selle erinevatest liikidest, palgalõhe mõõtmisest ja palgalõhe põhjustest.

Tavaliselt saavad inimesed palka, kui annavad vastu oma füüsilist või vaimset jõudu ja oskusi – inimkapitali. Termin „inimkapital“ on definitsiooni järgi inimeste võimekuse võrdlus teiste ressurssidega, mis on kasutusel kaupade või teenuste tootmises (Nafukho, Hairston, Brooks 2004: 545-546). Jacob Mincer (1996) omistab inimkapitali arengule keskse rolli kogu majanduskasvust, ka Gary Beckeri (1962) näide toetab seda – igasugune investeerimine inimkapitali tõstab sissetulekuid. Kuid veel 1961. aastal, enne Beckeri algselt vastuolulisi teooriaid, peeti inimeste võrdsustamist varaga solvamiseks, mäletati seoseid orjandusega (Goldin 2016). Samas käsitles inimkapitali kontseptsiooni juba 18. sajandil Adam Smith (Goldin 2016), kelle definitsioon sisaldab isikliku kapitali suurendamist ja kasumi saamist ning on väga sarnane Becker definitsiooniga (1962).

Gary Becker (1964) käsitleb inimesi kui kapitali ja haridust kui investeringut. Inimkapitali investeerimine on muuhulgas üleüldine koolitamine, töökohal spetsiifiliste tööks vajalike oskuste õpetamine, tervise edendamine ja majanduse kohta informatsiooni hankimine (Becker 1962). Becker (1962) toob välja, et töötaja üldoskuste arendamise puhul loob tööandja kasu nii endale kui ka teistele tööandjatele (näiteks traktoristi või arsti koolitamisel);

konkreetses töökoha kesksete, spetsiifiliste oskuste arendamise puhul on kasu ainult sellel tööandjal.

Inimkapitali teoreetik Jacob Mincer (1981) alustas sellest, et palgaerinevuse põhjuseks on isiklik võimekus. Tema peamine panus seisnes eelkõige inimkapitali mõõtmises, selle seostamises õpitud aastatega ning varasema töökogemusega. Tema koostatud palgavõrrand (1) paneb aluse empiirilisele uurimistöole, mis seletab palgaga seostuvaid tegureid. (Mincer 1958)

Palgavõrrand avaldub (Mincer 1958):

$$(1) \quad \ln w = f(s, x) = \ln w_0 + \rho s + \beta_1 x + \beta_2 x^2,$$

kus  $w$  – palk,

$s$  – kooliaastad,

$x$  – potentsiaalsed töökogemusaastad,

$w_0$  – palk ilma hariduse ja kogemusega,

$\rho, \beta_1, \beta_2$  – parameetrid, hariduse ja kogemuse kordajad

Mincer jätkas sellega, et haridus kui investeering lükkab raha teenimise aega küll edasi, kuid suurendab tuleviku rahavooge. See omakorda eeldab seda, et lisaväärtus peab olema suurem, kui õppimise ajal vähemteenitud osa. Lisaks hariduse ja palga seosele lõi Mincer välja ka palga ja vanuse seose. Nimelt teenib inimene karjääri alguses ja lõpus vähem kui karjääri keskel. Sissetulekukõver on kaarsilla-kujuline. Lisaks on omavahel sõltuvuses ka haridus ja vanus – kõrgemat haridust eeldavate töökohtade puhul pole vanusel nii suurt rolli palga vähenemisel. (Mincer 1958)

Kenneth Arrow ja Edmund Phelps sõnastasid 1970ndatel statistilise diskrimineerimise teooria, mida saab lühidalt kirjeldada kui diskrimineerimist toetudes grupi statistilistele näitajatele (Fang ja Moro 2011). Näiteks võib tuua tööandja, kellel pole tööle kandideerija kõigi oskuste kohta andmeid, kuid kes omistab deduktiivselt grupi statistilised keskmised andmed ka konkreetsele kandideerijale. See tähendab, et valikud tehakse lähtuvalt

stereotüüpidest. Illustreerivalt võib vabrikuülem eelistada liinitööle vanemat naiskandidaati, kuna nemad jäävad ettevõttesse kauemaks ajaks tööle, vastupidiselt meestele, kes lahkuvad kiiresti põnevamale või väljakutsuvamale tööle. Nooremate inimeste palkamisel võidakse eelistada mehi, kuna naiste puhul eeldatakse statistiliselt peatset emapuhkusele jäämist. Spetsiifilisemalt Eesti kontekstis võib ette tulla statistilist diskrimineerimist eesti- ja venepäraste nimedega kandideerijate vahel (Uudmäe 2012). Vähemuste ning stereotüüpselt nõrgemate ja tõrjutumate seis on tavaliselt halvem – töövestlusele kutsutakse harvem (Uudmäe 2012). Võrreldes enamusgruppidega on vähemustel väiksem palk, kehvemad palgapakkumised ning neid alahinnatakse (Mõtsmees 2015). Siin on näha ka statistilise diskrimineerimise seosed palgalõhega.

Keskmine sooline palgalõhe võrdleb naiste ja meeste keskmist töötasu, võtmata arvesse palgavahet tekitavaid põhjuseid (oskused, staaž, tööaja määr jms). Euroopa kontekstis saab välja tuua, et keskmine sooline palgalõhe on suurem uuemates liikmesriikides, põhjapoolsemates riikides, vanematel inimestel, erasektoris töötavatel inimestel, abielus olevatel inimestel. Samuti – mida suurem on riigi üleüldine palkade ebavõrdsus, seda suurem on ka sooline palgalõhe. Üldiselt on töötasude erinevusega seotud uuringuid läbi viidud palju ning tulemused on olnud väga erinevad. Palju oleneb sellest, millist ajaperioodi võrreldi, milline oli valim, kuidas töötasusid kokku arvestati (näiteks osakoormusega töötamise aspekt). (Anspal et al 2009:9-12)

Joonisel 1 on välja toodud soolise palgalõhe arvutamise valem. Siit tuleb välja ka selgitatud ja selgitamata palgalõhe. Selgitatud palgalõhe tunnuseid saab eristada näiteks mõõdetavusega, need on seotud töötaja ja töökoha omadustega (Anspal et al 2009: 5). Mõned asjaolud palgaerinevuseks on põhjendatud (vastutus töökohal, kvalifikatsioon jms). Mõõdetamatud või raskesti mõõdetavad tegurid moodustavad selgitamata palgalõhe, mida võib osaliselt pidada ka diskrimineerimiseks (Virkus 2013). Diskrimineerimisest välja jääb see osa selgitamata palgalõhest, mis on raskesti mõõdetav või mõõdetamatu, kuid siiski objektiivselt õigustatud.

## Joonis 1. Palgalõhe

$$\frac{\text{naiste keskmine palk} - \text{meeste keskmine palk}}{\text{meeste keskmine palk}} =$$
$$= \text{sooline palgalõhe} =$$
$$= \text{selgitatud palgalõhe} + \text{selgitamata palgalõhe}$$

Allikas: (Anspal et al 2009), autori koostatud.

Autori hinnangul saab tegureid jagada nelja gruppi, mis põhinevad selgitatavuse ja põhjendatuse dimensioonidel. Näiteks kui on võimalik mõõta, et palgaerinevus tuleneb soost, on erinevus küll selgitatud, kuid mitte põhjendatud. Samuti teise näitena võimekus – mitmeid oskusi on keeruline või võimatu mõõta, kuid palgaerinevus nende põhjal võib olla põhjendatud. Sel juhul on palgaerinevus selgitamata, kuid põhjendatud. Mitmed tegurid võivad paikneda mitmeid kategoorias ning olenevad konkreetsest olukorrast. Autor on siinkohal välja toonud mõned näited tabelis 1.

**Tabel 1.** Põhjendatud ja põhjendamata, selgitatud ja selgitamata palgaerinevuse põhjused.

<b>Palgalõhe</b>	<b>Põhjendatud</b>	<b>Põhjendamata</b>
<b>Selgitatud</b>	ametikoht haridustase keeleoskus geograafiline asukoht	vanus sugu geograafiline asukoht
<b>Selgitamata</b>	isikuomadused võimekus traditsioonid tööülesanded	motivatsioon sotsiaalne võrgustik traditsioonid eelarvamused

Allikas: autori koostatud.

Põhjendatud ja selgitatud põhjused palgaerinevuseks tähendavad, et on olemas objektiivsed ja üldjuhul kõigutamatud tegurid palgatasemete erinevaks määramiseks. Näiteks ametikoht kätkeb endas keerulisemaid või lihtsamaid tööülesandeid. Seadusest tulenevalt määratakse mõnel ametikohal lisatasu kõrgema haridustaseme omamise eest. Klienditeeninduse näitel võib enamate keelte oskusega töötaja saada rohkem palka. Samuti võib Tallinnas sama töö

eest rohkem tasu saada kui Tartus, kuna linnade keskmine palgatase on erinev ning elukallidus sellega seotult.

Vanus, sugu ja geograafiline asukoht võivad olla selgitatud, kuid põhjendamata palgaerinevuse tegurid. Tööülesannete või -tulemuste puhul väga olulist rolli need mängida ei pruugi ning seetõttu ei tohiks ka palgas kajastuda.

Põhjendatud, kuid raskesti hinnatavaks ja seeläbi ka selgitamatuks võivad jääda tegurid, mis oleks objektiivseks aluseks palga määramisel, kuid jäävad üldjuhul mõõtmata. Isikuomaduste ja isiklike võimekuste puhul võivad nii mõnedki tegurid tööülesannetega hakkamasaamist tugevalt mõjutada, kuid palgataseme paikapanek nendest eelnevalt lähtudes on liialt keeruline ülesanne. Isikuomaduste ja palga seoseid küll käesolevas töös analüüsitakse, kuid palga määramisel on isikuomaduste rolli keeruline paika panna. Ka tööülesanded võivad mõnel juhul samasse kategooriasse kuuluda, kuna ühes ametis olevatel inimestel võib olla konkreetset ametikohta täites natuke erinevad eeldused ja seetõttu võib ka palk olla erinev. Näiteks mööblikaupluses võib meesmüüja rohkem palka saada, kuna temalt oodatakse vahetevahel ka mööbli tõstmist ja transpordiga tegelemist.

Põhjendamata ja selgitamata gruppi kuuluvad suuresti tunnetuslikud tegurid, mida on väga keeruline mõõta ning mis palgataseme määramiseks ka liialt subjektiivsed on. Siia kategooriasse kuuluksid näiteks traditsioonid, et „mehed saavad rohkem palka kui naised“ ja eelarvamused, et naine „jääb nagunii peatselt beebipuhkusele“. Samuti arvatakse, et palka võib mõjutada ka kellegi entusiasm töötada, motivatsioon palga küsimusel või töötaja sotsiaalne võrgustik ehk tutvused („onupojapoliitika“). Need tegurid pole palgataseme määramisel aga objektiivselt põhjendatud ning ei pruugi mõjutada töötulemusi.

Täpsemad tegurite grupid eelkõige selgitatud palgalõhe tekkeks on välja toonud Euroopa Komisjon (Chubb et al 2008):

- isiklikud tunnused – vanus, haridus, tööstaaž, lapsed, sisuline töökogemus;
- töö tunnused – ametikoht, tööaeg, töölepingu tüüp, staatus, karjääriväljavaated ja töötingimused;
- ettevõtte tunnused – sektor, ettevõtte suurus, värbamismustrid, töökorraldus;

- sektori ametikohtade sooline jaotus;
- ühiskondlikud tunnused – haridus- ja koolitussüsteemid, töötasu määramise tavad, suhted tööstusharus, lapsehoolduspuhkuse tingimused ja lastehoiu korraldus;
- sotsiaalsed normid ja traditsioonid – haridus, töökoha valik, karjäärimustrid ning tööde jagamine meeste ja naiste töödeks.

Sammuli (2016) töös on täiendavas põhjendamata palgalõhe nimekirjas pühendumus, vastutus, julgus ja ootused, samuti soorollid kasvatuskeskkonnas, väärtushinnangud. Viidates silmapaistavalt suurele palgalõhele Eestis, jääb vastamata küsimus, kas vahe on põhjustatud meeste ja naiste jagunemisest erinevatele ja võrreldamatutele töökohtadele (Anspal 2015b:2). Anspali (2015a:36) töös on selgitatud palgalõhe põhjuseks erinevused keskmistes tunnustes meeste ja naiste vahel, selgitamata osa on mõnikord kirjeldatud diskrimineerimisena. Sarnaselt on leidnud ka Mueller ja Plug (2006:7) – erinevusi ametialade jaotuses sugude vahel ning palgas saab käsitleda diskrimineerimisena tööturul.

Vastupidist kinnitust on oma uurimuses saanud Leythienne ja Ronkowski (2018:11), kes toovad välja, et selgitamata osa ei tohiks tõlgendada diskrimineerimisena, kuna mõned selgitavad tegurid võivad olla jäänud vaatluse alt välja (näiteks laste arv ja vanus, isiklikud võimekused või läbirääkimisoskus). Teist laadi definitsiooni sõnastasid Nandi ja Nicoletti (2014:3132), kes iseloomustavad põhjendamata palgalõhet kui faktidega vastuolus olevat lisatasu (ingl *counterfactual pay premium*) – seda võib tõlgendada nii, et mehed saavad sama töö eest samadel tingimustel ilma objektiivse põhjuseta preemiat. Nyhus ja Pons (2005:381) peavad olulisteks teguriteks, mille seoseid palgalõhega uurida, uudishimu (näiteks seotud edasipüüdlikkuse ja isikliku arenguga), tänutunde edasilükkamist (näiteks kui kaua tunneb inimene tänutunnet töökoha saamise eest) ja tööeetikat (näiteks viisakus, julgus ja jultumus palka juurde küsida).

Erinevates riikides on selgitamata palgalõhe osakaal väga erinev (Gogoladze 2019). Ühe leiuna toob Gogoladze (2019) välja, et pikemalt ja kõrgemalt tasustatud seadusega ettenähtud lapsehoolduspuhkus suurendab sissetulekulõhet madala sissetulekuga inimeste hulgas, mis omakorda tähendab seda, et ühetaolised reeglid ja poliitika soodustavad soolist

sissetulekulõhet erinevate sissetulekuallikate puhul (palk, sotsiaaltoetused, õppetoetused, renditulu, dividendid jne). Seega võib palgalõhet käsitleda ka paratamatusena, kui kõiki võrdselt samade eeskirjade järgi koheldakse. Oaxaca (1973:708) on välja toonud, et naiste koondumine madalama palgaga töökohtadele on osa selgitatud palgalõhest ning arutleb, et isegi selgitamata tegurite puudumisel on naiste tööalane elu lühem ning nad panustavad tööturule seeläbi vähem.

Soolist palgalõhet iseloomustavad ka nähtused nagu „klaaslagi“ ja „kleepuv põrand“. Need tulevad vertikaalse segregatsiooni olemusest ja on takistused naistele karjääriredelil. „Klaaslagi“ tähendab, et teatud hetkel vähenevad naiste võimalused tööturul tunduvalt. Albrecht et al-i (2003) Rootsis koostatud uuringust selgus, et see nähtus puudutab ekstreemselt suures osas palgaskaala kõrgemat otsa. Pikemaajalise uuringu põhjal on selgunud, et „klaaslae“ efekti taga peituv probleem pole ajas vähenenud, vaid pigem suureneb. Uuringus on võrreldud USA ja Rootsi palgalõhet. Kui väiksemate palkade puhul on sugude palgaerinevus Rootsis selgelt väiksem, siis USAs on see väiksem suuremate palkade osas. (Albrecht et al 2003)

„Kleepuvat põrandat“ kirjeldati nähtusena juba 1970ndail – kui ametlikult pole tööl edutamise protokoll diskrimineeriv, siis tegelikkuses naisi siiski diskrimineeritakse. Teised uuringud on näidanud, et naisi edutatakse vähemalt sama suure tõenäosusega kui mehi. Naise ametikõrgendusega kaasnev palgatõus on kas sama suur kui meestel või väiksem. Tõendust on ka leidnud, et osa naisi teadlikult ei panusta oma inimkapitali suurendamisse ametikõrgenduse saamise eesmärgiga. Nad teavad, et lahkuvad peatselt tööturult, et olla lastega kodune, seega ei hakka nad meestega võrdsel määral karjääriredelil kõrgemale tõusmisele keskenduma. (Booth et al 2003)

Nende nähtustega on seotud ka „emade palgalõhe“ hüpotees. Naised lükkavad laste saamist edasi, et suurendada oma inimkapitali. See aga põhjustab palgalõhe lastega ja lasteta naiste vahel – „emade palgalõhe“. Põhjuseid selleks on mitmeid: töötavad emad ei tööta nii palju kui lasteta naised, emade inimkapitali ei suurene piisavalt kiiresti ning amortiseerub; emad otsivad peresõbralikke ja paindlikke töökohti, mis omakorda on väiksemate palkadega;

diskrimineerimine. (Cukrowska-Torzewska ja Lovasz 2016: 263) Beckeri (1985) hüpoteesid nägid ette, et kuna emade produktiivsus on väiksem, siis nende palk peakski olema väiksem kui lasteta naistel. Töötasu peaks olema väiksem isegi juhul, kui töötundide arv on sama, sest abielus naised otsivad mugavamalt ja vähem energiakulukat tööd (Becker 1985).

Kokkuvõttes on teadlased eri aegadel analüüsitud erinevaid seoseid inimkapitali ja töötasu vahel. Alati on jäänud mingi osa palgalõhest selgitamata ja ilmselt on see seotud sellega, et kõiki töötasu suurust mõjutavaid tegureid ei ole võimalik mõõta või hinnata. Väga olulist rolli mängivad ajaloolised traditsioonid, soorollid, riski võtmise julgus ja eelarvamused. Paljudel juhtudel on toodud välja naiste ja meeste erinev roll seoses perekondlike ülesannetega. Kuna peremudelid on ajas liberaliseerinud (näiteks meeste jäämine lapsehoolduspuhkusele, abiellumine pole enam kooseluks kohustuslik jms), siis võivad määravamaks muutuda hoopis isikuomadused – millised on naiste ja meeste erinevused.

## **1.2. Isikuomaduste teooriad**

Teises teoreetilise osa alapeatükis annab autor ülevaate isikuomaduste teooriate kujunemisest ning klassifitseerimisest. Tuuakse välja peamine isikuomaduste klassifitseerimise meetod, millele edasises uuringus tuginema hakatakse, ning isikuomaduste detailsem jaotus.

Kaks peamist algset isiksusetooriat löid Sigmund Freud ja Abraham Maslow. Esimene neist keskendus seksuaalsusele ja instinktidele, teine vajaduste hierarhiale. Suured isiksusetooriad on muutunud eraldi uurimisvaldkonnast ajaloolisteks päranditeks. Enamik empiirilisi uurimusi keskenduvad indiviidide erinevustele, mitte inimloomuse olemusele, samuti ei uurita inimeste erinevuste ja inimloomuse olemuse omavahelisi seoseid. Isikuomaduste psühholoogias on eesmärgiks leida indiviididevaheliste erinevuste statistiline struktuur. Konkreetse struktuuri kujundanud inimloomus ja evolutsioonilised põhjused jäetakse kõrvale. (Lewis et al 2019: 2-10)

Isikuomaduste teooriale pani aluse Gordon Allport (1921). Zuroff (1986:996) on jaganud isikuomaduste definitsioonid kolme gruppi. Esiteks, isikuomadused on tegelikud, põhjuslikud üksused, mis on vastavuses seni tundmata neurofüsioloogiliste struktuuridega

(Allport 1937, 1961, 1966, viidatud Zuroff 1986 vahendusel). Teiseks, isikuomadused on üksnes inimese varasemat käitumist kokkuvõtavad kirjeldused, mis tegelikkuses ei eksisteeri ning pole kindlasti põhjuslikud (Buss, Craik 1983, viidatud Zuroff 1986 vahendusel; Wiggins 1974, viidatud Zuroff 1986 vahendusel). Kolmandaks, isikuomadused on dispositsioonilised kontseptsioonid (kalduvus teatud moodi käituda) (Ryle 1949, viidatud Zuroff 1986 vahendusel). Hilisemal ajal on välja toodud, et isikuomadus on tavapärane, ajas püsiv käitumismuster, mõte või emotsioon (Kassin 2013) ning sarnastes olukordades erineval ajal erinevas kohas käituvad inimesed võrdlemisi stabiilselt, samas ka omavahel eristatavalt (Lewis et al 2019:13-14).

Caspi et al (2005:455) peavad isiksuseuuringute kõige keerulisemaks ülesandeks isikuomaduste taksonoomiat. Allporti (1921) ja eelnenud teadlaste töö põhjal sai esialgu kokku neliteist tüüpi fundamentaalseid isikuomadusi. Teooria edasiarendused leidsid 94 ja veel rohkemgi erinevat isikuomadust. Kui Allporti järgselt on välja töötatud mitmeid erineva võtmenumbriga isiksusetooriaid või teste, siis tänapäeval on kasutusel peamiselt kaks. Vähemlevinud meetodiks on EPQ (Eysenck Personality Questionnaire), mis jagab isikuomadused kolmeks: neurootilisus, ekstravertsus ja psühhootilisus (Eysenck 1991). Enamlevinud viisiks on jagada isikuomadused viide gruppi ehk Suurde Viisikusse (ingl *Big Five*). Iga omaduse juures on kümneid detaile, mille järgi hinnata isikuomaduse tugevust. Üheks võimaluseks on kümne omaduse küsimustik, kus küsimused paarikaupa viide gruppi jaotuvad. (Gosling et al 2003) Suurt Viisikut nimetatakse ka OCEANiks, mis tuleneb komponentide ingliskeelsetest esitähedest (tabel 2, teine veerg).

Isikuomadused selgitavad geneetilisi mõjutusi elusündmustele ning isikuomadused põhjustavad näiteks üle 30% geneetilisest mõjust lahutuse riskile (Caspi et al 2005). Evolutsioonipsühholoogid lähtuvad oma analüüsides seksuaalse valiku teooriast ja vanemliku investeerimise teooriast. Suured erinevused sugude vahel esinevad eelkõige isikuomadustes ja käitumismustrites, mis on seotud paaritumise ja järglaste kasvatamisega. (Giudice et al 2012) Ka Lewis et al (2019) peavad võtmekohaks asjaolu, et paljud isikuomadused on otseses seoses ellujäämise ja eduga järglaste saamisel. Näiteks saab tuua

armukadeduse erineva olemuse – mehed on tundlikumad füüsilisele truudusetusele, naised aga emotsionaalsele.

**Tabel 2.** Suure Viisiku isikuomadused.

Eesti keeles	Inglise keeles	Isikuomadused, mida hinnata a) skaala ühes äärmuses ja b) teises äärmuses	Vastand
avatus kogemusele	<i>Openness to experience</i>	a) uutele ideedele ja kogemustele avatud, elava fantaasiaga b) harjumuspäraselt eelistav, mitte eriti loominguine	suletus kogemusele (ingl <i>Closedness to experience</i> )
meelekindlus	<i>Conscientiousness</i>	a) kohusetundlik, distsiplineeritud b) hooletu, nõrga tahtejõuga	suuna puudumine (ingl <i>Lack of direction</i> )
ekstravertsus	<i>Extraversion</i>	a) aktiivne, entusiastlik b) endassetõmbunud, vaikne	introvertsus (ingl <i>Introversion</i> )
sotsiaalsus	<i>Agreeableness</i>	a) usaldav, tagasihoidlik, teistest hooliv, leplik b) kriitiline, riikas	vaenulikkus (ingl <i>Antagonism</i> )
neurootilisus	<i>Neuroticism</i>	a) ärev, kergesti ärrituv b) rahulik, emotsionaalselt tasakaalukas	emotsionaalne stabiilsus (ingl <i>Emotional stability</i> )

Allikas: (Gosling et al 2003, Matthews et al 2003, Mueller, Plug 2006).

Giudice et al (2012) uurisid Janet Shibley Hyde'i püstitatud „sugude sarnasuse hüpoteesi“ – mehed ja naised on sarnased enamikes, aga mitte kõigis psühholoogilistes muutujates, sarnasusi on enam kui erinevusi. Hüpotees hõlmab ka seda, et sugudevahelised erinevused on väikesed. Uurimuses leiti, et sugudevahelised erinevused isikuomadustes on tunduvalt ulatuslikumad, kui seni hinnatud. Muuhulgas tõid Giudice et al (2012) välja, et naised on tundlikumad, soojemad, kartlikumad; mehed on emotsionaalselt stabiilsemad, domineerivamad, valvsamad.

Mitmed uuringud on vaadelnud, milliseid erinevusi isikuomadustes on meestel ja naistel. Üle 200 000 naise ja üle 100 000 mehega küsitluse põhjal on analüüsi teinud Gosling et al (2014). Tabelis 3 on toodud isikuomaduse skoori muutus vanuse kasvades. Kasutatud on seitsme

palli skaalat (1-7) ning kõikide omaduste ja vanusegruppide keskmised jäävad vahemikku 3,79 kuni 5,58. Üsna homogeense tulemuse üheks põhjuseks võib olla väga suur valim.

**Tabel 3.** OCEAN-i isikuomaduste muutused sugude kaupa, noole suund näitab omaduse tõusu või langust vanuse kasvades (alates 15 kuni üle 61, vanusegruppide võrdlus) skaalal 1-7.

	<b>O</b>	<b>C</b>	<b>E</b>	<b>A</b>	<b>N</b>
naised	5,58-5,39 ↓	4,52-5,39 ↑	4,06-4,21 ↑	4,73-5,5 ↑	2,93-2,16 ↓
mehed	5,43-5,41-5,37 ↓	4,41-5,26 ↑	3,79-3,73-3,85 ↑	4,47-4,95 ↑	2,39-2,08 ↓

Allikas: (Gosling et al 2014).

Gosling et al-i (2014) tulemuste põhjal on naiste OCEANi arvulised väärtused kõrgemad, kui meestel. Väärtuste vahe meestega on väike avatuse ja meelegindluse puhul. Mehed on keskmiselt mõnevõrra introvertsemad, vaenulikumad ja emotsionaalselt stabiilsemad. Vanuse kasvades langeb mõlemal sool avatus ja neurootilisus, ülejäänud omaduste väärtused kasvavad. Samas naiste puhul on näha iga vanusegrupi võrdluses kindlasuunaline muutus, meeste puhul aga on vanuse kasvades kõikumisi isikuomaduse lõikes nii üles- kui allapoole.

Erinevad uuringud eri riikides on üldiselt Gosling et al-iga sarnaselt leidnud, et naised on keskmiselt sotsiaalsemad (A) ja neurootilisemad (N) kui mehed (Flinn, Todd, Zhang 2018). Costa et al (2001:1) uuringu põhjal selgub sarnaselt, et naised on neurootilisemad, sotsiaalsemad, soojemad (E) ja tundlikumad (O), mehed aga enesekindlamad ja ideedele avatumad. Costa et al (2001) on koostanud eelnevate uuringute ülevaate, kust selgub, et

- naised on järjepidevalt tunnistanud neurootilisemaks kui mehed erinevate uuringute põhjal; seda suuresti negatiivses mõttes – naistel on tuvastatud enam ärevust, depressiooni tunnuseid, erinevaid foobiaid jms;
- avatuse osas ei ole sageli võimalik üldiselt mehi ja naisi eristada, kuid on põhjust arvata, et naised on avatud pigem tunnetele ja mehed ideedele; näiteks suudavad naised paremini lugeda mitteverbaalseid signaale, samuti kogevad naised tundeid tugevamalt kui mehed;
- pigem harva uuritud meelegindluse osas on naiste punktisumma meeste omast kõrgem;

- naistele on omistatud tugevamad näitajad sotsiaalsuse osas, kuna naised on allaheitlikumad ja hoolivamad;
- ekstravertsuse osas pole tulemused järjepidevad ning suuremaid skooore on erinevates uuringutes saanud nii mehed kui naised.

Schmitt et al (2008) on leidnud, et naised on neurootilisemad, sotsiaalsemad, ekstravertsemad ja meelekindlamad kui mehed. Suurimad on erinevused neurootilisuses. Avatus on keskmiselt meestel kõrgem, kuid erineb tihtipeale kategooriates – naised on avatumad tunnetele, mehed uutele ideedele. (Schmitt et al 2008)

Kokkuvõttes on isikuomadusi defineeritud erinevalt, erinevatest alustest lähtudes ning ka klassifitseeritud mitut moodi. Levinud lähenemine on jagada isikuomadused kui ajas püsivad käitumismustrid Suurde Viisikusse. Sugude vahel on leitud erinevusi: naised on tugevalt neurootilisemad, mõnevõrra sotsiaalsemad ja meelekindlamad kui mehed. Ekstravertsuse ja avatuse osas on tulemusi erinevaid, pigem võib avatumaks pidada mehi.

### **1.3. Isikuomaduste seosed palgalõhega**

Kolmandas teooriaosa alapeatükis annab autor ülevaate uuringutest, kust selgus, millised isikuomadused ja kuidas mõjutavad töötulemusi ja tootlikkust, sealhulgas palka. Teiseks tuuakse välja sugudevahelisi isikuomaduste erinevusi puudutavate tööde tulemused. Seejärel on kokkuvõtlik ülevaade käesoleva uurimusega võrreldavatest välismaistest uuringutest – milliseid muutujaid on kasutatud ning milliste tulemusteni on jõutud. Välja on toodud ka mõningate Eesti uuringute tulemused.

Cubel et al (2016) toovad välja kolme isikuomadusega seotud mehhanismid, mis tootlikkust ja töötasu mõjutavad. Neurootilisuse puhul on uuringud korduvalt näidanud, et see pärsib tööl hakkamasaamist, kuna põhjustab ärevust, ärritavust, depressiooni, muretsemist ja ebakindlust. Peamised mehhanismid takistamaks saavutusi tööl on enesekindluse puudumine ning keskendumisraskused ajasurve all olles. Meelekindlad inimesed on hoolikad, vastutustundlikud ja töökad, mis peaks hästi mõjuma ka töötulemustele. Sotsiaalsed inimesed

võivad muuhulgas olla koostööaltid, abivalmid, altruistlikud, tagasihoidlikud, kaastundlikud ja usaldavad. Sotsiaalsuses on tavapäraselt kolm töötulemustele negatiivselt mõjuvat mehhanismi: teiste aitamine vähendab isiklike tulemusi; sotsiaalsed inimesed ei ole palgaläbirääkimistel piisavalt pealetükkivad; sotsiaalsed inimesed võtavad vastu ebastabiilsemaid ja madalama palgaga töökohti ning jäävad suurema tõenäosusega töötuks. (Cubel et al 2016)

Avatuse ja ekstravertsuse tunnused on mitmetahulised ning konkreetseid mehhanisme Cubel et al (2016) välja ei toonud. Avatus läbi kujutlusvõime, uudishimu, loovuse ja intellektuaalsuse võib töötulemustele mõjuda nii pärssivalt kui edasiviivalt – oleneb töö iseloomust. Ekstravertsed inimesed on vähemvalvsad ja väsivad kiiremini kui introverdid, samas on soojemad, ahnemad, ennast kehtestavamad, põnevust otsivamad ja ambitsioonikamad.

Oluliseks teemaks on tõstatatud ka eraldi kõigi mittekognitiivsete oskuste (mõttemustrid, tunded ja käitumine, näiteks kontrollikese, enesetõhusus ja teiste hulgas Suure Viisiku isikuomadused) seos palgaga, selgitades ka osa palgalõhest. Kuna erinevate isikuomadustega inimesed reageerivad palgapakkumistele erinevalt, premeerivad tööandjad endale meelepäraseid isikuomadusi sõltumata traditsioonistest inimkapitali ja töökoha-spetsiifilistest teguritest. (Brenzel ja Laible 2016)

Mitmel pool on leidnud kinnitust, et sugude isikuomaduste erinevused on seotud palgaerinevustega (Flinn, Todd, Zhang 2018). Nandi ja Nicoletti (2014: 3148) järjestasid palgalõhe tekitajad seose tugevuse järgi nii: avatus, neurootilisus, sotsiaalsus, ekstravertsus ja meelekindlus. Mueller ja Plug (2006) tõid kindlalt välja, et kõige märkimisväärsema kasu saavad mehed mitte-sotsiaalsusest (*non-agreeableness*) eelkõige seetõttu, et on antagonistlikumad kui naised. See tähendab, et palgaläbirääkimistel on meestel enam jultumust. Üldjoontes nii kohusetundlikkus (osa meelekindlusest), emotsionaalne stabiilsus kui ka ekstravertsus näitavad statistiliselt olulist seost palgakasvuga (Schäfer ja Schwiebert 2017). Seosed palgakasvuga on ka näiteks liigsel nõustumisel ja välisel kontrollikeskmes, kuid meeste ja naiste puhul võivad olla seosed erineva tugevusega (Pons, Nyhus 2012).

Austraalias läbi viidud uuringus (Flinn, Todd, Zhang 2018) on tehtud selged järeldused, et isikuomadused on palgaga samaväärses seoses, kui näiteks haridus ja varasem töökogemus. Meeste puhul on töötasu suurem, kui nad on meelekindlamad, ja väiksem, kui nad on sotsiaalsemad. Naiste puhul pole üksikud omadused statistiliselt olulised, kuid on kõik koos statistiliselt olulised. Meeste ja naiste omavahelises võrdluses on kõige olulisemaks palgalõhet kasvatavaks asjaoluks meelekindlus ja emotsionaalne stabiilsus, kuid vähendab palgalõhet sotsiaalsus. (*Ibid.*) Eesti Panga uuringus leiti, et naised on ja eelistavadki olla töösuhetes stabiilsemad; see tähendab ka, et naised pole nii riskialtid (Meriküll, Mõtsmees 2014). See omakorda on seotud isikuomadustega – ekstravertsus ja avatus suurendavad finantsilist riskitaluvust, sotsiaalsus, neurootilisus ja meelekindlus vähendavad seda (Pinjisakikool 2017:49).

Tabelis 4 on võrreldud mõnede palgalõhe ja isikuomaduste vaheliste seoste alaseid uuringuid. Kõigi puhul on küsitlus toimunud kuus või rohkem aastat enne teadustöö avaldamist. Võib arvata, et põhjuseks on riikliku või muu suuremahulise statistika ettevalmistamise pikk viitaeg ning detailsete küsitluste harv läbiviimine. Tulemusi saab võrrelda erinevate riikide ja esinduslikult suurte valimite näitel. Tuuakse välja, et mehed ja naised teevadki erinevaid isikuomadusi vajavaid töid (Nyhus, Pons 2005).

**Tabel 4.** Varasemate uuringute leiud isikuomaduste ja palga seose ning meeste ja naiste erinevuse kohta.

<b>Autorid</b>	<b>Riik ja aasta</b>	<b>Valimi suurus</b>	<b>Isikuomaduse seos palgaga</b>	<b>Meeste ja naiste erinevus</b>
Nyhus, Pons (2005)	Holland 1997	828	<ul style="list-style-type: none"> <li>emotsionaalne stabiilsus (neurootilisuse vastand) seostub palgaga positiivselt</li> <li>puudub kindel seos meelekindluse ja palga vahel</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>meestel ja naistel on erinevaid isikuomadusi vajavad töökohad</li> </ul>
Mueller, Plug (2006)	USA 1992	5025	<ul style="list-style-type: none"> <li>meeste võrdluses saavad paremat palka mitte-sotsiaalsed, avatud ja mitte-neurootilised</li> <li>naiste puhul võidavad meelekindlad ja avatumad</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>sotsiaalsus seostub meeste ja naiste puhul palgaga väga erinevalt</li> <li>avatus on oluline mõlemal grupil</li> </ul>

Heineck (2011)	UK 2005	5603	<ul style="list-style-type: none"> <li>• isikuomadustel on seos palgaga, kuid väike</li> <li>• sotsiaalsus seostub palgaga negatiivselt</li> <li>• avatus seostub positiivselt</li> <li>• ekstravertsuse ja palga vahel pole seost</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• nõrk seos meelekindluse ja naise palga vahel</li> <li>• neurootilisus seostub naiste palgaga negatiivselt</li> </ul>
Nyhus, Pons (2012)	Holland 2005	622		<ul style="list-style-type: none"> <li>• meeste puhul mängivad isikuomadused suuremat rolli töötasu suuruse puhul, kui naistel</li> </ul>
Nandi, Nicoletti (2014)	UK 2005	2688	<ul style="list-style-type: none"> <li>• väga koostöövalmid ja neurootilised inimesed saavad vähem palka</li> <li>• avatud ja ekstravertsed inimesed rohkem</li> <li>• meelekindlus pole statistiliselt oluline</li> </ul>	
Schäfer, Schwiebert (2017)	Saksa-maa 2005 ja 2009	7778	<ul style="list-style-type: none"> <li>• meelekindlusel, emotsionaalsel stabiilsusel ja ekstraversusel on seos palgaga</li> <li>• meelekindluse negatiivne seos palgale</li> <li>• suhe ei ole alati lineaarne</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• sugude erinevused meelekindluses ja emotsionaalses stabiilsuses suurendavad palgalõhet</li> <li>• sugudevaheline erinevus ekstraversuses vähendab palgaerinevust</li> </ul>
Flinn, Todd, Zhang (2018)	Austraalia 2005, 2009, 2011	6330	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Meelekindlad mehed saavad enam palka, sotsiaalsed vähem</li> <li>• Naiste puhul on olulised kõik isikuomadused korraga, mitte eraldi</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Isikuomadustel on sarnane seos palgaga kui haridus- ja töökogemusel</li> <li>• Sugude erinevused meelekindluses ja emotsionaalses stabiilsuses suurendavad palgalõhet</li> <li>• Sugude sotsiaalsuse erinevus vähendab palgalõhet</li> </ul>

Allikas: autori koostatud.

Kõige tugevamalt tuleb varasematest uuringutest välja, et neurootilisuse seos palgaga on negatiivne. Seda on välja toodud nii üldise seosena palgaga, aga ka mitmel korral eraldi naiste ja meeste puhul. Samuti on vähemalt viis uuringut, mis leidsid, et sotsiaalsusel on samuti negatiivne seos. Eriti tuleb see välja meeste puhul, sest sama on kinnitanud lausa kolm uurimust. Avatuse positiivne seos palgaga on selgunud mitmest uuringust. Ekstravertsuse palka suurendavat seost on välja toodud vaid ühes uuringus. Meelekindluse osas on ühed

autorid leidnud, et üldiselt on seos palgaga vähendav, kuid naiste ja meeste puhul eraldi on teised autorid välja toonud, et meelekindlus hoopis suurendab palka (tabel 5).

**Tabel 5.** Isikuomaduse seos palga suurusega, erinevate uuringute tulemused.

Isikuomadus	Üldine seos palgaga	Seos palgaga naistel	Seos palgaga meestel
<b>O</b> – avatus kogemusele	↑ (Nandi, Nicoletti 2014) ↑ (Heineck 2011)	↑ (Mueller, Plug 2006)	↑ (Mueller, Plug 2006)
<b>C</b> – meelekindlus	↓ (Nandi, Nicoletti 2014)	↑ (Mueller, Plug 2006)	↑ (Flinn, Todd, Zhang 2018)
<b>E</b> – ekstravertsus	↑ (Nandi, Nicoletti 2014)		
<b>A</b> – sotsiaalsus	↓ (Nandi, Nicoletti 2014)	↓ (Nyhus, Pons 2005)	↓ (Flinn, Todd, Zhang 2018) ↓ (Heineck 2011) ↓ (Mueller, Plug 2006)
<b>N</b> – neurootilisus	↓ (Nandi, Nicoletti 2014)	↓ (Nyhus, Pons 2005) ↓ (Heineck 2011)	↓ (Nyhus, Pons 2005) ↓ (Mueller, Plug 2006)

Allikas: autori koostatud.

Neurootilisemate ja sotsiaalsemate inimeste puhul on kõikides analüüsitud uuringutes saadud sama tulemus – nad saavad vähem palka. Seda nii üldise palgalõhe kui ka mehi-naisi eraldi puudutanud uuringute puhul. Avatuse ja ekstravertsuse puhul on täheldatud, et need seostuvad töötasuga positiivselt nii meeste kui naiste puhul. Meelekindluse osas on saadud mõlemasuunalisi tulemusi. (Tabel 6) Kui Nandi ja Nicoletti (2014) leidsid, et meelekindlus tähendab tööturul väiksemat palka, siis Flinn et al (2018) ning Mueller ja Plug (2006) toovad välja, et meelekindlus seostub positiivselt meeste ja naiste palgaga.

Eestis on soolise palgalõhe teemalised teadustööd avaldanud näiteks Anspal (2015a), Boiko (2015) ja Virkus (2013). Viimane neist on leidnud, et Eestis on selgitamata palgaerinevus kaks korda suurem kui selgitatud, osa sellest põhjustavad isikuomadused (Virkus 2013). Virkus (2013) jätkab, et põhjendatud palgalõhe esineb erinevates soo-, vanuse-, regionaalsetes kui ka etnilistes gruppides, kuid selgitamata palgalõhe vajab täiendavat uurimist.

Mahuka uurimistöö on 2001. aastal kirjutanud Kaia Philips, kes analüüsis muutusi Eesti ühiskonnas üleminekuperiood, aastatel 1989-1998. Ta leidis, et erinevate gruppide vahelised palkade erinevused on suurenenud, kuid vahed gruppide sees on väiksemaks muutunud. Palgalõhe meeste ja naiste vahel oli suur juba nõukogude ajal. 1998. aastaks oli sugude palgaerinevused vähenenud, samas suurenenud rahvuseline palgalõhe. (Philips 2001)

Märke gruppide vahelise palgalõhe muutustest on veelgi – hilisematel aastatel on palgaerinevus erinevate vanusegruppide lõikes hakanud ühtlustuma, mõnes vanusegrupis on nulli lähedale jõudnud ka etniline palgalõhe (Virkus 2013). Kui lisada tulemustele ka oskustest kui raskesti mõõdetavast põhjusest tulenev palgalõhe, ei selgita see siiski kogu palgalõhet (Boiko 2015). Tairi Rõõm ja Epp Kallaste (2004) on lahti seletanud põhjendatud ja selgitamata palgalõhe tekkemehhanismid ja teoreetilised põhjused, palgalõhe ja diskrimineerimise seosed. Täpsemalt toovad autorid välja, et sooline palgalõhe võib olla põhjustatud naiste ja meeste tööde erinevatest isikuomadustest, mahust, samuti naiste teistsugusest inimkapitalist (madalam haridustase ja väiksem töökogemus) – naiste madalamast tootlikkusest. Kui kõiki olulisi palgaga seostuvaid tegureid pole võimalik arvesse võtta, siis ülehindab selgitamata palgalõhe diskrimineerimist. Rõõm ja Kallaste (2004) toovad välja peamised meeste ja naiste ning nende käitumise erinevused:

- tööturukäitumine (küsitava palga suurus – naised küsivad väiksemat palka, tööotsimise aktiivsus – naised on vähemaktiivsed, valmisolek teatud palga eest tööle asuma – naistel on see summa väiksem, näiteks intensiivne tööotsing suurendab tõenäosust saada ka suuremat palka);
- psühholoogilised tegurid (näiteks riskitaluvus – mehed on riskialtimate, enesehinnang – mehed ülehindavad end sagedamini);
- naised küsivad madalamat palka;
- naised otsivad uut tööd vähemaktiivselt.

Järgnevalt on toodud ülevaade sellest, milliseid sõltumatuid muutujaid erinevad autorid käesoleva tööga sarnastes uuringutes on kasutanud (tabel 6). Mõned muutujad kattuvad pea

kõigis uuringutes, kuid suur osa on ka erinev. Seega pole ühtselt väljakujunenud muutujate paketti välja kujunenud

**Tabel 6.** Muutujad erinevates isikuomaduste ja palga vahelisi seoseis analüüsinud töodes.

Schäfer, Schwi- bert 2017	Flinn, Todd, Zhang 2018	Muel- ler, Plug 2006	Cubel et al 2016	Ny- hus, Pons 2005	Heineck 2011	Nandi, Nicoletti 2014	Nyhus, Pons 2012	Mit- mes kasu- tusel
palk, palgakasv	tunni- palk	tunni- palk	tunni- palk	tunni- palk	tunni- palk	palk	tunni- palk	8
Suur Viisik	Suur Viisik	Suur Viisik	Suur Viisik	Suur Viisik	Suur Viisik	Suur Viisik	Suur Viisik	8
sugu	sugu	sugu	sugu	sugu	sugu	sugu	sugu	8
vanus	vanus		vanus		vanus			4
haridus- aastad	haridus	haridus- aastad	haridus	üli- kool	haridus- tase	haridus- tase	haridus- tase	8
suhte- staatus		abielu			abielu		abielu	4
migrat- sioonitaust					regioon	regioon		3
sektor		sektor			sektor	erasektor	avalik sektor	5
ettevõttes suurus					ettevõtte suurus	alla 10 in. e-v-s		3
valgekrae		ameti- grupp			ameti- grupp	ameti- grupp		4
täistööaeg töötunnid	töö- tunnid				täis- tööaeg	täis- tööaeg	tööaeg	5
staaž		staaž		staaž	staaž	töö- kogemus	staaž	6
	töötamise staatus		töötamise staatus					2
	aeg lastega	laste arv					laste arv	3
	muu sissetulek	IQ	vanemate haridus		suitseta- ja, rass	tervise- problee- mid		

Allikas: autori koostatud.

Nii mõnedki uuringud on jõudnud küll omavahel sarnaste tulemusteni, kuid paljude puhul on järeldused siiski lahkuminevad ja laialivalguvad, eriti mis puudutab konkreetse isikuomaduse seost palgaga. Samuti on pigem keeruline valida muutujaid järgnevasse uuringusse, kuna

pole välja kujunenud kindlat paketti kontrollmuutujaid, mida kõikjal kasutatakse. Pigem on lähtunud andmete kättesaadavusest. Eestis konkreetselt isikuomaduste ja palgalõhe seoseid autorile teadaolevalt ei ole testitud. Käesoleva töö lähenemine mitte ainult ei analüüsi isikuomaduste ja palga seoseid, nagu on teinud enamik rahvusvahelisi uuringuid, vaid analüüsib läbi palgalõhe dekomponeerimise isikuomaduste rolli palgalõhe kujundamisel, eesmärgiga vähendada selgitamata osa palgalõhes. Paljuski selles seisnebki käesoleva töö uudsus.

## 2. PALGALÕHE JA ISIKUOMADUSTE SEOS EESTIS

### 2.1. Andmed ja meetodika

Käesolevas peatükis annab autor ülevaate, kuidas on koostatud ja ette valmistatud andmestik empiiriliseks analüüsiks, samuti tuuakse välja ülevaade kasutatavast meetodikast. Andmete analüüsimiseks on kasutatud statistikapaketti R. R-i originaalkujul olulisemad tulemused on esitatud töö lisades (viidatud vastavalt).

Magistritöö andmestikuks on 2013. ja 2017. aastal Eestis läbi viidud palgainfo uuringu andmed. Seal sisalduvad muuhulgas andmed inimese isikuomaduste ja netopalgala kohta. Uuringud on läbi viinud sõltumatu uuringute agentuur Palgainfo Agentuur (Tark Tööandja OÜ, [www.palgainfo.ee](http://www.palgainfo.ee)). Organisatsioon pakub tööturu- ja palgauuringutel põhinevat võrdlevat turuanalüüsi (Palgainfo Agentuur 2018). Vastajaid on mõlemal korral olnud üle 10 000: 2013. aastal läbi viidud uuringutulemuste andmebaasis on 12 877 vastajat; 2017. aasta mais 12 790.

Valim pole koostatud esinduslikult ning tulemusi üldistada ei saa. Vastamine oli vabatahtlik, eraldi valimit, kellele küsimustik saata, koostatud pole, kuid püüti kaasata erinevaid vanusegrupe ja erinevatel ametikohtadel töötavaid inimesi. Vastajate arvu peetakse koostajate poolt piisavalt suureks, et trende järgida. Vastanute seas pole inimesi, kes internetti ei kasuta. Vastajateks on töötajad ja tööotsijad, kelle küsitluse läbiviija on leidnud Palgainfo Agentuuri andmebaasist, CV Keskuse otsekontaktidest ja teiste partnerite otsekontaktidest. (Agentuuri uuringute... 2018)

Andmete kvaliteetsemaks muutmiseks on käesoleva uurimistöo edasisest analüüsist välja filtreeritud need, kes ei vastanud kõigile isikuomadusi puudutavatele küsimustele, kes ei töötanud, kes ei töötanud Eestis ning kes ei töötanud täistööajaga. Lisaks on enne andmete

töötlust kontrollitud, et iga vastaja kohta oleks olemas järgmised andmed, mida edaspidises analüüsis kasutatakse: vastamise keel (eesti või mitte), vanusegrupp, sugu, haridustase, ametigrupp, staaž, netopalk. Kui mõni näitaja oli vastusreast puudu, on need vastajad edasise analüüsist välja jäetud. Edaspidises analüüsis on oluliseks ka vastamise aasta. Loetletud muutujad on valitud sarnaselt varem kirjanduses kasutatud muutujatele. Täpsem ülevaade teiste autorite poolt kasutatud muutujatest on toodud peatükis 1.3 tabelis 6. Samuti on need peamised selgitavad tegurid, mida palka mõjutavateks muutujateks peetakse.

Eesti riigis töötamise ja täistööajaga seotud filtrid on lisatud selleks, et netopalk oleks võrreldav sarnases majanduskeskkonnas ja sama ajapanuse raames. Nimetatud tingimustele vastajaid jäi alles 9310 (5196 ja 4114 vastavalt 2013 ja 2017). Keskmine netopalk oli analüüsitava andmete põhjal vastajate hulgas 844 eurot 2013. aasta oktoobris vastanutel ning 1028 eurot 2017. aasta aprillis vastanuil. Võrdluseks saab välja tuua, et Statistikaameti andmetel oli samal ajal riigi keskmine brutokuupalk vastavalt 962 ja 1220 eurot (Statistikaamet 2018), mis makse (tulumaks, tulumaksuvaba osa, töötuskindlustusmaks, kogumispensioni makse) arvesse võttes on kooskõlas kasutatud andmetes toodud küsitlusega.

Ankeetküsitluses on vastajad andnud hinnangu skaalal 1-5 (ei ole nõus – olen nõus) enda isikuomadustele kümnes kategoorias (Lisa 1). Teistes isikuomadusi käsitlevates töödes on sageli kasutatud skaalat 1-7. Palgainfo uuringu jaoks eestindati skaala Tartu Ülikooli psühholoogide poolt. 1-5-pallise skaala valik oli küsitluse koostajatele loogiline ja lihtne lahendus olukorraks, kus pole palju aega, kuid on vaja usaldusväärset mõõta. Igat isikuomadust puudutas küsitluses kaks küsimust (kümme küsimust kõigi isikuomaduste kohta kokku) ning vastuste väärtused valiti skaalal 1-5 (ei ole nõus – olen nõus). Tulemuste koondamiseks on läbi viidud allpool loetletud sammud.

- Iga isikuomaduste grupi (OCEAN) kohta on esitatud kaks küsimust, mille vastuse väärtused on erisuunalised (näiteks „aktiivne, entusiastlik“ ja „endassetõmbunud, vaikne“). Ühe küsimuse vastuste skaala on pööratud ringi nii, et mõlema küsimuse vastused oleksid samasuunalised. Näiteks kui vastati „5“ (maksimaalne väärtus)

aktiivsele ja „1“ (minimaalne väärtus) endassetõmbunule, siis nüüd on mõlema vastuse väärtus „5“ (maksimaalne), kuna algsed küsimused presenteerisid vastandlikke väärtusi.

- Seejärel on vastuse punktid kokku liidetud. Praeguse näite puhul  $5+5=10$ .
- Et jõuda tagasi skaalani 1-5, on liitmistulemus jagatud küsimuste arvuga, siinkohal 2-ga.

Sarnaselt on vastuse väärtusi teisendanud ka Gosling et al (2014), kuid tema toodud näites on vastuste skaala 1-st 7-ni. Palgainfo uuringus on küsitud isikuomaduste kohta standardiseeritud küsimused, mida on kasutanud paljud teised uurijad.

Esimeseks statistilise analüüsi osaks on kirjeldava statistika ja keskvaartuse ülevaade. Teiseks on analüüsitud lineaarseid mudeleid ning leitud parim mudel. Kolmandaks on autor koostanud spetsiaalselt kahe grupi võrdlemiseks loodud statistilist meetodit – Oaxaca-Blinderi dekompositsiooni.

Oaxaca-Blinderi dekompositsiooni eesmärk on aidata hinnata, kuid suure osa kahe grupi erinevustest selgitavad võrranditesse sisestatud muutujad ja kui suur osa jääb selgitamata. Täpsemalt on palgalõhe selgitatud osa see, mida Oaxaca-Blinderi mudel selgitab läbi sisestatud sõltumatute muutujate ja selgitamata osa on see, mida mudeli muutujatega selgitada ei saa. Arvutuste aluseks on lineaarne regressioon mõlemale grupile (meestele ja naistele) eraldi, mudel avaldub (Hlavac 2018):

$$(2) \quad \ln W_i = \begin{cases} \beta^{naine} x_i + \varepsilon_i^{naine}, & \text{kui on naine} \\ \beta^{mees} x_i + \varepsilon_i^{mees}, & \text{kui on mees} \end{cases}$$

kus  $\ln W_i$  – naturaallõgaritm  $i$ -nda uuritava palgast,  
 $\beta^{naine}$  – regressioonikordajad naiste mudelis,  
 $\beta^{mees}$  – regressioonikordajad meeste mudelis,  
 $x_i$  – argumenttunnuste väärtused  $i$ -ndal uuritaval,  
 $\varepsilon_i^{naine}$  – vealiige naiste mudelis  $i$ -nda naise jaoks,  
 $\varepsilon_i^{mees}$  – vealiige meeste mudelis  $i$ -nda mehe jaoks.

Kahe mudeli vahe võrdlemiseks leitakse mudelite vahe. See avaldub (Hlavac 2018):

$$(3) \quad \Delta \overline{\ln W} = \overline{\ln W^{mees}} - \overline{\ln W^{naine}}$$

kus  $\Delta \overline{\ln W}$  – võrreldavate gruppide (mehed ja naised) logaritmitud palkade vahe,  
 $\overline{\ln W^{mees}}$  – naturaallogaritm meeste keskmisest palgast,  
 $\overline{\ln W^{naine}}$  – naturaallogaritm naiste keskmisest palgast.

Täpsemalt lahti kirjutades ilmneb ka statistika seos teooriaga: selgitatud ja selgitamata palgalõhe. See avaldub (Hlavac 2018):

$$(4) \quad \Delta \overline{\ln W} = \underbrace{(\overline{x^{mees}} - \overline{x^{naine}})' \hat{\beta}_{referents}}_{\text{selgitatud}} + \underbrace{\overline{x^{mees}}' (\hat{\beta}^{mees} - \hat{\beta}_{referents})}_{\text{selgitamata meestel}} + \underbrace{\overline{x^{naine}}' (\hat{\beta}_{referents} - \hat{\beta}^{naine})}_{\text{selgitamata naistel}}$$

$\underbrace{\hspace{15em}}_{\text{selgitamata}}$

kus  $\overline{x^{mees}}$  – mehe argumenttunnuse transponeeritud keskväärts,  
 $\overline{x^{naine}}$  – naise argumenttunnuse transponeeritud keskväärts,  
 $\hat{\beta}_{referents}$  – referentskordaja, mille suhtes dekomponeeritakse keskmine erinevus,  
 $\hat{\beta}^{mees}$  – regressioonimudelitest saadud regressioonikordajate hinnangud meeste mudelis,  
 $\hat{\beta}^{naine}$  – regressioonimudelitest saadud regressioonikordajate hinnangud naiste mudelis.

Pons ja Nyhus (2012), Nandi ja Nicoletti (2014) ning Schäfer ja Schwiebert (2017), kes on koostanud viimase aastate ühed olulisemad palgalõhe ja isikuomaduste seoste alased uuringud, on kasutanud analüüsimeetodina Oaxaca-Blinderi dekompositsiooni, mis on palgalõhe uurimisel laialt levinud vahend (Rööm, Kallaste 2004). Anspal et al (2009: 114) on näiteks toonud ka olukorra, kus kahe grupi keskmine palk on võrdne, kuid dekompositsioonist ilmneb selgitamata palgavahe. Sellises olukorras on ühe grupi tootlikkust mõjutavad näitajad teisest paremad (*Ibid.*).

Kuna Oaxaca-Blinderi meetod selgitatud palgalõhes sisaldavat diskrimineerimist arvesse ei võta, täiendasid Brown, Moon ja Zoloth (1980) mudelit nii, et see võtaks arvesse nii tööturu

segregatsiooni, ametialaste barjääride kui ka isiklike näitajate ja tootlikkuse aspektid. Meetodi kasutamise eelduseks on ülidetailsed andmed (*Ibid.* 9-10), mida käesolevas uurimistöös saadaval pole. Alternatiivse meetodi kasutamiseks oleks vaja andmeid eluloo ja töötamise ajaloo kohta, samuti peab arvutama (naiste) töölt eemaloleku aega täpsemalt (võttes arvesse lastega kodus olemise perioodi), kogemuste ja oskuste eristamist praegusel ja eelmisel töökohal, lisaks info ellusuhtumise ja perekonna ajaloo kohta. Seega jääb autor Oaxaca-Blinderi dekompositsiooni kasutamise juurde.

## **2.2. Soolise palgalõhe ja isikuomaduste andmete kirjeldav statistika**

Käesolevas peatükis kirjeldab autor uurimistöö empiirilise osa aluseks olevaid andmeid täpsemalt ning toob välja kirjeldava statistika erinevate gruppide kaupa. Keskväärtused on arvutatud ja välja toodud erinevate gruppide kaupa. Olulisemad erinevused on välja toodud, kuna võivad olla potentsiaalsed allikad mudelite selgitusteks.

Uurimistöös on kasutusel Palgainfo andmebaasides (2013, 2017) sisalduv informatsioon vastajate palga, soo, vastamise keele, vanusegrupi, haridustaseme, staaži, ametigrupi ja isikuomaduste kohta. Nende tunnuste seost palgaga hakatakse uurima läbi statistiliste mudelite koostamise ning varasema kirjanduse põhjal võivad moodustada suure osa selgitatud palgalõhe. Käesoleva töö mudelites kasutatavad muutujad on defineeritud binaarselt (sugu, vastamise keel), pidevalt (vastamise aasta), kategooriliselt (vanusegrupp, haridustase, staaž, ametigrupp) või järjestustunnustena (isikuomadused OCEAN).

Loetletud tegurite valikut ja koostamise põhimõtteid on kirjeldatud detailselt lisa 2. Valiku aluseks on tabel 4 peatükist 1.3, kus on välja toodud varasemates uuringutes kasutatud tegurid. Varasemates uuringutes (kolmes 8-st) on kasutatud muutujatena ka veel sektorit (era- või avalik sektor), ettevõtte suurus ja suhtestaatus, mida käesoleva uurimistöö aluseks olevas andmestikus küsitud polnud. Ülejäänud tegurid esinesid ühes või kahes uurimuses ning pole seetõttu enamiku poolt oluliseks peetud, näiteks regioon ja laste arv.

Kirjeldava statistika tabelis (tabel 7) on välja toodud uurimistöö andmestikuks olevate statistiliste näitajate jaotus kategooriate ja vastamisaastate kaupa. 25 667-st vastusreast on andmete puhastamise järel alles jäänud 36% ehk 9310.

**Tabel 7.** Uuringu andmete kirjeldav statistika.

	<b>2013</b>	<b>%</b>	<b>2017</b>	<b>%</b>	<b>Kokku</b>	<b>%</b>
kokku	5196	56	4114	44	9310	100
naised	3260	63	2754	67	6014	65
mehed	1936	37	1360	33	3296	35
eesti keel	4175	80	3679	89	7854	84
vene keel	1021	20	435	11	1456	16
vanusegrupp 16-24	464	9	203	5	667	7
vanusegrupp 25-34	1931	37	1298	32	3229	35
vanusegrupp 35-44	1373	26	1031	25	2404	26
vanusegrupp 45-54	1001	19	973	24	1974	21
vanusegrupp 55-64	406	8	558	14	964	10
vanusegrupp 65-74	21	0	51	1	72	1
kuni keskharidus	880	17	818	20	1698	18
kutseharidus	1243	24	1179	29	2422	26
kõrgharidus	3073	59	2117	51	5190	56
amet - juhid	786	15	644	16	1430	15
amet - tippspetsialistid	1263	24	1140	28	2403	26
amet – tehnikud ja keskastme spetsialistid	1052	20	845	21	1897	20
amet – ametnikud	676	13	408	10	1084	12
amet - teenindus- ja müügitöötajad	577	11	414	10	991	11
amet – põllum, metsan, jahin ja kalan oskust	26	1	26	1	52	1
amet - oskustöötajad ja käsitöölised	422	8	303	7	725	8
amet – seadme- ja masinaop ja koostajad	186	4	186	5	372	4
amet - lihttöölised	208	4	148	4	356	4
staaž alla 1 aasta	1023	20	743	18	1766	19
staaž 1-2 aastat	1228	24	858	21	2086	22
staaž 3-4 aastat	934	18	781	19	1715	18
staaž 5 aastat ja rohkem	2011	39	1732	42	3743	40

Allikas: (Palgauuring 2013; Palgauuring 2017), autori arvutused.

Naiste ja meeste võrdluses saab välja tuua, et valimis on sarnane meeste ja naiste keeleline ja vanuseline jaotus. Ühetaolised on ka staažijaotused. Erinevustest saab välja tuua suurema kõrgharitud naiste osakaalu (60% naistest ja 49% meestest). Jaotus ametigrupiti toob välja, et naised on meestest rohkem tehnikute, keskastme spetsialistide, ametnike ning teenindus- ja müügitöötajate hulgas, kokku 53% naistest, samas 25% meestest. Mehed on koondunud

juhtideks, oskustöötajatest, käsitöolisteks ning seadme- ja masinaoperaatoriteks ja koostajateks – 42% meestest, 19% naistest. (Tabel 8)

**Tabel 8.** Kirjeldav statistika meeste ja naiste kohta eraldi.

	<b>Naised</b>	<b>Naised %</b>	<b>Mehed</b>	<b>Mehed %</b>
eesti keel	5188	86	2666	81
vene keel	826	14	630	19
vanusegrupp 16-24	436	7	231	7
vanusegrupp 25-34	1905	32	1324	40
vanusegrupp 35-44	1535	26	869	26
vanusegrupp 45-54	1402	23	572	17
vanusegrupp 55-64	694	12	270	8
vanusegrupp 65-74	42	1	30	1
kuni keskharidus	969	16	729	22
kutseharidus	1460	24	962	29
kõrgharidus	3585	60	1605	49
amet – juhid	797	13	633	19
amet – tippspetsialistid	1511	25	892	27
amet – tehnikud ja keskastme spetsialistid	1431	24	466	14
amet – ametnikud	902	15	182	6
amet - teenindus- ja müügitöötajad	820	14	171	5
amet – põllum, metsan, jahin ja kalan oskust	26	0	26	1
amet - oskustöötajad ja käsitöölised	241	4	484	15
amet – seadme- ja masinaop ja koostajad	95	2	277	8
amet - lihttöölised	191	3	165	5
staaž alla 1 aasta	1155	19	611	19
staaž 1-2 aastat	1337	22	749	23
staaž 3-4 aastat	1055	18	660	20
staaž 5 aastat ja rohkem	2467	41	1276	39

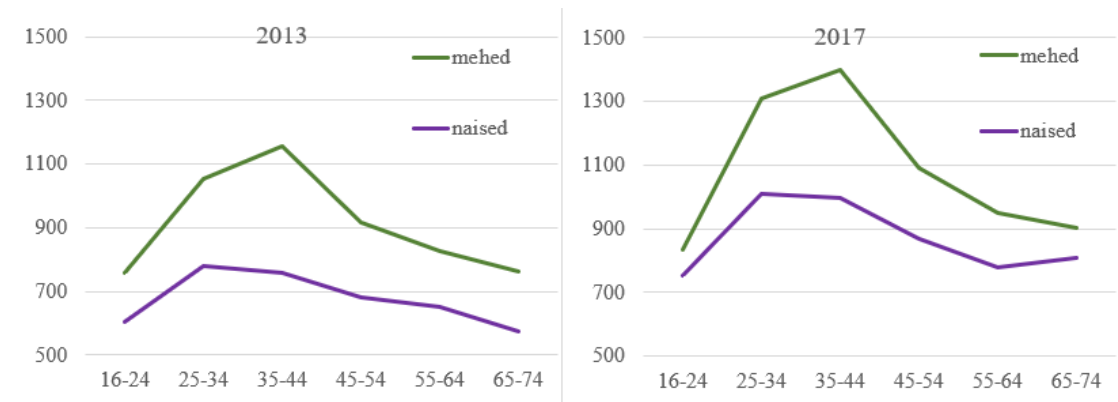
Allikas: (Palgauuring 2013; Palgauuring 2017), autori arvutused.

Võrdlusest üldkogumiga (Eesti Statistika 2020) selguvad mõned erisused. Naisi on valimis enam (kaks kolmandikku) kui üldkogumis (pool). Vanusegruppe 16-24, 55-64 ja 65-74 on vähem kui üldkogumis. Seda seetõttu, et nimetatud vanusegruppides on palju inimesi, kes veel tööl ei käi (õpilased ja üliõpilased) või enam tööl ei käi (pensionärid). Kui üldkogumis on 25-34- ja 35-44-aastaseid võrdselt (mõlemaid viiendik), siis valimis on 25-34-aastaseid

rohkem, kokku lausa kolmandik vastanuid. Ametigrupiti on ülesindatud võrreldes üldkogumiga juhid ja tippspetsialistid ning tehnikud, keskastme juhid ja ametnikud – see tähendab valgekraed. Sinikraede esindatus on üldkogumiga võrreldes väiksem. Täpsem ülevaade on toodud lisa 3.

Mincer (1958) kaarekujuline palga ja vanuse suhte graafik joonistub käesolevate uurimisandmete põhjal välja (joonis 2). Vanuse kasvades on palga langus sujuvam, kui nooremate palgakasv. 2013. ja 2017. aasta andmete erinevuseks on 2017. aasta järsem kaar. See tähendab, et keskmiste vanusegruppide palk oli kasvanud enam kui noorte ja vanemate inimeste. Noorimas vanusegrupis on palgad meeste ja naiste vahel üksteisele lähenenud, kuid kõige kõrgemate palkadega vanusegruppides on sooline segregatsioon süvenenud. Samuti on erisuseks 2017. aastal naiste vanima vanusegrupi (65-74) suurem palk võrreldes vanusegrupiga 55-64.

**Joonis 2.** Keskmine palk vanusegruppide, sugude ja aastate kaupa.



Allikas: (Palgauuring 2013; Palgauuring 2017), autori arvutused.

Esialgne palgalõhe, mida põhjendatud teguritega korrigeeritud pole, on arvatud tabelis 9. Sarnaselt Statistikaametile, on ka käesolevas andmestikus meeste ja naiste vaheline palgalõhe üle 20%.

**Tabel 9.** Vastajate sooline jaotus, keskmised palgad ja palgalõhe.

Aasta	Naised (% vastanutest)	Mehed (% vastanutest)	Naiste keskmine netopalk (se)	Meeste keskmine netopalk (se)	Palgalõhe
2013	3260 (63)	1936 (37)	736 EUR (370)	1025 EUR (530)	$\frac{(1025 - 736)}{1025} = 28\%$
2017	2754 (67)	1360 (33)	927 EUR (486)	1227 EUR (634)	$\frac{(1227 - 927)}{1227} = 24\%$

Allikas: (Palgauuring 2013; Palgauuring 2017), autori arvutused.

Analüüsitavas uuringus küsiti Suure Viisiku isikuomadusi läbi hinnangu kümnele isikuomadusele. Tabelis 10 toodud keskmine vastuseskoor sugude lõikes suuri erinevusi ei näita. Näiteks skaalal 1-5 on küsimuse „Hooletu, nõrga tahtejõuga“ keskmine skoor 1,5 – pigem ei olda väitega nõus. Teistest omadustest madalama skoori põhjuseks võib olla ka see, et taoliste sõnadega ei soovita ennast kirjeldada, mitte ei see tõe le ei vastaks. Meeste ja naiste hinnang enda isikuomadustele on üsna sarnane, erineb 0-0,3 punkti võrra igas kategoorias. See on alla 6%. Gruppidevahelised erinevused on statistiliselt olulised 8 küsimuse korral 10-st. Üks O-d (avatust) ja üks N-i (neurootilisust) puudutava küsimuse vastuste gruppidevaheliste erinevuste p-väärtus oli 0,05-st suurem.

**Tabel 10.** Keskmine väärtus hinnangu kohta isikuomadusele skaalal 1-5, isikuomaduste erinevuse olulisuse tõenäosused (Wilcoxon'i astaksumma test).

Sugu	O - harjumuspärasest eelistav, mitte eriti loominguine	O - uutele ideedele ja kogemustele avatud, elava fantaasiaga	C - kohusetundlik, distsiplineeritud	C - rahulik, emotsionaalselt tasakaalukas	E - aktiivne, entusiastlik	E - endassetõmbunud, vaikne	A - enesekeskne, skeptiline	A - teistest hooliv, leplik	N - ärev, kergesti ärrituv	N - hooletu, nõrga tahtejõuga
mehed	2,6	4,1	4,3	4,0	3,9	2,4	2,6	3,9	2,2	1,6

naised	2,6	4,0	4,6	3,9	4,1	2,1	2,3	4,1	2,1	1,5
keskmine	2,6	4,1	4,5	3,9	4,0	2,2	2,4	4,1	2,2	1,5
p	0,09	0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	0,11	<0,01

Allikas: (Palgauuring 2013; Palgauuring 2017), autori arvutused.

Kokkuvõttes saab välja tuua, et tegurite keskväärtused Palgainfo andmebaasi põhjal on kooskõlas näiteks Statistikaameti andmetega (keskmine palk), samuti kontrolliti erisusi üldkogumiga. Keskväärtused on ka kahe uuringuaasta võrdluses järjepidevad. Meeste ja naiste vastused isikuomadusi puudutavatele küsimustele on valdavalt statistiliselt oluliste keskväärtuste erinevustega. Muutujad valiti käesolevasse uuringusse teiste sarnaste uuringute põhjal.

### 2.3. Palgavõrrandid ja soolise palgalõhe dekompositsioon

Statistiliste seoste analüüs jaguneb kolmeks peamiseks osaks. Kõigepealt uuritakse gruppide erinevuse olulisuse tõenäosuseid. Seejärel koostatakse lineaarsed mudelid palga ja sõltumatute muutujate vahel ja valitakse välja parim mudel. Kolmandaks, lineaarsete mudelite järel saab koostada Oaxaca-Blinderi dekompositsiooni, kust selgub selgitatud ja selgitamata palgalõhe ning selle statistiline olulisus käesolevas uurimistöös.

Gruppide võrdlemiseks on kasutatud Wilcoxon'i astaksummatesti (kahe grupi võrdlemiseks) ja Kruskal-Wallis'e astaksummatesti (rohkem kui kahe grupi võrdlemiseks). Nimetatud testid on alternatiivid t-testile ja ühefaktorilisele dispersioonanalüüsile. Wilcoxon'i ja Kruskal-Wallis'e astaksummatestide eeliseks on praegusel juhul normaaljaotuse eelduse puudumine, kuna OCEANi väärtused ei ole normaaljaotusega. Jaotuste joonised on toodud lisas 4. Kruskal-Wallis'e testid näitavad vähemalt kahe muutujarühma vahelist statistiliselt olulist erinevust, aga mitte seda, milliste rühmade vahel erinevus on. Edasine analüüs Kruskal-Wallis'e testide jätkuks on Dunni test, mis näitab paarikaupa võrdluse statistilist olulisust, kus p-väärtus on korrigeeritud mitmese võrdlemise jaoks.

Tabelis 11 on toodud andmestikust valitud sõltumatute muutujate kategooriate OCEANi väärtused skaalal 1-5 ning lisatud on gruppide vaheliste erinevuse olulisuse tõenäosused. Seitsme muutuja puhul oli gruppide vaheline erinevus statistiliselt oluline C (meelekindlus) puhul kõigi tegurite lõikes, E (ekstravertsus) ja A (sotsiaalsus) puhul kuue teguri lõikes, O (avatus) ja N (neurootilisus) puhul vastavalt nelja ja kahe teguri lõikes. Wilcoxon ja Kruskal-Wallise testide tulemused on toodud tabelis, Dunni testide tulemused on lisas 5.

**Tabel 11.** Isikuomadused sõltumatute muutujate kategooriate kaupa skaalal 1-5 ja erinevuse olulisuse tõenäosused.

	Vastajaid / test	O	C	E	A	N
naine	6014 (65%)	3,73	4,55	3,97	2,09	2,13
mees	3296 (35%)	3,75	4,34	3,74	2,37	2,10
p	Wilcoxon	0,19	<0,001	<0,001	<0,001	0,04
eesti keel	7854 (84%)	3,73	4,45	3,91	2,18	2,12
vene keel	1456 (16%)	3,75	4,58	3,73	2,22	2,12
p	Wilcoxon	0,35	<0,001	<0,001	0,07	0,57
16-24 aastased	667 (7%)	3,84	4,42	3,86	2,29	2,23
25-34 aastased	3229 (35%)	3,76	4,42	3,85	2,26	2,18
35-44 aastased	2404 (26%)	3,73	4,48	3,91	2,20	2,13
45-54 aastased	1974 (21%)	3,70	4,55	3,92	2,08	2,01
55-64 aastased	964 (10%)	3,69	4,51	3,89	2,09	2,06
65-74 aastased	72 (1%)	3,78	4,52	4,03	2,05	2,06
p	Kruskal-Wallis	<0,001	<0,001	0,01	<0,001	<0,001
staaž alla 1 aasta	1766 (19%)	3,81	4,43	3,88	2,20	2,14
staaž 1-2 aastat	2086 (22%)	3,78	4,46	3,88	2,18	2,12
staaž 3-4 aastat	1715 (18%)	3,70	4,44	3,88	2,23	2,14
staaž üle 5 aasta	3743 (40%)	3,69	4,51	3,90	2,16	2,11
p	Kruskal-Wallis	<0,001	<0,001	0,91	0,009	0,72
kuni keskharidus	1698 (18%)	3,71	4,42	3,84	2,19	2,14
kutseharidus	2422 (26%)	3,70	4,51	3,90	2,15	2,12
kõrgharidus	5190 (56%)	3,76	4,47	3,89	2,20	2,12
p	Kruskal-Wallis	0,001	<0,001	0,03	0,003	0,43
ametigrupp 1 (juhid)	1430 (15%)	3,90	4,44	4,10	2,25	2,16
ametigrupp 2 (tippspetsialistid)	2403 (26%)	3,78	4,41	3,83	2,23	2,11
ametigrupp 3 (tehnikud ja keskastme spetsialistid)	1897 (20%)	3,68	4,48	3,87	2,15	2,13
ametigrupp 4 (ametnikud)	1084 (12%)	3,60	4,51	3,87	2,15	2,13
ametigrupp 5 (teenindus- ja müügitöötajad)	991 (11%)	3,71	4,56	3,97	2,05	2,10

a-gr 6 (põllum, metsan, jahin ja kaland oskustöölised)	52 (1%)	3,72	4,45	3,75	2,14	2,14
ametigrupp 7 (oskustöötajad ja käsitöölised)	725 (8%)	3,76	4,51	3,77	2,22	2,12
ametigrupp 8 (seadme- ja masinaop ja koostajad)	372 (4%)	3,67	4,49	3,79	2,23	2,13
ametigrupp 9 (lihttöölised)	356 (4%)	3,55	4,52	3,69	2,22	2,10
p	Kruskal-Wallis	<0,001	<0,001	<0,001	<0,001	0,74
vastamise aasta 2013	5196 (56%)	3,76	4,53	3,94	2,14	2,06
vastamise aasta 2017	4114 (44%)	3,71	4,40	3,82	2,24	2,20
p	Wilcoxon	<0,001	<0,001	<0,001	<0,001	<0,001
		O	C	E	A	N
Mitme muutuja puhul 7-st oli p-väärtus väiksem 0,05-st?		4	7	6	6	2

Allikas: (Palgauuring 2013; Palgauuring 2017), autori arvutused.

Naiste ja meeste võrdluses olid statistiliselt olulised erinevused CEANi puhul, O puhul mitte. N-i puhul olid väärtuste erinevused väga väikesed, kuid CEA puhul natuke suuremad (u 0,2 skaalal 1-5, see on u 5%). Seega saab öelda, et naiste ja meeste erinevus mõne isikuomaduse puhul on statistiliselt oluline ka käesoleva uurimistöö andmestiku puhul.

Eesti- ja venekeelsete vastajate puhul olid statistiliselt olulised erinevused C (meelekindlus) ja E (ekstravertsus) puhul. Väärtuste erinevused olid väiksemad kui meeste ja naiste võrdluses. Seega ei tulnud valimi eesti- ja venekeelsete vastajate puhul isikuomaduste erinevus nii tugevalt välja kui sugude lõikes.

Vanusekategoriate puhul olid väärtuste erinevused statistiliselt olulised kõigi isikuomaduste puhul. Gruppide väärtuste erinevused olid jällegi väiksemad kui sugude võrdluses. Selgelt välja ei tule, et mõni isikuomadus vanusegrupi kasvades suureneks või väheneks, kuid suunda on märgata siiski näiteks O (avatus), A (sotsiaalsus) ja N (neurootilisus) vähenemiseks ning C (meelekindlus) ja E (ekstravertsus) suurenemiseks. Vanusegruppide paaride võrdluses on O, C, A ja N-i puhul märgata üle poole statistiliselt oluliste erinevustega vanusegrupipaare, E puhul on enamik paare statistiliselt ebaoluliste erinevustega.

Staažikategoriate gruppide OCEANi väärtuste erinevus oli statistiliselt oluline O, C ja A puhul, E ja N-i puhul mitte. Väärtuste erinevused gruppide vahel on väiksemad kui sugude

puhul. Staažigruppide omavahelises võrdluses selgub, et O ja C puhul on mõned staažipaarid statistiliselt oluliste erinevustega, kuid EAN-i puhul neid pole. Haridustasemetes on statistiliselt olulised väärtuste erinevused OCEA korral, N-il mitte – sarnasus ametigruppide võrdlusega. Väärtuste vahed grupiti on väga väikesed. Paarikaupa võrdlustes on üle poole haridustasemeid omavahel statistiliselt oluliste erinevustega, N-i puhul pole seda ükski paar. Lisaks vanusegruppidele on ka vastamise aasta korral OCEANi väärtuste erinevused statistiliselt olulisused kõigi isikuomaduste puhul. Väärtuste vahed kahel aastal jäävad kõigi isikuomaduste puhul väiksemaks kui 0,15 punkti 1-5-pallisel skaalal. See näitab, et vastajad on 2013. ja 2017. aastal olnud erinevate isikuomadustega, kuid vähe.

Ametigruppe on üheksa ning vastajad jaotuvad neis ebaühtlaselt (52 kuni 2403 vastajat grupi kohta). Väärtuste erinevused on statistiliselt olulised OCEA puhul, N-i puhul mitte. Kuna ametigruppide standardne klassifikatsioon pole tingimata hierarhiline, ei ole oodata ka kindlasuunalist isikuomaduse muutust. Sellegipoolest, OEANi puhul on kõrgeimate keskväärtustega ametigrupp 1 (juhid), C puhul ametigrupp 5 (teenindus- ja müügitöötajad) – suurima meelekindlusega. Ametigrupiti on isikuomaduste väärtused kohati suuremate vahedega kui naiste ja meeste puhul – O ja E puhul lausa 10% (0,4 punkti skaalal 1-5). Dunni testiga (lisa 5) gruppe paarikaupa võrreldes nähtub, et O ja C puhul umbes pooled ametigruppide paaridest on statistiliselt oluliste erinevustega, E ja A puhul on selliseid paare mõnevõrra enam. N-i puhul on kõikide ametipaaride vahelised erinevused statistiliselt ebaolulised.

Eraldi isikuomaduste OCEAN omavahelised monotoonsed sõltuvused Spearmani korrelatsioonikordaja ( $r$ ) järgi enamasti puuduvad või on väga nõrgad (jäävad vahemikku -0,3 kuni 0,3). Nõrka seost on näha O ja E (0,43), C ja E (0,31), C ja A (-0,31) ning A ja N-i (0,34) vahel. Keskmist ja tugevat seost pole ühegi isikuomaduste paari vahel. (Lisa 6)

Lineaarse regressiooni mudelite koostamist alustatakse esialgselt kontrollmudelitest (mudel 1, tabel 12), kuhu on sõltuva muutujana kaastatud naturaallogaritmide netopalk, sõltumatute muutujatena on mudelis sugu, vastamise keel, vastamise aasta, vanusegrupp, staaž,

haridustase ja ametigrupp. Netopalka logaritmine annab parema võimaluse mudelite tõlgendamisel protsentuaalsete vahedena.

Teise lineaarse mudeli puhul lisab autor sõltumatute muutujatena mudelisse ka OCEANi viis tegurit eraldi. Kolmas mudel on ainult naistele, sisaldades kontrollmuutujaid ja OCEANit, neljas mudel analoogselt meestele. Peamised tulemused on esitatud tabelis 12 ning detailsemalt R-i väljundina lisades 7-10 (vastavalt mudelid 1-4).

**Tabel 12.** Netopalka seos kontrollmuutujate ja OCEANiga, lineaarse regressiooni mudelid.

Sõltuv muutuja – logaritmitud netopalk	Mudel 1	Mudel 2	Mudel 3 – naised	Mudel 4 – mehed
		OCEAN	OCEAN	OCEAN
muutujad	$\beta^{**}$ (se)	$\beta^{**}$ (se)	$\beta^{**}$ (se)	$\beta^{**}$ (se)
vabaliige	-104,3*** (3,84)	-104*** (3,88)	-110,4*** (4,67)	-89,86*** (6,85)
amet 2 (tippspetsialistid) (võrdlusgrupp juhid)	-0,149*** (0,01)	-0,140*** (0,01)	-0,150*** (0,02)	-0,120*** (0,02)
amet 3 (tehnikud ja keskastme spetsialistid) (v-g juhid)	-0,283*** (0,01)	-0,273*** (0,01)	-0,260*** (0,02)	-0,310*** (0,02)
amet 4 (ametnikud) (v-g juhid)	-0,356*** (0,01)	-0,348*** (0,01)	-0,339*** (0,02)	-0,391*** (0,03)
amet 5 (teenindus- ja müügitöötajad) (v-g juhid)	-0,638*** (0,02)	-0,629*** (0,02)	-0,620*** (0,02)	-0,655*** (0,03)
amet 6 (põllum., metsanduse, jahinduse ja kalanduse oskustöölised) (v-g juhid)	-0,603*** (0,05)	-0,590*** (0,05)	-0,516*** (0,07)	-0,674*** (0,07)
amet 7 (oskustöötajad ja käsitöölised) (v-g juhid)	-0,471*** (0,0172)	-0,463*** (0,0172)	-0,507*** (0,03)	-0,443*** (0,02)
amet 8 (seadme- ja masinaop. ja koostajad) (v-g juhid)	-0,461*** (0,02)	-0,453*** (0,02)	-0,550*** (0,04)	-0,408*** (0,03)
amet 9 (lihttöölised) (v-g juhid)	-0,618*** (0,02)	-0,608*** (0,02)	-0,608*** (0,03)	-0,604*** (0,03)
vanusegrupp 25-34 (v-g 16-24)	0,138*** (0,02)	0,142*** (0,02)	0,124*** (0,02)	0,184*** (0,03)
vanusegrupp 35-44 (v-g 16-24)	0,142*** (0,02)	0,148*** (0,02)	0,108*** (0,02)	0,242*** (0,03)
vanusegrupp 45-54 (v-g 16-24)	0,0293 (0,02)	0,0393* (0,02)	0,028 (0,02)	0,078* (0,03)
vanusegrupp 55-64 (v-g 16-24)	-0,0560** (0,02)	-0,0459* (0,02)	-0,033 (0,02)	-0,068 (0,03)
vanusegrupp 65-74 (v-g 16-24)	-0,183*** (0,04)	-0,174*** (0,04)	-0,164** (0,06)	-0,144* (0,07)

eesti keel (v-g vene keel)	0,111*** (0,01)	0,110*** (0,01)	0,118*** (0,01)	0,095*** (0,02)
naine (v-g mees)	-0,295*** (0,01)	-0,293*** (0,01)		
staaž 1-2 aastat (v-g alla 1 aasta)	0,0394*** (0,0116)	0,0396*** (0,0115)	0,044** (0,01)	0,034 (0,02)
staaž 3-4 aastat (v-g alla 1 aasta)	0,0562*** (0,01)	0,0538*** (0,01)	0,050*** (0,01)	0,061** (0,02)
staaž üle 5 aasta (v-g alla 1 aasta)	0,0727*** (0,01)	0,0705*** (0,01)	0,058*** (0,01)	0,089*** (0,02)
vastamise aasta	0,0552*** (0,00)	0,0549*** (0,00)	0,058*** (0,00)	0,048*** (0,00)
kutseharidus (v-g kuni keskharidus)	-0,0244* (0,01)	-0,0259* (0,01)	-0,030* (0,01)	-0,024 (0,02)
kõrgharidus (v-g kuni keskharidus)	0,167*** (0,01)	0,165*** (0,01)	0,170*** (0,01)	0,149*** (0,02)
O		-0,000367 (0,01)	-0,008 (0,01)	0,013 (0,01)
C		0,0121 (0,01)	0,005 (0,01)	0,010 (0,01)
E		0,0266*** (0,01)	0,017* (0,01)	0,048*** (0,01)
A		0,0419*** (0,01)	0,042*** (0,01)	0,043*** (0,01)
N		0,00775 (0,01)	0,013* (0,01)	-0,005 (0,01)
r ruut	0,46	0,47	0,44	0,41

N=9310; N=9310; N=6014; N=3296

\*\*\*  $0 \leq p < 0,001$

\*\*  $0,001 \leq p < 0,01$

\*  $0,01 \leq p < 0,05$

Allikas: (Palgauuring 2013; Palgauuring 2017), autori arvutused.

Koostatud mudeleid tuleb tõlgendada nii, et suurus  $e^\beta$  näitab, mitu korda keskmiselt analüüsitava muutuja gruppi kuuluva inimese palk on suurem ( $\beta > 0$ ) või väiksem ( $\beta < 0$ ) gruppi mittekuuluva inimese palgast muude tingimuste samaks jäädes. Näiteks mudelis 2 on naiste palk ( $1/e^{-0,293} =$ ) 1,34 korda väiksem kui meeste palk ning mudelis 3 on naisjuhtide palk 1,40 korda naisametnike palgast kõrgem.

Kontrollmuutujatega mudelis 1 on statistiliselt olulised kõik muutujate kordajad peale vanusegruppi 45-54 kordaja. Isikuomaduste lisamisel mudelisse (2) on ka selle vanusegruppi seos palgaga statistiliselt oluline. Isikuomaduste puhul on mudelis statistiliselt olulised E

(ekstravertsus) ja A (sotsiaalsus). O (avatus), C (meelekindlus) ja N (neurootilisus) statistiliselt olulised pole. Kuna teistes töodes on leitud OCN seoseid palgaga ning mudelis 3 on ka N-i kordaja statistiliselt oluline, on OCN ka edaspidises analüüsis Oaxaca-Blinderi dekomponeerimisel muutujatena mudelis. Kontrollmuutujate koefitsiendid mudelis 2 OCEANi lisamisel olulisel määral ei muutu. Saab välja tuua, et varasemate uuringutega võrreldes on E statistiline olulisus erakordne, kuna vaid ühes käsitletud uuringus (Nandi, Nicoletti 2014) on sama tulemus saadud. A puhul on seoseid leitud viies uuringus (tabel 6). Samuti on varasemalt leitud seoseid ka O, C ja N-i puhul, kuid mitte käesolevas uuringus.

Naiste ja meeste mudeli (mudelid 3 ja 4) omavahelises võrdluses selgub, et vanusegrupp 55-64 pole statistiliselt olulise kordajaga kummaski mudelis. Naiste mudelis pole statistiliselt olulise kordajaga ka vanusegrupp 45-54, meestel staažigrupp 1-2 aastat ning kutseharidusega inimesed. Isikuomaduste puhul on O ja C nii meestel kui naistel ebaolulised, E ja A on mõlematel olulised, N on oluline ainult naistel.

Tuginedes mudeli tõlgendamisreeglitele, saab välja tuua, et E (ekstravertsus) on naiste palgaga seotud ligikaudselt 1,7% ulatuses, meestel 4,8% ulatuses ühe ühiku E hinnangu kohta. See tähendab, et meestel on E ja palga seos suurem, kui naistel. A (sotsiaalsus) puhul on vastavad koefitsiendid peaaegu samad, 4,2% ja 4,3%. Saab ka välja tuua, et naistel mõjutab N (neurootilisus) palka 1,3% võrra ühiku kohta.

Kõik neli mudelit on kordajate statistiliste olulisuste lõikes sarnased. Isikuomaduste lisamine lineaarsesse mudelisse on põhjendatud, kuna siis on kõik kontrollmuutujad statistiliselt oluliste kordajatega (mudel 2) ning koefitsientide väärtus ei muutunud olulisel määral. Determinatsioonikordaja on samuti mudelitel väga sarnane – 0,46 ja 0,47. Mudelil 2, isikuomadustega mudelil on R-ruut 0,01 võrra kõrgem ehk selle võrra on uuritava tunnuse hajuvus argumenttunnuste poolt suuremal määral kirjeldatud. Naiste ja meeste eraldi mudelitel oli vähem statistiliselt oluliste kordajatega muutujaid ning ka determinatsioonikordajad natuke madalamad (0,44 ja 0,41).

Mudeli diagnostika raames kontrolliti heteroskedastiivsust Breusch-Pagani testiga, mille statistiline olulisus oli kõigil neljal mudelil  $p < 0,05$ , mis märgib heteroskedastiivsuse

olemasolu. Täpsemad tulemused R-i originaalkujul on toodud lisas 11. Breusch-Pagani testi puuduseks on asjaolu, et uuritav valim on suur, nii et iga väiksempi kõrvalekalle homoskedastiivsusest võib viia otsuseni, et tegemist on heteroskedastiivsusega. Sellisel juhul võiks heteroskedastiivsust hinnata jääkide jooniste pealt, kust selgub, et trendijoon tõuseb vähe, mis annab alust tõlgendada heteroskedastiivsuse olemasolu vähesel määral (lisa 12).

Täiendavalt on heteroskedastiivsust uuritud robustsete standardvigade kaudu. Mudelite 1-4 alternatiivsed mudelid, kus tavaliste standardvigade asemel on robustsed standardvead, on toodud lisades 7-10 originaalmudelite kõrval. Standardvigade (tavalised versus robustsed) erinevused on väiksed ning kahe komakoha piires ei avaldu. Nii väikesed erinevused annavad alust järeldada, et tavalised standardvead on küllaltki täpsed ning neid võib kordajate statistilise olulisuse testimiseks kasutada. Lisaks peavad testid suurte valimite korral oluliseks ka vähest heteroskedastiivsust, mis siinkohal pole standardvigade vähese erinevuse tõttu probleem.

Mudelite funktsionaalse kuju ja väljajäänud muutujate kontrollimiseks kasutati Ramsey RESET testi. Mudelite 1-3 olulisustõenäosus oli väiksem kui 0,05, seega ei saa jääda nullhüpooteesi juurde. See tähendab, et mõni oluline muutuja võib olla puudu või mudeli funktsionaalne kuju on problemaatiline. Mudeli 4, meeste puhul oli olulisustõenäosus 0,1, mis tähendab, et saab jääda nullhüpooteesi juurde – ei saa väita, et mudeli funktsionaalne kuju on problemaatiline või oleks mõni oluline muutuja puudu. Originaaltulemused on toodud lisas 13. Multikollineaarsuse kontrollimisel ilmnes, et seda ei esine üheski mudelis, kõigi muutujate VIF-väärtused jäävad alla 1,4. Detailsed tulemused on toodud lisas 14.

Erindite olemasolu analüüsi, dfbeta arvutamise abil selgub, milliste vaatluste väljajätmine võib mudeli tunnuse kordajat oluliselt mõjutada. dfbeta väärtuse võrdlusarvuks vastavalt valemile  $2/\sqrt{n}$  on praegusel juhul 1. Valemijärgne  $|2/\sqrt{9310} \text{ (vaatluste arv)}| = 0,021$  on väiksem kui 1 ning sel juhul on võrdlusarvuks 1. Jooniste (lisa 15) põhjal saab öelda, et jäägid on sümmeetriliselt nulli ümber ja väga suuri erindeid ei ole. Kõik dfbeta väärtused jäävad alla 1. Mudelite headust hinnati ka Cooki kauguse alusel, mis kinnitasid

sobivust. Jääkliikmete kontrollimisel mudelite 1-4 puhul selgub, et jääkliikmete väärtused on normaaljaotusega. Graafikud on toodud lisas 16.

Kokkuvõttes esines mõlemas mudelis vähest heteroskedastiivsust, mõned olulised muutujad võivad olla puudu, multikollinearsust ei esine, erindite roll pole märkimisväärne. Kui mudelite diagnostika põhjal ei eristu üks mudel teistest tugevalt, siis mudelite sõltumatute muutujate kordajate statistilise olulisuse põhjal saab parimaks mudeliks pidada mudelit 2 (koos OCEANiga). Seda seetõttu, et statistiliselt olulised olid selles mudelis kõik kontrollmuutujad ning lisaks ka isikuomadused E ja A. Ka selle mudeli determinatsioonikordaja oli natuke kõrgem kui teistel mudelitel.

Empiirilise analüüsi tulemusena saab öelda, et meeste ja naiste isikuomaduste erinevused on mõnes isikuomaduste grupis statistiliselt olulised ja mõnes mitte. Sarnaseid tulemusi on ka varasemates uuringutes saadud. Eraldi isikuomaduste puhul on üsnagi erakordne, et E (ekstravertsus) oli statistiliselt oluliste erinevustega ning lineaarsetes mudelites statistiliselt oluliste kordajatega. Varasemates uuringutes pole tavaliselt E statistilist olulisust täheldatud. A (sotsiaalsus) puhul on varasemalt korduvalt kinnitust saanud selle negatiivne seos palgaga. Käesolevas uuringus sai kinnitust küll A statistiliselt oluline seos palgaga, kuid see on siinkohal positiivne. Varasemalt on ka tugevalt välja tulnud N-i (neurootilisus) negatiivne seos palgaga, mis käesolevas töös hoopis kõige vähem statistilist olulisust näitas, lisaks vastupidiselt varasematele uuringutele oli naiste mudelis (3) palgaga positiivselt seotud. O (avatus) ja C (meelekindlus) puhul on varasemalt statistilist olulisust tõestatud, aga mitte praeguses töös. C puhul saab välja tuua, et gruppide vahelises võrdluses olid C väärtuste erinevused statistiliselt olulised kõigi sõltumatute muutujate korral.

Järgnevalt analüüsitakse Oaxaca-Blindleri dekompositsiooni. Esimesteks mudeliteks on valitud kogu andmestiku meeste ja naiste palkade võrdlemine. Esimene kontrollmudel on vaid hariduse ja vastamise aastaga (mudel 5), teine kontrollmudel on hariduse, ameti ja vastamise aastaga (mudel 6). Mudelid 7 ja 8 sisaldavad kõiki kontrollmuutujaid. Viimases (mudel 8) on lisatud ka OCEAN. Tulemused on esitatud tabelis 13, R-i väljundid lisas 17.

**Tabel 13.** Oaxaca-Blinderi dekompositsioon mudelitele 5-8.

<b>Sõltuv muutuja – logaritmitud netopalk</b>	<b>Mudel 5</b> - haridus - vastamise aasta	<b>Mudel 6</b> - haridus - amet - vastamise aasta	<b>Mudel 7</b> - keel - vanus - haridus - amet - staaž - vastamise aasta	<b>Mudel 8</b> - keel - vanus - haridus - amet - staaž - vastamise aasta - OCEAN
	$\beta^{**}$ (se)	$\beta^{**}$ (se)	$\beta^{**}$ (se)	$\beta^{**}$ (se)
meeste palk (ln)	6,89*** (0,01)	6,89*** (0,01)	6,89*** (0,01)	6,89*** (0,01)
naiste palk (ln)	6,61*** (0,01)	6,61*** (0,01)	6,61*** (0,01)	6,61*** (0,01)
palgavahe	0,29*** (0,01)	0,29*** (0,01)	0,29*** (0,01)	0,29*** (0,01)
selgitatud	-0,05*** (0,00)	-0,01* (0,01)	-0,01 (0,01)	-0,004 (0,01)
selgitamata	0,34*** (0,01)	0,30*** (0,01)	0,29*** (0,01)	0,29*** (0,01)

N=9310

\*\*\*  $0 \leq p < 0,001$

\*\*  $0,001 \leq p < 0,01$

\*  $0,01 \leq p < 0,05$

Allikas: (Palgauuring 2013; Palgauuring 2017), autori arvutused.

Palgavahe on kõikides mudelites  $e^{0,29}$  ehk 1,34 ehk 34%. Statistiliselt olulist osa sellest suudavad selgitada mudelid 5 ja 6, vastavalt  $1/e^{-0,05}$  ehk 5% ja  $1/e^{-0,01}$  ehk 1%. Miinusmärk kordaja ees märgib seda, et mudelis olevate sõltumatute muutujate põhjal peaks palgalõhe veelgi suurem olema. Seega on selgitamata palgalõhe üle 100% kogu palgalõhest. Kõigi kontrollmuutujatega ja OCEANiga mudelid (7 ja 8) ei selgita statistiliselt olulist osa palgalõhest. Selgitamata osa palgalõhest (40%) väheneb, kui haridusele lisandub ametiala (35%), samuti väheneb veelgi, kui lisada staaž (34%). OCEANi lisandumisel selgitamata osa ei vähene.

Järgnevalt on dekomponeeritud eraldi sini- ja valgekraede meeste ja naiste logaritmitud palgad. Üheksast ametigrupist on moodustatud kaks: valgekraed (ametigrupid 1-5) ja

sinikraed (ametigrupid 6-9). Mudelite peamised tulemused on toodud tabelis 14 ja detailsemad tulemused lisas 18.

**Tabel 14.** Oaxaca-Blinderi dekompositsioon valgekraede ja sinikraede mudelitele.

	<b>Valgekraede mudel</b>	<b>Valgekraede mudel</b>	<b>Sinikraede mudel</b>	<b>Sinikraede mudel</b>
	- keel - vanus - haridus - staaž - vastamise aasta	- keel - vanus - haridus - staaž - vastamise aasta	- keel - vanus - haridus - staaž - vastamise aasta	- keel - vanus - haridus - staaž - vastamise aasta
		OCEAN		OCEAN
meeste palk (ln)	7,01*** (0,01)	7,01*** (0,01)	6,61*** (0,01)	6,61*** (0,01)
naiste palk (ln)	6,64*** (0,01)	6,64*** (0,01)	6,24*** (0,01)	6,24*** (0,01)
palgavahe	0,37*** (0,01)	0,37*** (0,01)	0,37*** (0,02)	0,37*** (0,02)
selgitatud	-0,00 (0,01)	0,01 (0,01)	-0,00 (0,01)	-0,00 (0,01)
Selgitamata	0,37*** (0,01)	0,36*** (0,01)	0,37*** (0,02)	0,37*** (0,02)

N=7805; N=7805; N=1505; N=1505

\*\*\*  $0 \leq p < 0,001$

\*\*  $0,001 \leq p < 0,01$

\*  $0,01 \leq p < 0,05$

Allikas: (Palgauuring 2013; Palgauuring 2017), autori arvutused.

Sini- ja valgekraede võrdlusest tuleb välja, et naiste ja meeste palgaerinevus on statistiliselt oluline mõlemas ametigrupis. Meeste ja naiste palgavahe kõikides ametigruppide põhistes mudelites on  $e^{0,37}$  ehk 45%. Mudelis olevad muutujad ei selgita statistiliselt olulist osa.

Lõpuks dekomponeeritakse meeste ja naiste palgaerinevus kolme vanusegrupi võrdluses. Varasemad kuus vanusegruppi on siinkohal koondanud kolmeks ja antud lihtsuse mõtted gruppidele uued nimed järgnevalt: 16-24- ja 25-34-aastased – noored; 35-44- ja 45-54-aastased – keskealised; 55-64- ja 65-74- aastased – vanad. Mudelite peamised tulemused on toodud tabelis 15 ja detailsemad tulemused lisas 19.

**Tabel 15.** Oaxaca-Blinderi dekompositsioon noorte, keskealiste ja vanade mudelitele.

	Noorte mudel		Keskealiste mudel		Vanade mudel	
	- keel - haridus - amet - staaž - vastamise aasta		- keel - haridus - amet - staaž - vastamise aasta		- keel - haridus - amet - staaž - vastamise aasta	
		OCEANiga		OCEANiga		OCEANiga
meeste palk (ln)	6,90*** (0,01)	6,90*** (0,01)	6,93*** (0,01)	6,93*** (0,01)	6,71*** (0,03)	6,71*** (0,03)
naiste palk (ln)	6,64*** (0,01)	6,64*** (0,01)	6,60*** (0,01)	6,60*** (0,01)	6,51*** (0,02)	6,51*** (0,02)
palgavahe	0,26*** (0,01)	0,26*** (0,01)	0,32*** (0,02)	0,32*** (0,02)	0,20*** (0,03)	0,20*** (0,03)
selgitatud	-0,01 (0,01)	-0,02 (0,01)	-0,02* (0,01)	-0,02 (0,01)	-0,07*** (0,02)	-0,06** (0,02)
selgitamata	0,28*** (0,01)	0,28*** (0,01)	0,35*** (0,01)	0,34*** (0,01)	0,26*** (0,03)	0,26*** (0,03)

N=3896 (noored); N=4378 (keskealised); N=1036 (vanad)

\*\*\*  $0 \leq p < 0,001$

\*\*  $0,001 \leq p < 0,01$

\*  $0,01 \leq p < 0,05$

Allikas: (Palgauring 2013; Palgauring 2017), autori arvutused.

Palgavahe on vanusegruppide kasvades vastavalt  $e^{0,26}$  ehk 30%,  $e^{0,32}$  ehk 38% ja  $e^{0,20}$  ehk 22% (OCEANiga mudelid). Statistiliselt olulise osa selgitavad mudelis olevad muutujad keskealistel ilma OCEANita (palgalõhe peaks  $1/e^{-0,02}$  ehk 2% suurem olema mudelis olevate muutujate põhjal) ning vanadel (palgalõhe peaks  $1/e^{-0,06}$  ehk 6% suurem olema mudelis olevate muutujate põhjal). See tähendab, et arvutatud palgavahest on selgitamata üle 100%. Noorte mudelite puhul ja keskealiste OCEANiga mudeli korral selgitatud palgalõhe statistiliselt oluline ei ole.

Oaxaca-Blinderi dekompositsiooni tulemusena selgus, et palgavahe on statistiliselt oluline kõigis analüüsitud mudelites. Samuti oli selgitamata palgavahe kõikjal statistiliselt oluline. Selgitatud palgavahe oli statistiliselt oluline ainult mõnes mudelis (mudel ainult haridusega, mudel hariduse ja ametiga, keskealiste mudel ilma OCEANita, vanade mudel ilma ja koos OCEANiga). Sõltumatud muutujad ei selgitanud kogu valimi ja kontrollmuutujate puhul

midagi, sama kehtib OCEANi lisades. Samuti polnud valge- ja sinikraedel ning noortel selgitatud palgalõhe statistiliselt oluline. Saab järeldada, et isikuomadused käesoleva valimi korral palgalõhet ei selgita. Selgitamata palgalõhe väheneb ametiala ja staaži lisamisel. Erisuseks on see, et vanade mudelites on selgitatud osa mõlemal juhul (nii ilma kui koos OCEANiga) statistiliselt oluline, kuid selgitamata osa on mõlemas sama suur. Palgalõhe on sini- ja valgekraedel sama (45%). Vanusegruppidest on kõige suurem palgalõhe keskealistel (38%), noortel väiksem (30%) ning vanadel kõige väiksem (22%).

## KOKKUVÕTE

Inimkapitali ja sissetulekute seoseid on välja toodud paljude teoreetikute poolt. Becker (1962) rõhutab oskuste arendamist, Mincer (1981) koostas palgavõrrandi ja sissetulekukõvera. Palgaga seoses on uuritud statistilist diskrimineerimist (grupi keskmistele näitajatele baseerudes) (Fang ja Moro 2011) ja vähemuste tõrjumist. Palgalõhe raamides on tehtud palju erinevaid uuringuid, eriti Euroopas.

Soolist palgalõhe uurides mainitakse pea alati selgitatud ja selgitamata palgalõhet. Töö autori hinnangul saaks selgitatuse dimensioonile lisaks anda palgalõhele ka põhjendatuse mõõtme, mis tegurid nelja kategooriasse jaotaks. Euroopa komisjoni jaotus jagab palgalõhe tekkepõhjused kuueks: isiklikud, tööga seotud, ettevõtte, sektoriaalsed, ühiskondlikud ja sotsiaalsed tunnused (Chubb et al 2008). On ka leitud, et tõenäoliselt on nii mõnigi selgitav muutuja uuringutest puudu olnud (Leythienne ja Ronkowski 2018).

Erinevad autorid on argumenteerinud, kas diskrimineerimine põhjustab palgalõhet või on diskrimineerimine paratamatu osa tööturust. Defineeritud on erinevaid naiste staatust kirjeldavaid nähtusi nagu „kleepuv põrand“ (naiste kehvem seis edutamisel) (Booth et al 2003), „klaaslagi“ (teatud hetkel naiste edu peatub) (Albrecht et al 2003) ja „emade palgalõhe“ (lastega ja lasteta naiste vaheline palgalõhe) (Cukrowska-Torzewska ja Lovasz 2016).

Isikuomaduste defineerimisel peetakse oluliseks selle stabiilsust, tavalisust ning ajas püsivust (Kassin 2013). Isikuomaduste algsetest indiviididevaheliste erinevuste uuringutest on jõutud isikuomaduste statistiliste struktuuri paikapanemiseni (Lewis et al 2019). Pärast erinevaid taksonoomiaid on praeguseks kõige populaarsem isikuomaduste kategoriseerimise meetod Suur Viisik. Sinna kuuluvad avatus (O), meelegendlus (C), ekstravertsus (E), sotsiaalsus (A) ja neurootilisus (N) (tähemärgised OCEAN tulenevad isikuomaduste ingliskeelsetest

nimetustest). Nende mõõtmiseks on välja töötatud erinevaid küsimustikke, näiteks kümme standardiseeritud küsimust. (Gosling et al 2003)

Erinevatest uuringutest on selgunud, et meestel ja naistel on nimetatud viis isikuomadust erinevate keskväärtustega. Samuti võib väiksemaid muutusi märgata ka vanuse kasvades. Meeste ja naiste erinevuse osas on leitud, et naised saavad kõigi isikuomaduste korral keskmiselt kõrgemaid skooore (Gosling et al 2014), aga ka näiteks seda, et E (ekstraversus), A (sotsiaalsus) ja N-i (neurootilisus) puhul saavad naised keskmiselt suurema punktisumma, O (avatus) ja C (meelekindlus) puhul mehed (Schmitt et al 2008).

Isikuomadustega on seostatud erinevaid mehhanisme, mis palka mõjutavad. Rõhutatud on mittekognitiivsete tegurite (sh isikomadused) olulisust palga kujunemisel (Brenzel ja Laible 2016). Erinevad välismaised uuringud palgalõhe ja isikuomaduste seoste kohta on näiteks järjestanud isikuomaduste rolli seoses palgaga või määranud isikuomaduste ja palga seose olemasolu ja selle suunda. Olulisematest leidudest saab välja tuua, et isikuomadustel on samaväärne roll kui haridusel või töökogemusel ning naiste ja meeste puhul on isikuomadustel erisuunaline seos palgaga (Flinn, Todd, Zhang 2018). N (neurootilisus) ja A (sotsiaalsus) on palgaga negatiivses seoses, O-I (avatus) on positiivne seos, E (ekstraversus) puhul on statistiliselt olulisi seoseid vähem leitud, C (meelekindlus) korral on tulemused vastandlikud (tabel 4 ja 5). Eesti puhul pole autorile teadaolevalt isikuomaduste ja palgalõhe seost uuritud. Palgalõhet on uuritud korduvalt ning tehtud välismaiste autoritega sarnaseid järeldusi tekkemehhanismide ja diskrimineerimise kohta (Rõõm ja Kallaste 2004).

Tuginedes kaheksale varasemale analoogsele uuringule välismaal (tabel 6), valis autor paarikümne erineva muutuja seast kõige olulisemad käesolevasse uuringusse: sugu, Suur Viisik/isikuomadused, vanusegrupp, haridustase, ametigrupp, staaž, keel. Erinevad autorid on teatud osas kasutanud sarnaseid muutujaid, kuid uuringute võrreldavuse nimel võiks edaspidistes uuringutes kasutada standardiseeritud väärtusi (näiteks tunnipalk versus kuupalk). Valimi puhastamise järel jäi kahe andmestiku peale alles 9310 vastajat. Võrdlused Eesti Statistikaameti (Eesti Statistika 2020) andmetega kinnitavad, et valimi keskmine netopalk on kooskõlas üldkogumiga vastavates kuudes. Struktuur vanusegruppide ja

ametigruppide võrdluses üldkogumiga (lisa 3) on erinev pigem vähesel määral, seda üldjoontes põhjendatult. Vastajate palkade põhjal joonistub välja Mincer'i palgakaar vanusegrupiti (joonis 2).

Küsitluses anti hinnang isikuomadusele skaalal 1-5. Kuna paljud teised autorid (näiteks Gosling et al 2014) kasutavad skaalat 1-7, võiks sama teha ka järgmises Palgainfo uuringus. Valimi gruppide isikuomaduste erinevuste statistilise olulisuse analüüsist nähtub, et C (meelekindlus), E (ekstravertsus) ja A (sotsiaalsus) on statistiliselt olulisemad, O (avatus) ja N (neurootilisus) vähemal määral (tabel 11, lisa 5). Isikuomaduste keskväärtuste suurimad erinevused on gruppide võrdluses meeste ja naiste puhul, samuti mõnedes ametigruppides.

Lineaarse regressiooni puhul koostati neli erinevat mudelit (kontrollmuutujatega, lisati kontrollmuutujatele OCEAN, naised eraldi, mehed eraldi). Mudelite diagnostika põhjal selgus, et mudelitel polnud suuri erinevusi, kuid mudelit 2 (kontrollmuutujad koos OCEANiga) võib neist parimaks pidada. Oluliseks järelduseks on kahe isikuomaduse, ekstravertsuse (E) ja sotsiaalsuse (A) statistiliselt olulised kordajad, samuti neurootilisuse (N) mitteolulisus. Ekstravertsuse (E) puhul on seos palgaga meestel suurem, kui naistel. Sotsiaalsuse (A) korral on seose suurus sama. Naiste ja meeste mudelid olid mõnevõrra erinevad – naiste puhul oli neurootilisus (N) statistiliselt oluline, meestel mitte. Kõigi isikuomaduste kordajad olid positiivsed, mis tähendab, et isikuomaduse suurema punktisumma korral on ka palk keskmiselt suurem. Kokkuvõttes on leitud seosed isikuomaduste ja meeste-naiste palga vahel.

Oaxaca-Blinderi dekompositsiooni ehk palgalõhe uurimise meetodi tulemusena saab välja tuua, et isikuomadused palgalõhet ei selgita. Uurimistöös kasutatud muutujad (nii kontrollmuutujad kui isikuomadused) selgitasid palgalõhet vaid mõne mudeli korral ning seda selgitamata palgalõhet suurendades. OCEAN ei anna mudeli selgitamisvõimele juurde ning EAN-i koefitsiendid on väga väikesed võrreldes teiste muutujate (kontrollmuutujad) koefitsientidega. Isikuomadused on vähesel määral seotud palgaga, aga palgavahega seos puudub. Ametiala ja staaž vähendavad selgitamata palgalõhet, vanade puhul on olulised ka isikuomadused. Sooline palgalõhe on gruppide võrdluses suurim valgekraede ja sinikraede

hulgas (mõlemal 45%), vanusegruppide puhul on suurim palgalõhe keskealistel, väikseim vanadel 22%. Valimi üldine keskmine palgalõhe on 28% (2013) ja 24% (2017) (tabel 9).

Tõenäoliselt on mudelitest mõned olulised muutujad puudu (sektor, ettevõtte suurus, laste arv, suhtestaatus jms), valim oli juhuslik ning ei vastanud üldkogumile. Küsimustele vastates ei pruugi inimesed tahta näidata end halvast küljest ning ei avalda või ei tunneta vastates tõde, eriti negatiivsete omaduste korral. Kui puuduolevaid muutujaid on võimalik mõõta, võiks järgnevad uuringud seda proovida teha. Kuna teooria põhjal selgus, et mõned autorid peavad ka diskrimineerimist palgalõhe komponendiks, võiks siinkohal jätku-uuringutega seda asjaolu proovida selgitada. Kvalitatiivselt saaks koguda täiendavaid arvamusi, mis võib palgaerinevust või diskrimineerimist põhjustada, ning kvantitatiivselt peaks koguma andmeid enamate muutujate jaoks esinduslikust valimist. Seejärel saaks koostada mudelid, mis selgitaksid palgalõhet paremini.

## VIIDATUD ALLIKAD

1. Agentuuri uuringute läbi viimine ja metoodika. (16.01.2018).  
<https://www.palgainfo.ee/palgainfo-agentuur/uuringute-metoodika>
2. **Albrecht, J., Björklund, A., Vroman, S.** (2003). Is There a Glass Ceiling in Sweden? Journal of Labor Economics, 21(1), 145-177.  
<https://www.jstor.org/stable/pdf/10.1086/344126.pdf?refreqid=excelsior%3Aa01054be89b67ae2b2f9be15765479c4>
3. **Allport, G. W.** (1961). Pattern and growth in personality. New York: Holt, Rinehart & Winston, viidatud Zuroff, D. (1986) Was Gordon Allport a Trait Theorist? Journal of Personality and Social Psychology, 51(5), 993-1000.  
<http://psychology.okstate.edu/faculty/jgrice/4333/AllportTraitTheorist.pdf>
4. **Allport, G.** (1921). Personality and character. Psychological Bulletin, 18(9), 441-455.  
<http://dx.doi.org/10.1037/h0066265>
5. **Allport, G. W.** (1937). Personality: A psychological interpretation. New York: Holt, viidatud Zuroff, D. (1986). Was Gordon Allport a Trait Theorist? Journal of Personality and Social Psychology, 51(5), 993-1000.  
<http://psychology.okstate.edu/faculty/jgrice/4333/AllportTraitTheorist.pdf>
6. **Allport, G. W.** (1966). Traits revisited. American Psychologist, 21, 1-10, viidatud Zuroff, D. (1986) Was Gordon Allport a Trait Theorist? Journal of Personality and Social Psychology, 51(5), 993-1000.  
<http://psychology.okstate.edu/faculty/jgrice/4333/AllportTraitTheorist.pdf>
7. Ametite klassifikaator AK 2008. (2011). Tallinn: Eesti Statistika.  
[http://metaweb.stat.ee/get\\_classificator\\_file.htm?id=3007566&siteLanguage=ee](http://metaweb.stat.ee/get_classificator_file.htm?id=3007566&siteLanguage=ee)
8. **Anspal, S.** (2015a). Essays on gender wage inequality in the Estonian labour market. Tartu Ülikool, doktoritöö. <http://hdl.handle.net/10062/48868>

9. **Anspal, S.** (2015b). Gender wage gap in Esotnia: a non-parametric decomposition. *Baltic Journal of Economics*, 15(1), 1-16.  
<https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/1406099X.2015.1022436>
10. **Anspal, S., Biin, H., Kallaste, E., Karu, M., Kraut, L.** (2009). Sooline palgalõhe. Teoreetilise ja empiirilise kirjanduse ülevaade. Eesti Rakendusuuringute Keskus CENTAR, Poliitikauuringute Keskus PRAXIS, Tallinn.  
[http://www.praxis.ee/fileadmin/tarmo/Projektid/Too-ja\\_Sotsiaalpoliitika/1\\_raport.pdf](http://www.praxis.ee/fileadmin/tarmo/Projektid/Too-ja_Sotsiaalpoliitika/1_raport.pdf)
11. **Becker, G. S.** (1964). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. The University of Chicago Press, Chicago.  
[https://books.google.ee/books/about/Human\\_Capital.html?id=9t69iICmrZ0C&printsec=frontcover&source=kp\\_read\\_button&redir\\_esc=y&hl=en#v=onepage&q&f=false](https://books.google.ee/books/about/Human_Capital.html?id=9t69iICmrZ0C&printsec=frontcover&source=kp_read_button&redir_esc=y&hl=en#v=onepage&q&f=false)
12. **Becker, G. S.** (1985). Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor. *Journal of Labor Economics*, 3(1), 33-58. <https://www.jstor.org/stable/2534997>
13. **Becker, G. S.** (1962). Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis. *Journal of Political Economy*, 70 (5, osa 2), 9-49.  
<https://www.jstor.org/stable/pdf/1829103.pdf?refreqid=excelsior%3A211b332f3f84379a31da07c86c63b10e>
14. **Boiko, O.** (2015). *The Effects of Skills on the Gender Wage Gap in Estonia: an Analysis Based on PIAAC Data*. Tartu Ülikool, magistritöö.  
<http://hdl.handle.net/10062/47194>
15. **Booth, A. L., Francesconi, M., Frank, J.** (2003). A sticky floors model of promotion, pay, and gender. *European Economic Review*, 47, 295-322.  
<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0014292101001970?via%3Dihub>
16. **Brenzel, H., Laible, M.-C.** (2016). Does Personality Matter? The Impact of the Big Five on the Migrant and Gender Wage Gaps. IAB-Discussion Paper 26. 10.1007/s12122-014-9189-1
17. **Brown, R. S., Moon, M., Zoloth, B. S.** (1980). Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male-Female Earnings Differentials. *The Journal of Human Resources*, 15(1), 3-28. <https://www.jstor.org/stable/pdf/145344.pdf>

18. **Buss, D. M.** (1991). Evolutionary personality psychology. *Annual Review of Psychology*, 42(1), 459-491. 10.1146/annurev.ps.42.020191.002331
19. **Buss, D. M., Craik, K. H.** (1983). The act frequency approach to personality. *Psychological Review*, 90, 105-126, viidatud Zuroff, D. (1986). Was Gordon Allport a Trait Theorist? *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(5), 993-1000.  
<http://psychology.okstate.edu/faculty/jgrice/4333/AllportTraitTheorist.pdf>
20. **Caspi, A., Roberts, B. W., Shiner, R. L.** (2005). Personality Development: Stability and Change. *Annual Review of Psychology*, 56(1), 453-484.  
[http://explore.bl.uk/primo\\_library/libweb/action/display.do?tabs=detailsTab&gathStatTab=true&ct=display&fn=search&doc=ETOCRN168423820&indx=1&recIds=ETOCRN168423820](http://explore.bl.uk/primo_library/libweb/action/display.do?tabs=detailsTab&gathStatTab=true&ct=display&fn=search&doc=ETOCRN168423820&indx=1&recIds=ETOCRN168423820)
21. **Chubb, C., Melis, S., Potter, L., Storry, R.** (2008). The Global Gender Pay Gap. International Trade Union Confederation. <https://www.ituc-csi.org/IMG/pdf/gap-1.pdf>
22. Coding and classification standards. (23.12.2010). Eurofound.  
<https://www.eurofound.europa.eu/surveys/ewcs/2005/classification>
23. **Costa, P. T., Terracciano, A., McCrae, R. R.** (2001). Gender differences in personality traits across cultures: Robust and surprising findings. *Journal of Personality and Social Psychology*, 81(2), 322-331.  
[http://explore.bl.uk/primo\\_library/libweb/action/display.do?tabs=detailsTab&gathStatTab=true&ct=display&fn=search&doc=ETOCRN100347295&indx=1&recIds=ETOCRN100347295](http://explore.bl.uk/primo_library/libweb/action/display.do?tabs=detailsTab&gathStatTab=true&ct=display&fn=search&doc=ETOCRN100347295&indx=1&recIds=ETOCRN100347295)
24. **Cubel, M., Nuevo - Chiquero, A., Sanchez - Pages, S., Vidal - Fernandez, M.** (2016). Do Personality Traits Affect Productivity? Evidence from the Laboratory. *Economic Journal*, 126(592), 654-681. 10.1111/eoj.12373
25. **Cukrowska-Torzewska, E., Lovasz, A.** (2016). Are children driving the gender wage gap? Comparative evidence from Poland and Hungary. *Economics of Transition*, 24(2), 259-297. 10.1111/ecot.12090
26. Eesti Statistika. (06.01.2020). <http://andmebaas.stat.ee/>

27. Equality between women and men. (03.12.2019) European Commission.  
[https://ec.europa.eu/info/aid-development-cooperation-fundamental-rights/your-rights-eu/know-your-rights/equality/equality-between-women-and-men\\_en](https://ec.europa.eu/info/aid-development-cooperation-fundamental-rights/your-rights-eu/know-your-rights/equality/equality-between-women-and-men_en)
28. **Eysenck, H.** (1967). The biological basis of personality. Springfield, Illinois, Thomas, 100-117.
29. **Fang, H., Moro, A.** (2011). Theories of Statistical Discrimination and Affirmative Action. Bennhabib, J., Jackson, M. O., Bisin, A., A Survey. Handbook of Social Economics (vol. 1A, pp. 133-200). The Netherlands: North Holland.
30. **Flinn, C. J., Todd, P. E., Zhang, W.** (2018). Personality traits, intra-household allocation and the gender wage gap. European Economic Review, 109, 191-220. 10.1016/j.euroecorev.2017.11.003
31. Gender pay gap in unadjusted form. (10.11.2019). Eurostat.  
<https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/tesem180/default/table?lang=en>
32. **Gogoladze, P.** (2019). Gender income gap over life-cycle: cross-country analysis. Tartu Ülikool, magistritöö. <http://hdl.handle.net/10062/64585>
33. **Goldin, C.** (2016). Human Capital. Diebolt, C., Hauptert, M. (Eds.). Handbook of Cliometrics. Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 55-86.
34. **Gosling, S. D., Rentfrow, P. J., Swann, W. B. Jr.** (2003). A very brief measure of the Big-Five personality domains. Journal of Research in Personality, 37, 504-528.  
[http://explore.bl.uk/primo\\_library/libweb/action/display.do?tabs=detailsTab&gathStatTab=true&ct=display&fn=search&doc=ETOCRN139471579&indx=1&recIds=ETOCRN139471579](http://explore.bl.uk/primo_library/libweb/action/display.do?tabs=detailsTab&gathStatTab=true&ct=display&fn=search&doc=ETOCRN139471579&indx=1&recIds=ETOCRN139471579)
35. **Gosling, S. D., Rentfrow, P. J., Potter, J.** (2014). Norms for the Ten Item Personality Inventory. Avaldamata materjal. <https://gosling.psy.utexas.edu/scales-weve-developed/ten-item-personality-measure-tipi/>
36. **Heineck, G.** (2011). Does it pay to be nice? Personality and earnings in the United Kingdom. ILR Review, 64(5), 1020-1038.  
[https://www.jstor.org/stable/41343711?seq=1#metadata\\_info\\_tab\\_contents](https://www.jstor.org/stable/41343711?seq=1#metadata_info_tab_contents)
37. **Hlavac, M.** (2018). oaxaca: Blinder-Oaxaca Decomposition in R. R-i paketi versioon 0.1.4. <https://CRAN.R-project.org/package=oaxaca>

38. **Kassin, S.** (2003). Psychology. Prentice-Hall.
39. **Lewis, D. M. G., Al-Shawaf, L., Buss, D. M.** (2009). Evolutionary Personality Psychology. Käsikiri The Cambridge Handbook of Personality jaoks.  
[https://www.researchgate.net/publication/333220572\\_Evolutionary\\_Personality\\_Psychology](https://www.researchgate.net/publication/333220572_Evolutionary_Personality_Psychology)
40. **Leythienne, D., Ronkowski, P.** (2018). A decomposition of the unadjusted gender pay gap using Structure of Earnings Survey data. Luxembourg: Publications Office of the European Union. <https://ec.europa.eu/eurostat/documents/3888793/8979317/KS-TC-18-003-EN-N.pdf/3a6c9295-5e66-4b79-b009-ea1604770676>
41. **Loos, M.** (2014). Kõrgharidusega töötajate palga seosed vanusega taasiseseisvunud Eestis. Tartu Ülikool, magistritöö. <http://hdl.handle.net/10062/42379>
42. **Matthews, G., Deary, I. J., Whiteman, M. C.** (2003). Personality Traits (2nd ed). Cambridge University Press.  
<https://web.archive.org/web/20141205103724/http://elib.fk.uwks.ac.id/asset/archieve/e-book/PSYCHIATRIC-%20ILMU%20PENYAKIT%20JIWA/Personality%20Traits%2C%202nd%20Ed.pdf>
43. **Meriküll, J., Mõtsmees, P.** (2014). Do you get what you ask? The gender gap in desired and realised wages. Eesti Pank, Working Paper Series.  
[https://www.eestipank.ee/sites/eestipank.ee/files/publication/en/WorkingPapers/2014/wp09\\_2014.pdf](https://www.eestipank.ee/sites/eestipank.ee/files/publication/en/WorkingPapers/2014/wp09_2014.pdf)
44. **Mincer, J.** (1996). Economic Development, Growth of Human Capital, and the Dynamics of the Wage Structure. Journal of Economic Growth, 1(1), 29-48.  
[https://www.jstor.org/stable/40215880?seq=1#page\\_scan\\_tab\\_contents](https://www.jstor.org/stable/40215880?seq=1#page_scan_tab_contents)
45. **Mincer, J.** (1981). Human Capital and Economic Growth. National Bureau of Economic Research. Working Paper No. 803. <http://www.nber.org/papers/w0803.pdf>
46. **Mincer, J.** (1958). Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. Journal of Political Economy, 66(4), 281-302. <https://www.jstor.org/stable/1827422>
47. **Mueller, G., Plug, E.** (2006). Estimating the Effect of Personality on Male and Female Earnings. ILR Review, 60(1), 3-22.  
[http://explore.bl.uk/primo\\_library/libweb/action/display.do?tabs=detailsTab&gathStat](http://explore.bl.uk/primo_library/libweb/action/display.do?tabs=detailsTab&gathStat)

Tab=true&ct=display&fn=search&doc=ETOCRN197573400&indx=1&recIds=ETOCRN197573400

48. **Mõtsmees, P.** (10.03.2015). Varjatud mõjumehhanismid personalivalikus. Loengumaterjal. <https://www.tallinn.ee/est/g3130s85612>
49. **Nafukho, F. M., Hairston, N., Brooks, K.** (2004). Human capital theory: Implications for human resource development. *Human Resource Development International*, 7(4), 545-551. <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/1367886042000299843>
50. **Nandi, A., Nicoletti, C.** (2014). Explaining personality pay gaps in the UK. *Applied Economics*, 46(26), 3131-3150. 10.1080/00036846.2014.922670
51. **Narusk, A.** (24.04.2017). Mehed, laps välistab hea palga. *Eesti Päevaleht*. <http://epl.delfi.ee/news/arvamus/repliik-mehed-laps-valistab-hea-palga?id=77978780>
52. **Nyhus, E. K., Pons, E.** (2012). Personality and the gender wage gap. *Applied Economics*, 44, 105-118. <http://hdl.handle.net/10.1080/00036846.2010.500272>
53. **Nyhus, E. K., Pons, E.** (2005). The effects of personality on earnings. *Journal of Economic Psychology*, 26, 363-384. [http://explore.bl.uk/primo\\_library/libweb/action/display.do?tabs=detailsTab&gathStatTab=true&ct=display&fn=search&doc=ETOCRN167337786&indx=1&recIds=ETOCRN167337786](http://explore.bl.uk/primo_library/libweb/action/display.do?tabs=detailsTab&gathStatTab=true&ct=display&fn=search&doc=ETOCRN167337786&indx=1&recIds=ETOCRN167337786)
54. **Oaxaca, R.** (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14(3), 693-709. [https://www.jstor.org/stable/2525981?seq=1#metadata\\_info\\_tab\\_contents](https://www.jstor.org/stable/2525981?seq=1#metadata_info_tab_contents)
55. **Oras, K., Niinepuu, E.** (14.01.2019). Soolane palgalõhe. *Statistikablogi*. <https://blog.stat.ee/2019/01/14/soolane-palgalohe/>
56. **Palgainfo Agentuur.** (16.01.2018). <https://www.palgainfo.ee/palgalinfo-agentuur/agentuur>
57. **Palgainfo andmebaas 2013.** Palgainfo Agentuur.
58. **Palgainfo andmebaas 2017.** Palgainfo Agentuur.
59. **Philips, K.** (2001). The changes in valuation of human capital during the transition process in Estonia. Tartu University Press, Tartu.

60. **Pinjisakikool, T.** (2017). The Influence of Personality Traits on Households' Financial Risk Tolerance and Financial Behaviour. *Journal of Interdisciplinary Economics*, 30(1), 32-54. 10.1177/0260107917731034
61. **Pons, E., Nyhus, E. K.** (2012). Personality and the gender wage gap. *Applied Economics*, 44(1), 105-118.  
[http://explore.bl.uk/primo\\_library/libweb/action/display.do?tabs=detailsTab&gathStatTab=true&ct=display&fn=search&doc=ETOCRN296558976&indx=1&recIds=ETOCRN296558976](http://explore.bl.uk/primo_library/libweb/action/display.do?tabs=detailsTab&gathStatTab=true&ct=display&fn=search&doc=ETOCRN296558976&indx=1&recIds=ETOCRN296558976)
62. **Rull, O.** (2014). Eesti- ja venekeelsete palgalõhe reservatsioonipalgas Eesti tööturul. Tartu Ülikool, bakalaureusetöö. <http://hdl.handle.net/10062/42726>
63. **Rõõm, T., Kallaste, E.** (2004). Naised-mehed Eesti tööturul: palgaerinevuste hinnang. Poliitikaanalüüs. Poliitikauuringute keskuse Praxis väljaanne, 8, 1-24.  
<http://www.praxis.ee/wp-content/uploads/2014/03/2004-Naised-mehed-eesti-tooturul.pdf>
64. **Ryle, G.** (1949). The concept of mind. New York: Barnes&Noble, viidatud Zuroff, D. (1986). Was Gordon Allport a Trait Theorist? *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(5), 993-1000.  
<http://psychology.okstate.edu/faculty/jgrice/4333/AllportTraitTheorist.pdf>
65. **Sammul, M.** (26.01.2016). „Palgalõhe fileerimine“. Selgitatud ja selgitamata tükid ning küpsetamisjuhend. Projekti „Palgaerinevuste statistika parem kättesaadavus“ lõppseminar. <https://www.stat.ee/dokumendid/339491>; <https://www.stat.ee/330593>
66. **Schäfer, K. C., Schwiebert, J.** (2017). The Impact of Personality Traits on Wage Growth and The Gender Wage Gap. *Bulletin of Economic Research*, In Press.  
<http://onlinelibrary.wiley.com.ezproxy.utlib.ut.ee/doi/10.1111/boer.12115/epdf>
67. **Schmitt, D. P., Realo, A., Voracek, M., Allik, J.** (2008). Why Can't a Man Be More Like a Woman? Sex Differences in Big Five Personality Traits Across 55 Cultures. *Journal of Personality and Social Psychology*, 94(1), 168-182.  
<http://dx.doi.org/10.1037/a0014651>
68. Sooline palgalõhe 2013. aastal veidi suurenes. (28.04.2014). Pressiteated. Eesti Statistika. <https://www.stat.ee/pressiteade-2014-049>

69. Sooline palgalõhe oli eelnenud aastaga samal tasemel. (14.05.2018). Pressiteated. Eesti Statistika. <https://www.stat.ee/pressiteade-2018-053?highlight=palgal%C3%B5he>
70. **Zuroff, D.** (1986). Was Gordon Allport a Trait Theorist? *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(5), 993-1000.  
<http://psychology.okstate.edu/faculty/jgrice/4333/AllportTraitTheorist.pdf>
71. **Uudmäe, E.** (2012). Eesti- ja venepäraste nimede roll tööle kandideerimise protsessis Tallinna näitel. Tartu Ülikool, magistritöö. <http://hdl.handle.net/10062/28521>
72. **Virkus, H.-L.** (2013). Etnilised palgaerinevused erinevates vanusegruppides. Tartu Ülikool, magistritöö. <http://hdl.handle.net/10062/31782>
73. **Wiggins, J. S.** (1974). In defense of traits. Paper presente at the Ninth Annual Symposium on Recent Developments n the Use of the MMPI, Los Angeles, viidatud Zuroff, D. (1986). Was Gordon Allport a Trait Theorist? *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(5), 993-1000.  
<http://psychology.okstate.edu/faculty/jgrice/4333/AllportTraitTheorist.pdf>

# LISAD

**Lisa 1.** Väljavõtte küsitluse vastaja vaatest, küsimused isikuomaduste, netopalga ja palgaootuse kohta.

## ISIKUOMADUSED ja PRIORITEEDID

[ ] Isikuomadused		Palun valige kõige sobivaim vastus:				
		1 - ei ole üldse nõus	2 - pigem ei ole nõus	3 - ei ole nõus ega vastu	4 - pigem olen nõus	5 - olen täiesti nõus
aktiivne, entusiastlik		<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
enesekeskne, skeptiline		<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
kohusetundlik, distsiplineeritud		<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
ärev, kergesti ärrituv		<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
uutele ideedele ja kogemustele avatud, elava fantaasiaga		<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
endassetõmbunud, valkne		<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
teistest hooliv, leplik		<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
hooletu, nõrga tahtejõuga		<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
rahulik, emotsionaalselt tasakaalukas		<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
harjumuspärasest eelistav, mitte eriti loominguline		<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>

Palun hinnake, kui võrd järgmised isiksuse omadused Teie iseloomustamiseks sobivad. Palun lugege iga sõnapaari tähelepanelikult ja märkige ära see vastusevariant, mis kõige täpsemalt vastab Teie arvamusele.

**Ma olen:**

Allikas: (Palgainfo andmebaas 2013)

**Lisa 2.** Sõltumatute muutujate valik ja konstrueerimise alused.

Tegur ja valiku põhimõtted	Konstrueerimise alus
testi täitmine eesti keeles või mitte - kui eeldada, et testi täitmise keel viitab ka täitja kodusele keelele, siis võib sellel olla seos palgaga, nagu on näiteks leidnud Rull (2014)	algandmetes samal kujul: <ul style="list-style-type: none"> <li>• „et“ teisendatud 1-ks;</li> <li>• „ru“ teisendatud 0-ks</li> </ul>
<b>vanusegrupp</b> – tegurit on kasutanud pooled varasematest uuringutest (4 tööd 8-st, Tabel 4)	algandmetes samal kujul: <ul style="list-style-type: none"> <li>• 16-24;</li> <li>• 25-34;</li> <li>• 35-44;</li> <li>• 45-54;</li> <li>• 55-64</li> </ul>

	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 65-74.</li> </ul>
<p><b>haridustasemel</b> ja palgal on seos, kuna vastutusrikkamad töökohad vajavad ka teatud spetsialiseerumist, haridustegurit on kasutanud kõik varasemad võrdluses kasutatavad uuringud</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• kuni keskharidus (algandmetes vähem kui põhiharidus, põhiharidus, üldkeskharidus);</li> <li>• kutseharidus (algandmetes kutseharidus koos keskharidusega, kutseharidus pärast keskharidust, kutseharidus pärast põhikooli);</li> <li>• kõrgharidus (algandmetes bakalaureusekraad, doktorikraad, magistrikraad, rakenduslik kõrgharidus (tehnikum))</li> </ul>
<p>palk on <b>ametigrupiti</b> väga erinev, 3 tööd 8-st on ametigruppe kasutanud samal kujul (9 gruppi), 1 teinud 2 gruppi (valgekraed ja sinikraed)</p>	<p>ISCO-88 standardi järgsed ametigrupid:</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• 1 – juhid;</li> <li>• 2 – tippspetsialistid;</li> <li>• 3 – tehnikud ja keskastme spetsialistid;</li> <li>• 4 – ametnikud;</li> <li>• 5 – teenindus- ja müügitöötajad;</li> <li>• 6 – põllumajanduse, metsanduse, jahinduse ja kalanduse oskustöölised;</li> <li>• 7 – oskustöötajad ja käsitöölised;</li> <li>• 8 – seadme- ja masinaoperaatorid ja koostajad;</li> <li>• 9 – lihhtöölised (Ametite klassifikaator 2011:16)</li> </ul> <p>hilisemas andmeanalüüsis (peatükk 2.3. on autor kasutanud ametigruppide jagamist kaheks suuremaks kategooriaks:</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• valgekraed (1 kuni 5-ga algavad ametiala koodid, ISCO-08);</li> <li>• sinikraed (6 kuni 9-ga algavad koodid, ISCO-88)</li> </ul> <p>(Coding and classification standards 2010)</p>
<p><b>staaž</b> seostub töötasudega, kuna suuremate kogemuste inimestel on tööandjale enam pakkuda, enamik uuringuid, 6 8-st on staaži oluliseks faktoriks pidanud</p>	<p>staaž praegusel töökohal:</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• alla aasta;</li> <li>• 1-2 aastat;</li> <li>• 3-4 aastat ;</li> <li>• 5 aastat ja rohkem</li> </ul>
<p><b>täitmise aasta</b> - 2013-2016 palgalõhe Eestis vähenes (Statistikaamet 2018)</p>	<p>erinevad andmestikud aastate kohta; üldine palgatase on kahe aasta võrdluses kasvanud, seega peab aastate kohta lisama mudelisse fiktiivse muutuja</p>

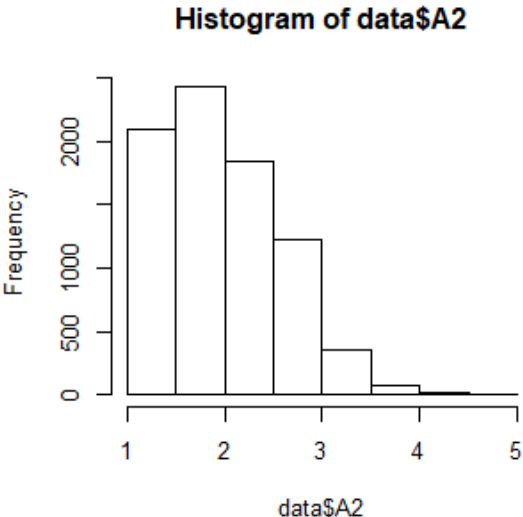
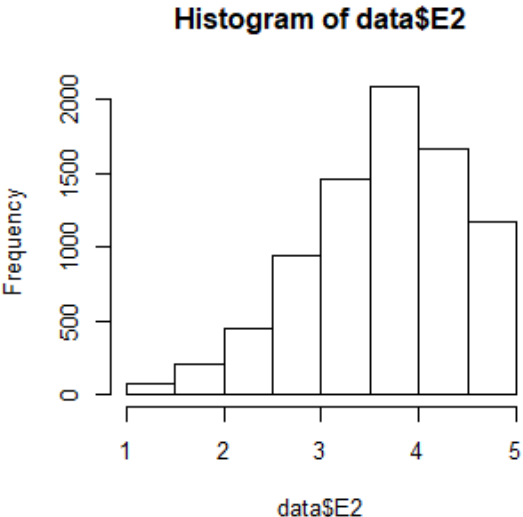
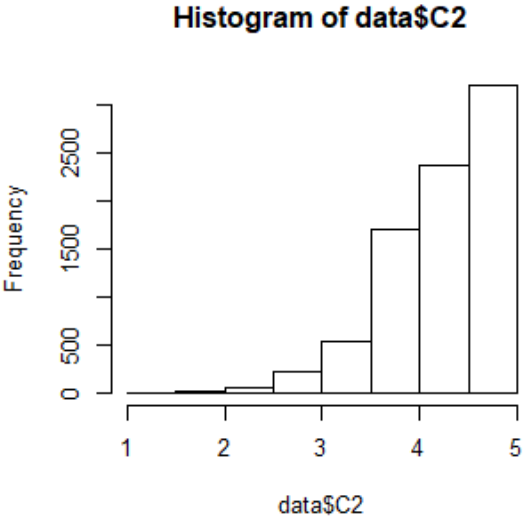
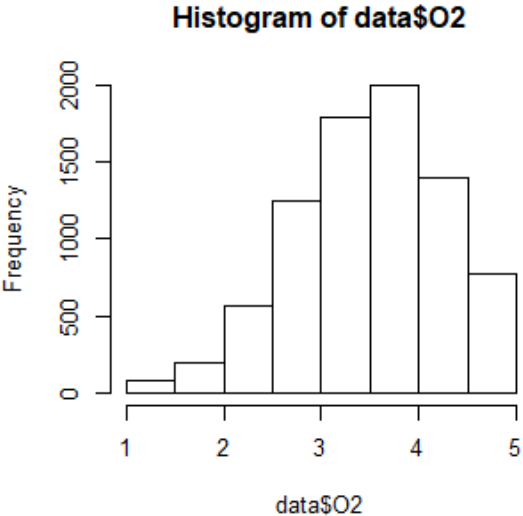
Allikas: (Palgauuring 2013; Palgauuring 2017).

**Lisa 3.** Palgainfo uuringu valimi ja üldkogumi võrdlus.

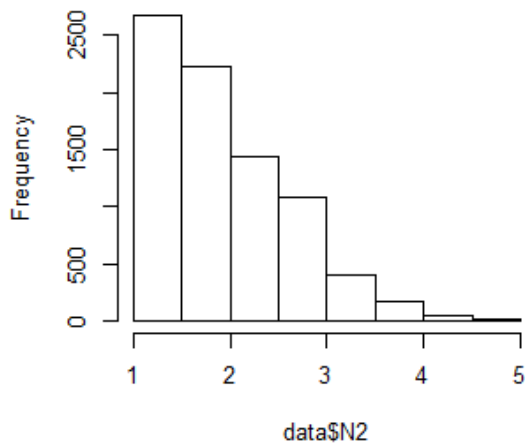
	<b>Palgainfo uuring (% valimist) – andmed 2013. ja 2017. aasta kokku</b>	<b>Statistikaamet (% üldkogumist) – andmed sugude ja vanusegruppide kohta: 2013. ja 2017. aastate keskmine; andmed ametigruppide kohta: 2015. aasta andmed</b>
Naised	65	52
Mehed	35	48
Vanusegrupp 16-24	7	13
Vanusegrupp 25-34	35	19
Vanusegrupp 35-44	26	19
Vanusegrupp 45-54	21	18
Vanusegrupp 55-64	10	18
Vanusegrupp 65-74	1	13
Amet – juhid; tippspetsialistid	41	31
Amet – tehnikud ja keskastme spetsialistid; ametnikud	32	20
Amet - teenindus- ja müügitöötajad	11	11
Amet – põllumajanduse, metsanduse, jahinduse ja kalanduse oskustöötajad; oskustöötajad ja käsitöölised	8	13
Amet – seadme- ja masinaoperaatorid ja koostajad	4	14
Amet - lihttöölised	4	11

Allikas: (Palgainfo andmebaas 2013), (Palgainfo andmebaas 2017), (Eesti Statistika 2020), autori arvutused.

**Lisa 4.** Isikuomaduste OCEAN jaotuste joonised.



## Histogram of data\$N2



Allikas: (Palgainfo andmebaas 2013), (Palgainfo andmebaas 2017), autori arvutused.

## Lisa 5. Dunni testid muutujatele

```

Fairwise comparisons using Dunn's-test for multiple
comparisons of independent samples
data: list(data$O2[data$kraed_gr_cat == levels[1]], data$O2[data$kraed_gr_cat ==
  1 2 3 4 5 6 7 8
2 3.3e-05 - - - - - - -
3 3.2e-16 0.00019 - - - - - -
4 < 2e-16 8.4e-10 0.10473 - - - - -
5 2.8e-09 0.10473 1.00000 0.03768 - - - -
6 0.87718 1.00000 1.00000 1.00000 1.00000 - - -
7 0.00053 1.00000 0.26704 0.00026 1.00000 1.00000 - -
8 1.3e-06 0.10473 1.00000 1.00000 1.00000 1.00000 0.80946 -
9 1.0e-13 2.4e-06 0.08624 1.00000 0.03057 1.00000 0.00062 0.77293
P value adjustment method: holm

Fairwise comparisons using Dunn's-test for multiple
comparisons of independent samples
data: list(data$C2[data$kraed_gr_cat == levels[1]], data$C2[data$kr
  1 2 3 4 5 6 7 8
2 1.00000 - - - - - - -
3 1.00000 0.00079 - - - - - -
4 0.10069 3.6e-05 1.00000 - - - - -
5 1.4e-05 2.5e-11 0.00940 0.88592 - - - -
6 1.00000 1.00000 1.00000 1.00000 1.00000 - -
7 0.30954 0.00105 1.00000 1.00000 1.00000 1.00000 -
8 1.00000 0.06287 1.00000 1.00000 1.00000 1.00000 1.00000 -
9 0.18463 0.00297 1.00000 1.00000 1.00000 1.00000 1.00000 1.00000

> posthoc.test
Fairwise comparisons using Dunn's-test for multiple
comparisons of independent samples
data: list(data$E2[data$kraed_gr_cat == levels[1]], data$E2[data$kr
  1 2 3 4 5 6 7 8
2 < 2e-16 - - - - - - -
3 1.4e-15 1.00000 - - - - - -
4 6.1e-12 1.00000 1.00000 - - - - -
5 0.00026 0.00260 0.09135 0.19251 - - - -
6 0.01941 1.00000 1.00000 1.00000 0.68601 - - -
7 < 2e-16 0.62281 0.09135 0.19251 4.1e-05 1.00000 - -
8 6.6e-10 1.00000 1.00000 1.00000 0.01624 1.00000 1.00000 -
9 < 2e-16 0.02083 0.00280 0.00699 1.8e-06 1.00000 1.00000 1.00000
P value adjustment method: holm

> posthoc.test
Fairwise comparisons using Dunn's-test for multiple
comparisons of independent samples
data: list(data$A2[data$kraed_gr_cat == levels[1]], data$A2[data$kr
  1 2 3 4 5 6 7 8
2 1.00000 - - - - - - -
3 0.00484 0.02610 - - - - - -
4 0.01023 0.05170 1.00000 - - - - -
5 8.2e-11 2.3e-10 0.00175 0.02485 - - - -
6 1.00000 1.00000 1.00000 1.00000 1.00000 - -
7 1.00000 1.00000 0.20623 0.20623 8.1e-07 1.00000 -
8 1.00000 1.00000 0.69664 0.60224 0.00014 1.00000 1.00000 -
9 1.00000 1.00000 0.97993 0.83925 0.00035 1.00000 1.00000 1.00000
P value adjustment method: holm

```

```
> posthoc.test
Pairwise comparisons using Dunn's-test for multiple
comparisons of independent samples
data: list(data$N2[data$kraed_gr_cat == levels[1]], data$N2[data$
  1 2 3 4 5 6 7 8
2 1 - - - - -
3 1 1 - - - - -
4 1 1 1 - - - - -
5 1 1 1 1 - - - - -
6 1 1 1 1 1 - - - - -
7 1 1 1 1 1 1 - - - - -
8 1 1 1 1 1 1 1 - - - - -
9 1 1 1 1 1 1 1 1 - - - - -
P value adjustment method: holm
```

```
> posthoc.test
Pairwise comparisons using Dunn's-test for multiple
comparisons of independent samples
data: list(data$O2[data$age_gr_cat == levels[1]], data$O2[data$
  1 2 3 4 5
2 0.07361 - - - -
3 0.00227 0.55890 - - - -
4 7.3e-05 0.01810 1.00000 - - - -
5 0.00029 0.06865 1.00000 1.00000 - - - -
6 1.00000 1.00000 1.00000 1.00000 1.00000 - - - -
P value adjustment method: holm
```

```
> posthoc.test
Pairwise comparisons using Dunn's-test for multiple
comparisons of independent samples
data: list(data$C2[data$age_gr_cat == levels[1]], data$C2[data$
  1 2 3 4 5
2 1.00000 - - - -
3 0.01199 0.00237 - - - -
4 3.4e-08 4.1e-14 0.00036 - - - -
5 0.00110 0.00033 0.92680 0.55858 - - - -
6 0.92680 1.00000 1.00000 1.00000 1.00000 - - - -
P value adjustment method: holm
```

```
> posthoc.test
Pairwise comparisons using Dunn's-test for multiple
comparisons of independent samples
data: list(data$E2[data$age_gr_cat == levels[1]], data$E2[da
  1 2 3 4 5
2 1.000 - - - -
3 1.000 0.066 - - - -
4 1.000 0.050 1.000 - - - -
5 1.000 1.000 1.000 1.000 - - - -
6 1.000 0.740 1.000 1.000 1.000 - - - -
P value adjustment method: holm
```

```
> posthoc.test
Pairwise comparisons using Dunn's-test for multiple
comparisons of independent samples
data: list(data$A2[data$age_gr_cat == levels[1]], data$A2[da
  1 2 3 4 5
2 0.97545 - - - -
3 0.00820 0.00427 - - - -
4 1.1e-11 < 2e-16 6.1e-08 - - - -
5 4.5e-08 2.1e-10 0.00058 1.00000 - - - -
6 0.02942 0.06207 0.38577 1.00000 1.00000 - - - -
P value adjustment method: holm
```

```
> posthoc.test
Pairwise comparisons using Dunn's-test for multiple
comparisons of independent samples
data: list(data$N2[data$age_gr_cat == levels[1]], data$N2[da
  1 2 3 4 5
2 0.95164 - - - -
3 0.04799 0.10742 - - - -
4 9.5e-09 1.7e-13 6.2e-06 - - - -
5 0.00020 0.00015 0.12194 0.86821 - - - -
6 0.86821 1.00000 1.00000 1.00000 1.00000 - - - -
P value adjustment method: holm
```

```
> posthoc.test
Pairwise comparisons using Dunn's-test for multiple
comparisons of independent samples
data: list(data$O2[data$staaz_cat == levels[1]], data$O2[da
  1 2 3
2 0.34974 - - -
3 0.00025 0.01467 - - -
4 9e-08 6e-05 0.34974 - - -
P value adjustment method: holm
```

```
> posthoc.test
Pairwise comparisons using Dunn's-test for multiple
comparisons of independent samples
data: list(data$C2[data$staaz_cat == levels[1]], data$C2[da
  1 2 3
2 0.2550 - - -
3 0.9774 0.2550 - - -
4 3.5e-06 0.0045 3.5e-06 - - -
P value adjustment method: holm
```

```
> posthoc.test
Pairwise comparisons using Dunn's-test for multiple
comparisons of independent samples
data: list(data$E2[data$staaz_cat == levels[1]], data$E2[da
  1 2 3
2 1 - - -
3 1 1 - - -
4 1 1 1 - - -
P value adjustment method: holm
```

```
> posthoc.test
Pairwise comparisons using Dunn's-test for multiple
comparisons of independent samples
data: list(data$A2[data$staaz_cat == levels[1]], data$A2[da
  1 2 3
2 0.5456 - - -
3 0.5274 0.2234 - - -
4 0.3219 0.5274 0.0057 - - -
P value adjustment method: holm
```

```

> posthoc.test
Pairwise comparisons using Dunn's-test for multiple
comparisons of independent samples
data: list(data$N2[data$staaz_cat == levels[1]], data$N2[data$staaz_cat ==
1 2 3
2 1 - -
3 1 1 -
4 1 1 1
P value adjustment method: holm

> posthoc.test
Pairwise comparisons using Dunn's-test for multiple
comparisons of independent samples
data: list(data$O2[data$educ_cat == levels[1]], data$O2[data$educ_cat ==
1 2
2 0.4670 -
3 0.0532 0.0017
P value adjustment method: holm

> posthoc.test
Pairwise comparisons using Dunn's-test for multiple
comparisons of independent samples
data: list(data$C2[data$educ_cat == levels[1]], data$C2[data$educ_cat ==
1 2
2 4e-06 -
3 0.0026 0.0102
P value adjustment method: holm

> posthoc.test
Pairwise comparisons using Dunn's-test for multiple
comparisons of independent samples
data: list(data$E2[data$educ_cat == levels[1]], data$E2[data$educ_cat ==
1 2
2 0.052 -
3 0.032 0.968
P value adjustment method: holm

> posthoc.test
Pairwise comparisons using Dunn's-test for multiple
comparisons of independent samples
data: list(data$A2[data$educ_cat == levels[1]], data$A2[data$educ_cat ==
1 2
2 0.0369 -
3 0.8364 0.0033
P value adjustment method: holm

> posthoc.test
Pairwise comparisons using Dunn's-test for multiple
comparisons of independent samples
data: list(data$N2[data$educ_cat == levels[1]], data$N2[data$educ_cat ==
1 2
2 1.00 -
3 0.64 1.00
P value adjustment method: holm

```

**Lisa 6.** Isikuomaduste vaheliste monotoonsete sõltuvuste analüüs Spearmani korrelatsioonikordaja (r) järgi.

	O ja C	O ja E	O ja A	O ja N	C ja E	C ja A	C ja N	E ja A	E ja N	A ja N
r	0,17	0,43	-0,16	-0,10	0,31	-0,31	-0,28	-0,29	-0,13	0,34
p	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001

Allikas: (Palgainfo andmebaas 2013), (Palgainfo andmebaas 2017), autori arvutused.

**Lisa 7. Mudel 1 - netopalga seos kontrollmuutujatega, mudel tavaliste standardvigadega ja mudel robustsete standardvigadega, R väljund.**

```

Call:
lm(formula = ln_net0 ~ kraed_gr_cat + age_gr_cat + eesti_keel +
    naine + staaz_cat + aasta_int + educ_cat, data = data)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-2.80440 -0.21896  0.00539  0.21710  2.35236

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -1.043e+02  3.842e+00 -27.154 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat2 -1.489e-01  1.202e-02 -12.381 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat3 -2.825e-01  1.267e-02 -22.304 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat4 -3.563e-01  1.474e-02 -24.166 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat5 -6.380e-01  1.581e-02 -40.367 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat6 -6.031e-01  5.050e-02 -11.943 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat7 -4.714e-01  1.721e-02 -27.398 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat8 -4.606e-01  2.168e-02 -21.243 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat9 -6.183e-01  2.183e-02 -28.324 < 2e-16 ***
age_gr_cat2  1.377e-01  1.564e-02  8.800 < 2e-16 ***
age_gr_cat3  1.422e-01  1.642e-02  8.662 < 2e-16 ***
age_gr_cat4  2.933e-02  1.696e-02  1.730 0.083703 .
age_gr_cat5 -5.595e-02  1.897e-02 -2.948 0.003202 **
age_gr_cat6 -1.826e-01  4.479e-02 -4.078 4.59e-05 ***
eesti_keel  1.112e-01  1.043e-02  10.658 < 2e-16 ***
naine      -2.948e-01  8.324e-03 -35.413 < 2e-16 ***
staaz_cat2  3.936e-02  1.157e-02  3.402 0.000673 ***
staaz_cat3  5.616e-02  1.231e-02  4.561 5.15e-06 ***
staaz_cat4  7.274e-02  1.097e-02  6.629 3.57e-11 ***
aasta_int  5.519e-02  1.908e-03  28.932 < 2e-16 ***
educ_cat2  -2.444e-02  1.139e-02 -2.147 0.031858 *
educ_cat3  1.671e-01  1.094e-02  15.283 < 2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.3562 on 9288 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.4624,    Adjusted R-squared:  0.4612
F-statistic: 380.4 on 21 and 9288 DF,  p-value: < 2.2e-16

> coefTest(mudel_kontroll, vcov.=cov1)

t test of coefficients:

            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -1.0432e+02  3.8396e+00 -27.1702 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat2 -1.4889e-01  1.3571e-02 -10.9706 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat3 -2.8255e-01  1.3366e-02 -21.1390 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat4 -3.5632e-01  1.5255e-02 -23.3581 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat5 -6.3804e-01  1.6182e-02 -39.4296 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat6 -6.0312e-01  5.6186e-02 -10.7344 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat7 -4.7142e-01  1.7700e-02 -26.6342 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat8 -4.6064e-01  2.2502e-02 -20.4713 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat9 -6.1832e-01  2.0574e-02 -30.0528 < 2.2e-16 ***
age_gr_cat2  1.3766e-01  1.4275e-02  9.6438 < 2.2e-16 ***
age_gr_cat3  1.4224e-01  1.5413e-02  9.2287 < 2.2e-16 ***
age_gr_cat4  2.9330e-02  1.5762e-02  1.8609 0.0627945 .
age_gr_cat5 -5.5948e-02  1.8100e-02 -3.0910 0.0020010 **
age_gr_cat6 -1.8263e-01  5.5645e-02 -3.2821 0.0010342 **
eesti_keel  1.1122e-01  1.0918e-02  10.1859 < 2.2e-16 ***
naine      -2.9478e-01  8.6140e-03 -34.2208 < 2.2e-16 ***
staaz_cat2  3.9360e-02  1.1352e-02  3.4671 0.0005285 ***
staaz_cat3  5.6157e-02  1.2252e-02  4.5837 4.629e-06 ***
staaz_cat4  7.2742e-02  1.1107e-02  6.5491 6.094e-11 ***
aasta_int  5.5190e-02  1.9065e-03  28.9479 < 2.2e-16 ***
educ_cat2  -2.4440e-02  1.0980e-02 -2.2259 0.0260452 *
educ_cat3  1.6714e-01  1.1059e-02  15.1144 < 2.2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

Allikas: (Palgainfo andmebaas 2013), (Palgainfo andmebaas 2017), autori arvutused.

**Lisa 8. Mudel 2 - netopalgas seos kontrollmuutujate ja OCEANiga, mudel tavaliste standardvigadega ja mudel robustsete standardvigadega, R väljund.**

```

Call:
lm(formula = ln_net0 ~ kraed_gr_cat + age_gr_cat + eesti_keel +
    naine + staaz_cat + aasta_int + educ_cat + O2 + C2 + E2 +
    A2 + N2, data = data)
> coefest(mudel_OCEANl, vcov.=covl)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-2.84400 -0.21899  0.00399  0.21886  2.35546

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -1.040e+02  3.881e+00 -26.794 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat2 -1.397e-01  1.206e-02 -11.580 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat3 -2.727e-01  1.272e-02 -21.434 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat4 -3.477e-01  1.481e-02 -23.481 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat5 -6.287e-01  1.582e-02 -39.733 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat6 -5.903e-01  5.036e-02 -11.723 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat7 -4.628e-01  1.723e-02 -26.852 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat8 -4.532e-01  2.168e-02 -20.906 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat9 -6.081e-01  2.189e-02 -27.780 < 2e-16 ***
age_gr_cat2  1.420e-01  1.560e-02  9.098 < 2e-16 ***
age_gr_cat3  1.476e-01  1.640e-02  8.998 < 2e-16 ***
age_gr_cat4  3.926e-02  1.700e-02  2.309 0.020945 *
age_gr_cat5 -4.585e-02  1.899e-02 -2.414 0.015780 *
age_gr_cat6 -1.741e-01  4.469e-02 -3.895 9.90e-05 ***
eesti_keel  1.097e-01  1.049e-02  10.454 < 2e-16 ***
naine      -2.928e-01  8.617e-03 -33.980 < 2e-16 ***
staaz_cat2  3.957e-02  1.153e-02  3.431 0.000603 ***
staaz_cat3  5.384e-02  1.228e-02  4.384 1.18e-05 ***
staaz_cat4  7.046e-02  1.096e-02  6.428 1.36e-10 ***
aasta_int  5.489e-02  1.926e-03  28.499 < 2e-16 ***
educ_cat2  -2.590e-02  1.135e-02 -2.281 0.022577 *
educ_cat3  1.646e-01  1.091e-02  15.093 < 2e-16 ***
O2         -3.672e-04  5.430e-03 -0.068 0.946093
C2         1.207e-02  7.379e-03  1.636 0.101834
E2         2.659e-02  5.529e-03  4.809 1.54e-06 ***
A2         4.191e-02  6.278e-03  6.676 2.60e-11 ***
N2         7.745e-03  5.205e-03  1.488 0.136822
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.3549 on 9283 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.4666,    Adjusted R-squared:  0.4651
F-statistic: 312.4 on 26 and 9283 DF,  p-value: < 2.2e-16

t test of coefficients:

            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -1.0400e+02  3.8847e+00 -26.7717 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat2 -1.3971e-01  1.3670e-02 -10.2203 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat3 -2.7267e-01  1.3436e-02 -20.2938 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat4 -3.4769e-01  1.5373e-02 -22.6168 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat5 -6.2869e-01  1.6215e-02 -38.7725 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat6 -5.9032e-01  5.6346e-02 -10.4766 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat7 -4.6277e-01  1.7765e-02 -26.0488 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat8 -4.5320e-01  2.2466e-02 -20.1724 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat9 -6.0815e-01  2.0812e-02 -29.2210 < 2.2e-16 ***
age_gr_cat2  1.4198e-01  1.4303e-02  9.9265 < 2.2e-16 ***
age_gr_cat3  1.4759e-01  1.5483e-02  9.5321 < 2.2e-16 ***
age_gr_cat4  3.9264e-02  1.5867e-02  2.4747 0.0133543 *
age_gr_cat5 -4.5849e-02  1.8214e-02 -2.5172 0.0118460 *
age_gr_cat6 -1.7406e-01  5.5525e-02 -3.1347 0.0017256 **
eesti_keel  1.0965e-01  1.0912e-02  10.0485 < 2.2e-16 ***
naine      -2.9281e-01  8.9646e-03 -32.6632 < 2.2e-16 ***
staaz_cat2  3.9570e-02  1.1316e-02  3.4969 0.0004729 ***
staaz_cat3  5.3843e-02  1.2241e-02  4.3986 1.102e-05 ***
staaz_cat4  7.0457e-02  1.1071e-02  6.3643 2.055e-10 ***
aasta_int  5.4894e-02  1.9272e-03  28.4836 < 2.2e-16 ***
educ_cat2  -2.5896e-02  1.0962e-02 -2.3623 0.0181837 *
educ_cat3  1.6462e-01  1.1057e-02  14.8879 < 2.2e-16 ***
O2         -3.6716e-04  5.4818e-03 -0.0670 0.9466000
C2         1.2073e-02  7.5601e-03  1.5969 0.1103151
E2         2.6587e-02  5.4642e-03  4.8657 1.160e-06 ***
A2         4.1909e-02  6.4479e-03  6.4996 8.470e-11 ***
N2         7.7446e-03  5.3086e-03  1.4589 0.1446319
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

Allikas: (Palgainfo andmebaas 2013), (Palgainfo andmebaas 2017), autori arvutused.

**Lisa 9. Mudel 3 – naiste netopalga seos kontrollmuutujate ja OCEANiga, mudel tavaliste standardvigadega ja mudel robustsete standardvigadega, R väljund.**

```

Call:
lm(formula = ln_net0 ~ kraed_gr_cat + age_gr_cat + eesti_keel +
    staaz_cat + aasta_int + educ_cat + O2 + C2 + E2 + A2 + N2,
    data = data_naised) > coeftest(mudel_naised, vcov.=cov1)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-2.88171 -0.22138  0.00329  0.21365  2.35861

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -1.104e+02  4.670e+00 -23.646 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat2 -1.495e-01  1.531e-02  -9.765 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat3 -2.600e-01  1.545e-02 -16.829 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat4 -3.390e-01  1.720e-02 -19.713 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat5 -6.197e-01  1.845e-02 -33.592 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat6 -5.161e-01  6.893e-02  -7.489 7.97e-14 ***
kraed_gr_cat7 -5.072e-01  2.634e-02 -19.253 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat8 -5.498e-01  3.810e-02 -14.429 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat9 -6.081e-01  2.897e-02 -21.061 < 2e-16 ***
age_gr_cat2  1.243e-01  1.881e-02  6.606 4.29e-11 ***
age_gr_cat3  1.075e-01  1.971e-02  5.455 5.10e-08 ***
age_gr_cat4  2.830e-02  2.032e-02  1.393 0.163771
age_gr_cat5 -3.251e-02  2.251e-02 -1.445 0.148647
age_gr_cat6 -1.640e-01  5.647e-02 -2.904 0.003700 **
eesti_keel  1.178e-01  1.332e-02  8.842 < 2e-16 ***
staaz_cat2  4.354e-02  1.387e-02  3.139 0.001705 **
staaz_cat3  5.027e-02  1.497e-02  3.358 0.000791 ***
staaz_cat4  5.780e-02  1.327e-02  4.355 1.35e-05 ***
aasta_int  5.799e-02  2.317e-03  25.032 < 2e-16 ***
educ_cat2 -3.041e-02  1.432e-02 -2.123 0.033901 *
educ_cat3  1.704e-01  1.363e-02  12.504 < 2e-16 ***
O2         -7.959e-03  6.516e-03 -1.221 0.221988
C2         4.586e-03  9.472e-03  0.484 0.628305
E2         1.703e-02  6.759e-03  2.519 0.011782 *
A2         4.216e-02  7.614e-03  5.538 3.20e-08 ***
N2         1.301e-02  6.354e-03  2.048 0.040581 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.3436 on 5988 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.437,    Adjusted R-squared:  0.4346
F-statistic: 185.9 on 25 and 5988 DF,  p-value: < 2.2e-16

t test of coefficients:

            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -1.1043e+02  4.6830e+00 -23.5809 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat2 -1.4945e-01  1.7910e-02  -8.3445 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat3 -2.5997e-01  1.7027e-02 -15.2680 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat4 -3.3898e-01  1.8773e-02 -18.0567 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat5 -6.1970e-01  1.9583e-02 -31.6455 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat6 -5.1615e-01  6.2692e-02  -8.2331 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat7 -5.0718e-01  2.6101e-02 -19.4310 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat8 -5.4982e-01  3.6412e-02 -15.0998 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat9 -6.0809e-01  2.7554e-02 -22.0689 < 2.2e-16 ***
age_gr_cat2  1.2426e-01  1.7039e-02  7.2927 3.432e-13 ***
age_gr_cat3  1.0750e-01  1.8338e-02  5.8624 4.806e-09 ***
age_gr_cat4  2.8302e-02  1.8633e-02  1.5189 0.1288517
age_gr_cat5 -3.2510e-02  2.1346e-02 -1.5230 0.1278179
age_gr_cat6 -1.6398e-01  7.7828e-02 -2.1070 0.0351622 *
eesti_keel  1.1778e-01  1.3461e-02  8.7497 < 2.2e-16 ***
staaz_cat2  4.3541e-02  1.3555e-02  3.2122 0.0013242 **
staaz_cat3  5.0271e-02  1.4709e-02  3.4177 0.0006357 ***
staaz_cat4  5.7798e-02  1.3205e-02  4.3770 1.224e-05 ***
aasta_int  5.7989e-02  2.3223e-03  24.9706 < 2.2e-16 ***
educ_cat2 -3.0405e-02  1.3529e-02 -2.2473 0.0246575 *
educ_cat3  1.7043e-01  1.3810e-02  12.3415 < 2.2e-16 ***
O2         -7.9589e-03  6.5517e-03 -1.2148 0.2244984
C2         4.5857e-03  9.4507e-03  0.4852 0.6275329
E2         1.7028e-02  6.7463e-03  2.5240 0.0116289 *
A2         4.2160e-02  7.9033e-03  5.3345 9.933e-08 ***
N2         1.3014e-02  6.4637e-03  2.0134 0.0441125 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

Allikas: (Palgainfo andmebaas 2013), (Palgainfo andmebaas 2017), autori arvutused.

**Lisa 10.** Mudel 4 – meeste netopalgas seos kontrollmuutujate ja OCEANiga, mudel tavaliste standardvigadega ja mudel robustsete standardvigadega, R väljund.

```
Call:
lm(formula = ln_net0 ~ kraed_gr_cat + age_gr_cat + eesti_kee1 +
  staa_z_cat + aasta_int + educ_cat + O2 + C2 + E2 + A2 + N2,
  data = data_mehed) > coefitest(mudel_mehed, voov.=cov1)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-1.92747 -0.22349  0.00752  0.22356  1.61392

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  -89.858312   6.853532  -13.111 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat2 -0.119658   0.019704  -6.073 1.40e-09 ***
kraed_gr_cat3 -0.309794   0.022845  -13.561 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat4 -0.390793   0.031478  -12.415 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat5 -0.655174   0.032982  -19.864 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat6 -0.674126   0.074360  -9.066 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat7 -0.442761   0.024251  -18.257 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat8 -0.407864   0.028657  -14.233 < 2e-16 ***
kraed_gr_cat9 -0.604196   0.033744  -17.905 < 2e-16 ***
age_gr_cat2   0.183750   0.027400   6.706 2.34e-11 ***
age_gr_cat3   0.241505   0.029034   8.318 < 2e-16 ***
age_gr_cat4   0.078010   0.030538   2.555 0.01068 *
age_gr_cat5  -0.067870   0.034949  -1.942 0.05223 .
age_gr_cat6  -0.144030   0.072848  -1.977 0.04811 .
eesti_kee1    0.095162   0.016998   5.598 2.34e-08 ***
staa_z_cat2   0.033597   0.020331   1.652 0.09853 .
staa_z_cat3   0.061473   0.021198   2.900 0.00376 **
staa_z_cat4   0.089451   0.019226   4.653 3.41e-06 ***
aasta_int     0.047808   0.003402  14.054 < 2e-16 ***
educ_cat2    -0.023637   0.018579  -1.272 0.20339
educ_cat3    -0.149217   0.018237   8.182 3.95e-16 ***
O2            0.012745   0.009634   1.323 0.18597
C2            0.010164   0.011819   0.860 0.38987
E2            0.048041   0.009548   5.031 5.13e-07 ***
A2            0.042964   0.010959   3.920 9.02e-05 ***
N2            -0.005382   0.008973  -0.600 0.54868
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.3695 on 3270 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.4116, Adjusted R-squared:  0.4071
F-statistic: 91.5 on 25 and 3270 DF, p-value: < 2.2e-16

t test of coefficients:

            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  -89.8583115   6.8565631  -13.1054 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat2 -0.1196582   0.0213591  -5.6022 2.291e-08 ***
kraed_gr_cat3 -0.3097944   0.0226770  -13.6612 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat4 -0.3907929   0.0298488  -13.0924 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat5 -0.6551744   0.0345942  -18.9389 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat6 -0.6741261   0.0931294   -7.2386 5.624e-13 ***
kraed_gr_cat7 -0.4427610   0.0246745  -17.9441 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat8 -0.4078642   0.0294592  -13.8450 < 2.2e-16 ***
kraed_gr_cat9 -0.6041964   0.0313501  -19.2726 < 2.2e-16 ***
age_gr_cat2   0.1837503   0.0256752   7.1567 1.015e-12 ***
age_gr_cat3   0.2415047   0.0280583   8.6072 < 2.2e-16 ***
age_gr_cat4   0.0780103   0.0294317   2.6506 0.0080747 **
age_gr_cat5  -0.0678698   0.0343236  -1.9774 0.0480859 *
age_gr_cat6  -0.1440302   0.0780105  -1.8463 0.0649401 .
eesti_kee1    0.0951622   0.0179531   5.3006 1.231e-07 ***
staa_z_cat2   0.0335970   0.0200692   1.6741 0.0942144 .
staa_z_cat3   0.0614730   0.0215200   2.8565 0.0043098 **
staa_z_cat4   0.0894511   0.0196399   4.5546 5.441e-06 ***
aasta_int     0.0478077   0.0034024  14.0510 < 2.2e-16 ***
educ_cat2    -0.0236369   0.0181580  -1.3017 0.1930990
educ_cat3    -0.1492167   0.0184893   8.0704 9.742e-16 ***
O2            0.0127448   0.0097708   1.3044 0.1921983
C2            0.0101637   0.0122978   0.8265 0.4085981
E2            0.0480415   0.0092297   5.2051 2.059e-07 ***
A2            0.0429638   0.0112230   3.8282 0.0001315 ***
N2            -0.0053821   0.0092291  -0.5832 0.5598193
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Allikas: (Palgainfo andmebaas 2013), (Palgainfo andmebaas 2017), autori arvutused.

**Lisa 11.** Breusch-Pagani testi tulemused mudelitele 1-4.

```
> lmtest::bptest(ln_net0~kraed_gr_cat+age_gr_cat+eesti_kee1+naine+staa_z_cat+aasta_int+educ_cat,data=data)

studentized Breusch-Pagan test

data: ln_net0 ~ kraed_gr_cat + age_gr_cat + eesti_kee1 + naine + staa_z_cat +      aasta_int + educ_cat
BP = 82.227, df = 7, p-value = 4.838e-15

> lmtest::bptest(ln_net0~kraed_gr_cat+age_gr_cat+eesti_kee1+naine+staa_z_cat+aasta_int+educ_cat+O2+C2+E2+A2+N2,data=data)

studentized Breusch-Pagan test

data: ln_net0 ~ kraed_gr_cat + age_gr_cat + eesti_kee1 + naine + staa_z_cat +      aasta_int + educ_cat + O2 + C2 + E2 + A2 + N2
BP = 92.013, df = 12, p-value = 2.011e-14

> lmtest::bptest(ln_net0~kraed_gr_cat+age_gr_cat+eesti_kee1+staa_z_cat+aasta_int+educ_cat+O2+C2+E2+A2+N2, data=data_naised)

studentized Breusch-Pagan test

data: ln_net0 ~ kraed_gr_cat + age_gr_cat + eesti_kee1 + staa_z_cat +      aasta_int + educ_cat + O2 + C2 + E2 + A2 + N2
BP = 140.81, df = 25, p-value < 2.2e-16

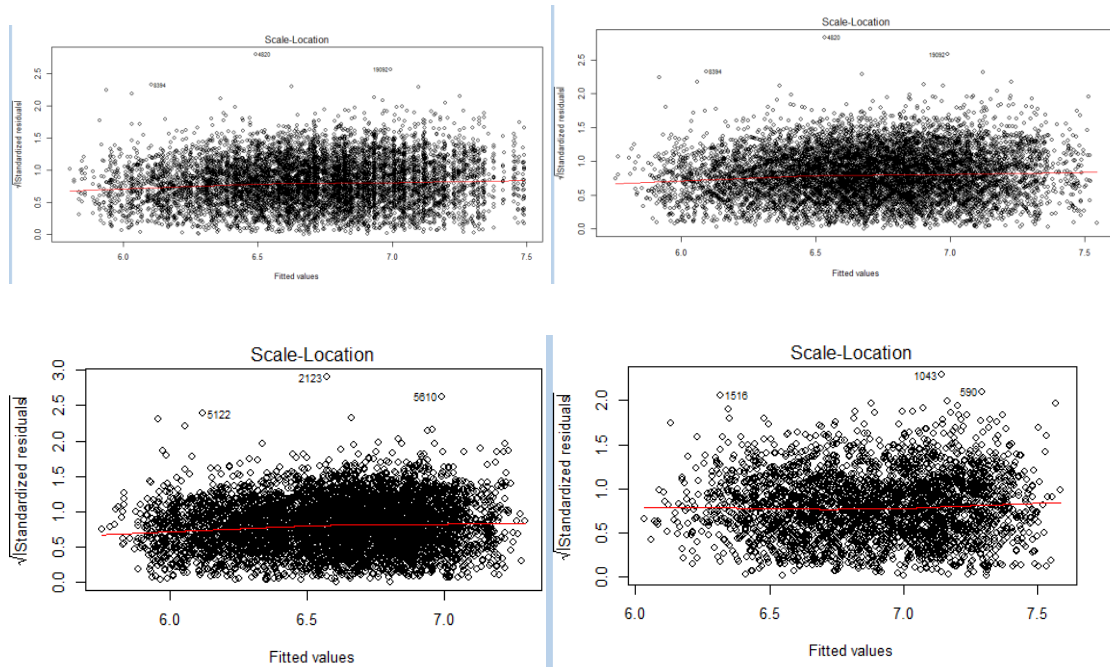
> lmtest::bptest(ln_net0~kraed_gr_cat+age_gr_cat+eesti_kee1+staa_z_cat+aasta_int+educ_cat+O2+C2+E2+A2+N2, data=data_mehed)

studentized Breusch-Pagan test

data: ln_net0 ~ kraed_gr_cat + age_gr_cat + eesti_kee1 + staa_z_cat +      aasta_int + educ_cat + O2 + C2 + E2 + A2 + N2
BP = 60.702, df = 25, p-value = 8.363e-05
```

Allikas: (Palgainfo andmebaas 2013), (Palgainfo andmebaas 2017), autori arvutused.

**Lisa 12.** Jääkliikmete joonised mudelitele 1-4.



Allikas: (Palgainfo andmebaas 2013), (Palgainfo andmebaas 2017), autori arvutused.

**Lisa 13.** Ramsey RESET testi tulemused mudelitele 1-4.

```
> lmtest::resettest(mudel_kontroll)

RESET test

data: mudel_kontroll
RESET = 4.6408, dfl = 2, df2 = 9286, p-value = 0.009672
```

```

> lmtest::resettest(mudel_OCEAN1)

RESET test

data: mudel_OCEAN1
RESET = 5.6429, df1 = 2, df2 = 9281, p-value = 0.003555

> lmtest::resettest(mudel_naised)

RESET test

data: mudel_naised
RESET = 8.5459, df1 = 2, df2 = 5986, p-value = 0.0001967

> lmtest::resettest(mudel_mehed)

RESET test

data: mudel_mehed
RESET = 2.2936, df1 = 2, df2 = 3268, p-value = 0.1011

```

Allikas: (Palgainfo andmebaas 2013), (Palgainfo andmebaas 2017), autori arvutused.

**Lisa 14.** Multikollinearsuse testi tulemused mudelitele 1-4.

```

> car::vif(mudel_kontroll)
      GVIF Df GVIF^(1/(2*Df))
kraed_gr_cat 1.662318 8      1.032273
age_gr_cat   1.281551 5      1.025117
eesti_keel   1.054038 1      1.026663
naine        1.162736 1      1.078302
staaz_cat    1.196600 3      1.030366
aasta_int    1.053627 1      1.026463
educ_cat     1.438270 2      1.095116

> car::vif(mudel_OCEAN1)
      GVIF Df GVIF^(1/(2*Df))
kraed_gr_cat 1.730570 8      1.034872
age_gr_cat   1.310314 5      1.027395
eesti_keel   1.072954 1      1.035835
naine        1.255296 1      1.120400
staaz_cat    1.205366 3      1.031620
aasta_int    1.082206 1      1.040291
educ_cat     1.444359 2      1.096273
O2           1.297596 1      1.139121
C2           1.270694 1      1.127250
E2           1.437519 1      1.198966
A2           1.302804 1      1.141405
N2           1.202341 1      1.096513

> car::vif(mudel_naised)
      GVIF Df GVIF^(1/(2*Df))
kraed_gr_cat 1.555515 8      1.027998
age_gr_cat   1.346492 5      1.030197
eesti_keel   1.070715 1      1.034754
staaz_cat    1.248272 3      1.037652
aasta_int    1.085626 1      1.041934
educ_cat     1.410357 2      1.089763
O2           1.299025 1      1.139748
C2           1.219396 1      1.104263
E2           1.391495 1      1.179616
A2           1.260537 1      1.122736
N2           1.218078 1      1.103666

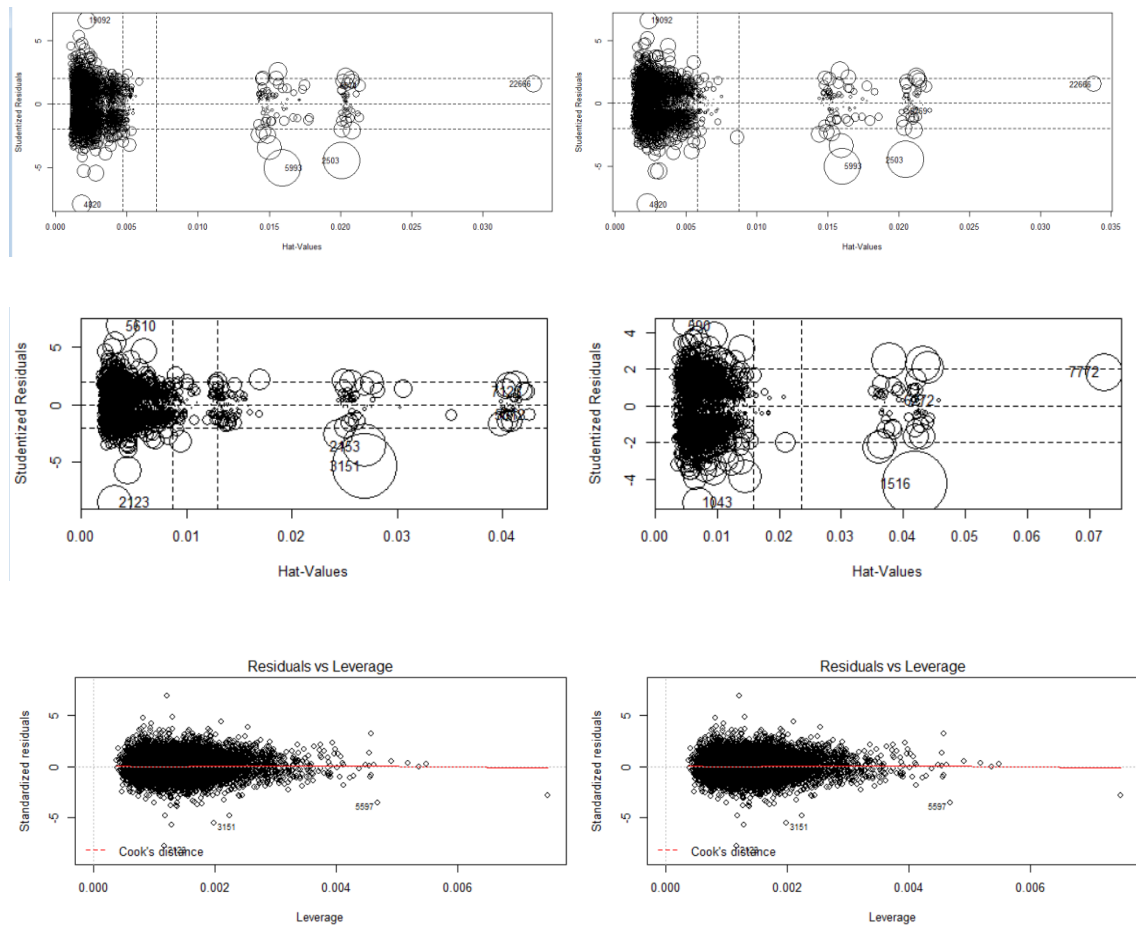
> car::vif(mudel_mehed)
      GVIF Df GVIF^(1/(2*Df))
kraed_gr_cat 1.631722 8      1.031075
age_gr_cat   1.307172 5      1.027149
eesti_keel   1.078370 1      1.038446
staaz_cat    1.171643 3      1.026753
aasta_int    1.083269 1      1.040802
educ_cat     1.506708 2      1.107917
O2           1.311008 1      1.144993
C2           1.273236 1      1.128378
E2           1.478687 1      1.216013
A2           1.259223 1      1.122151
N2           1.193943 1      1.092677

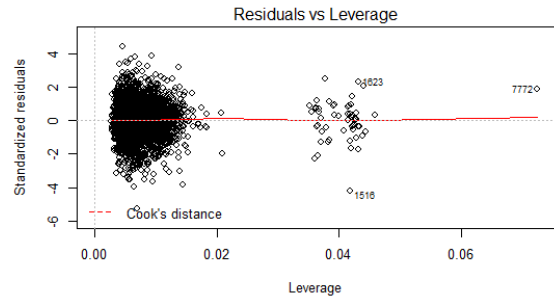
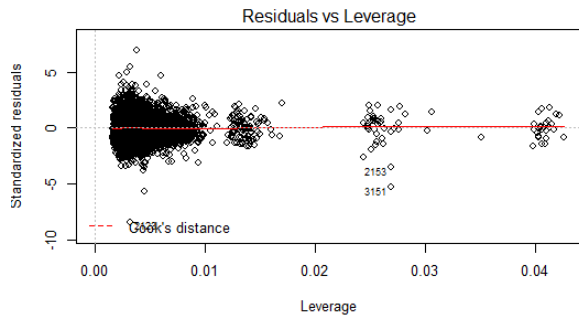
```

Allikas: (Palgainfo andmebaas 2013), (Palgainfo andmebaas 2017), autori arvutused.

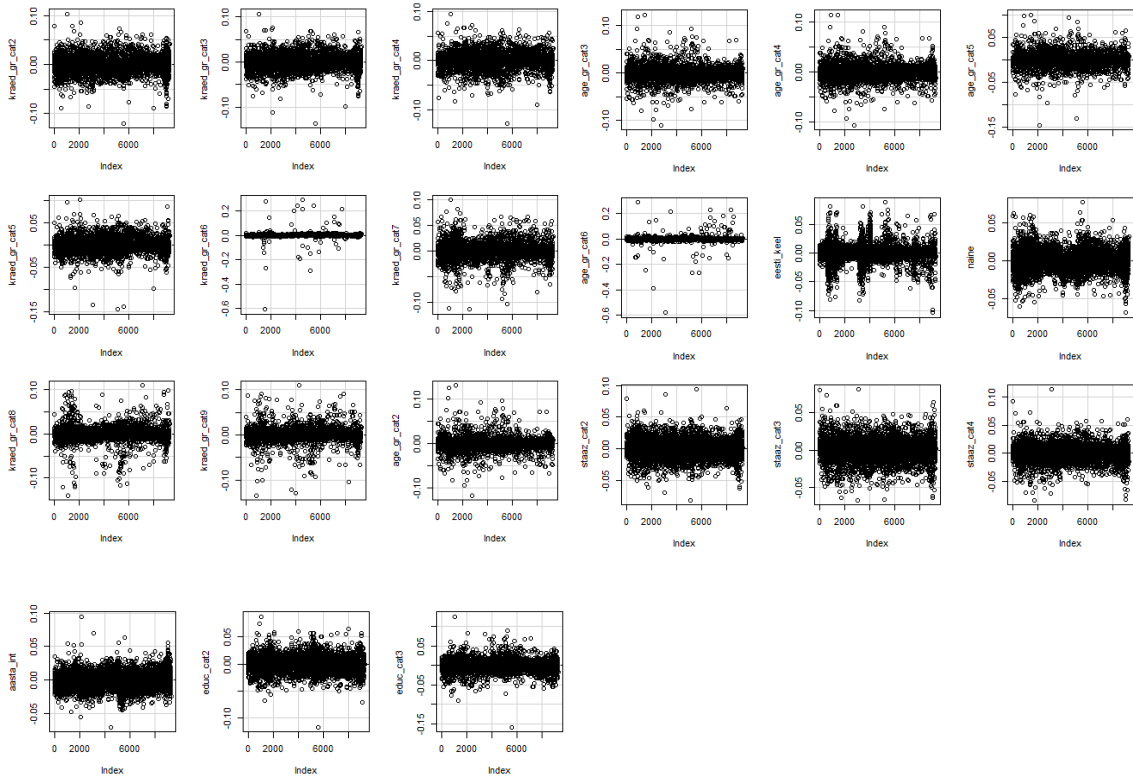
**Lisa 15.** dfbeta kontrolli tulemused mudelitele 1 ja 2.

Jääkide mõjukus ja Cooki kaugus mudelite 1-4 puhul:

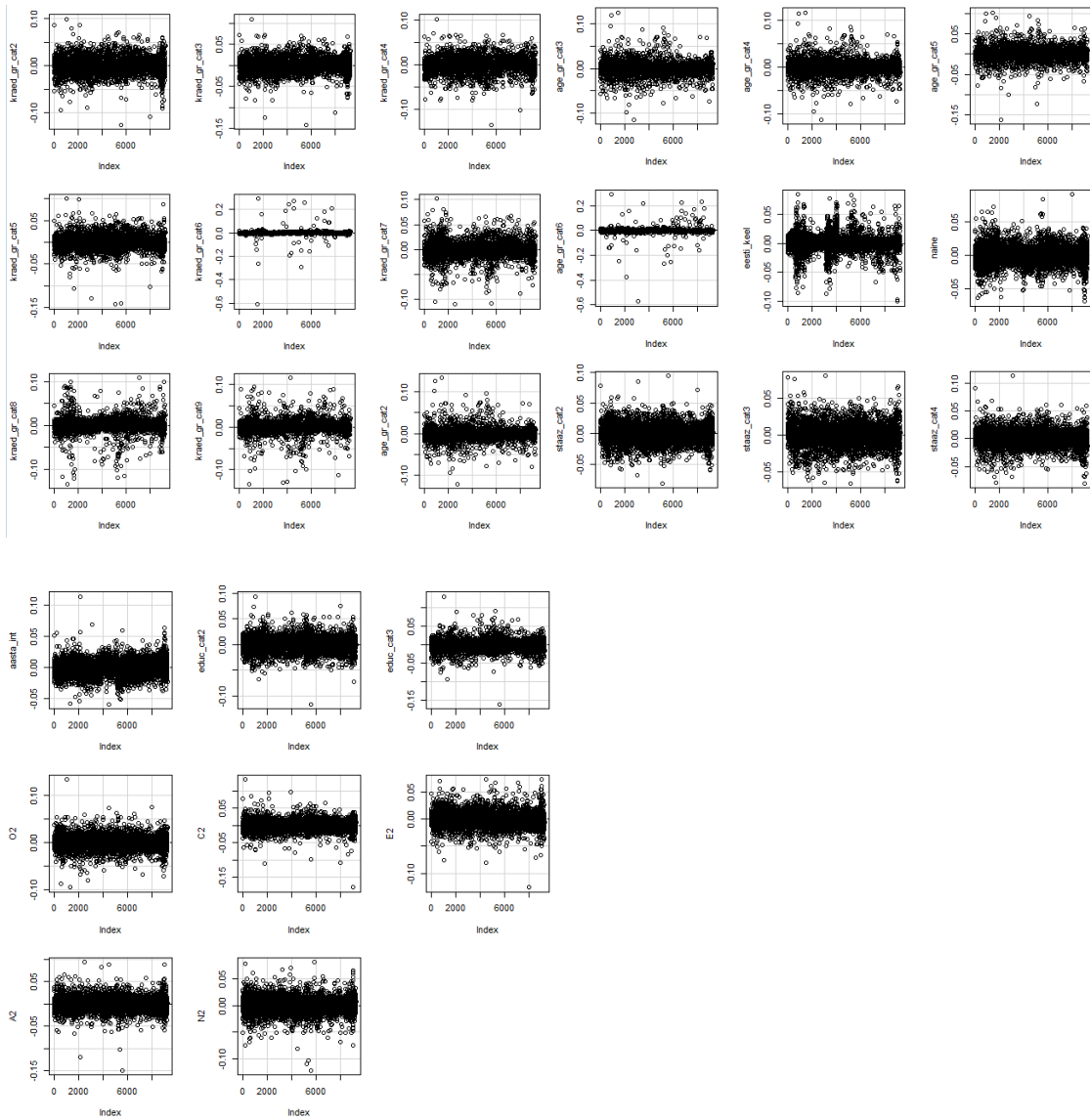




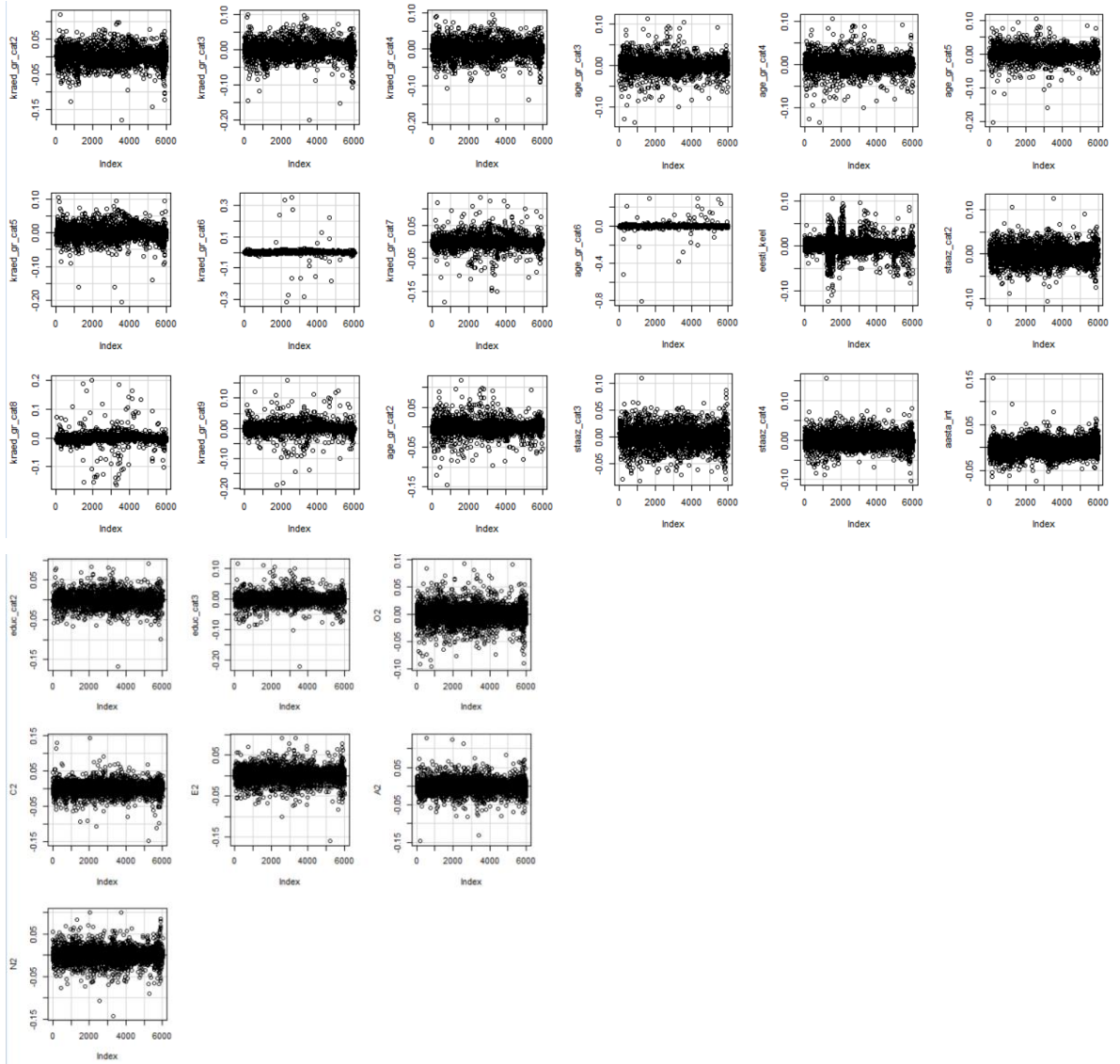
dfbeta joonised mudelile 1:



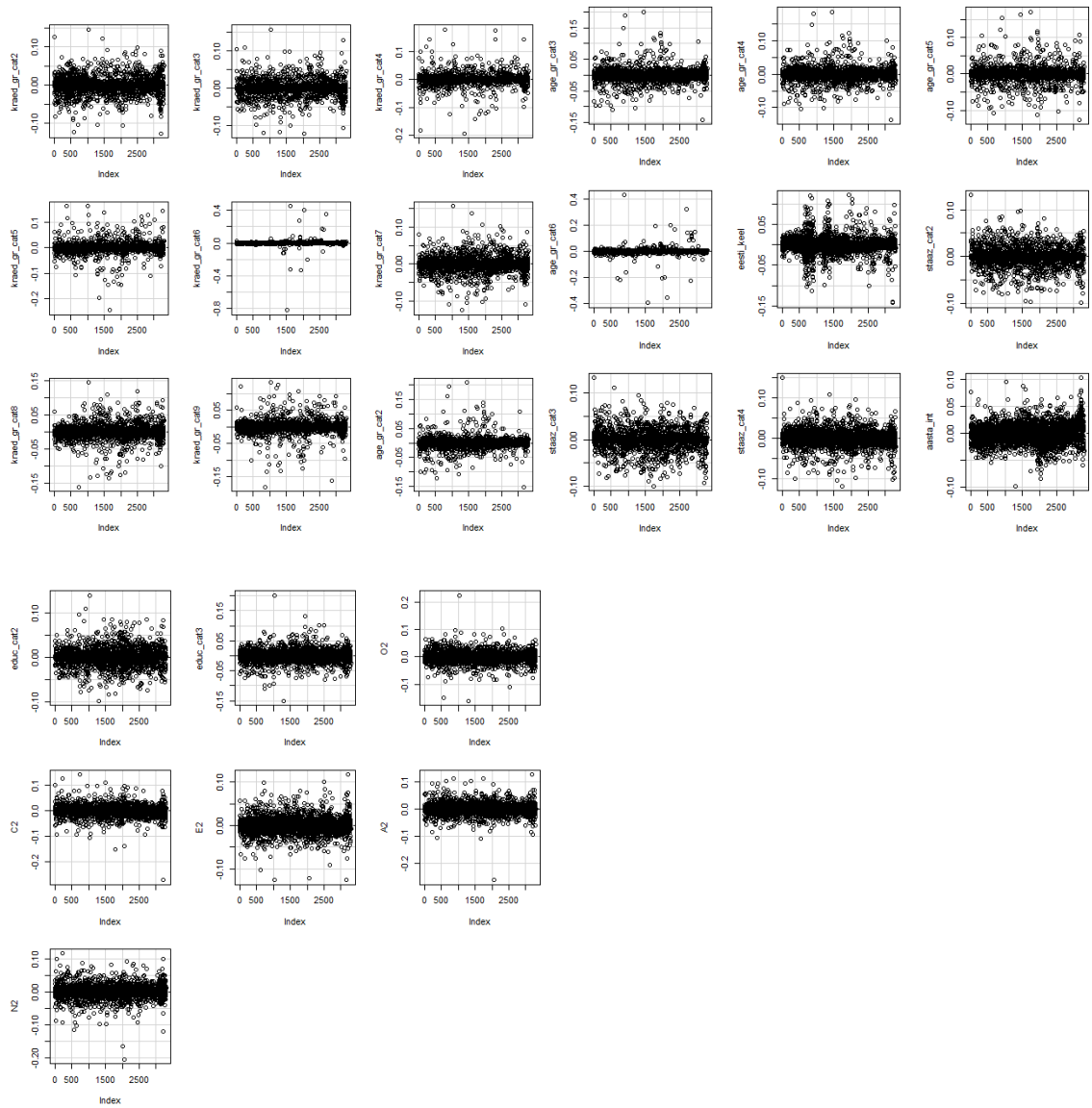
dfbeta joonised mudelile 2:



dfbeta joonised mudelile 3:

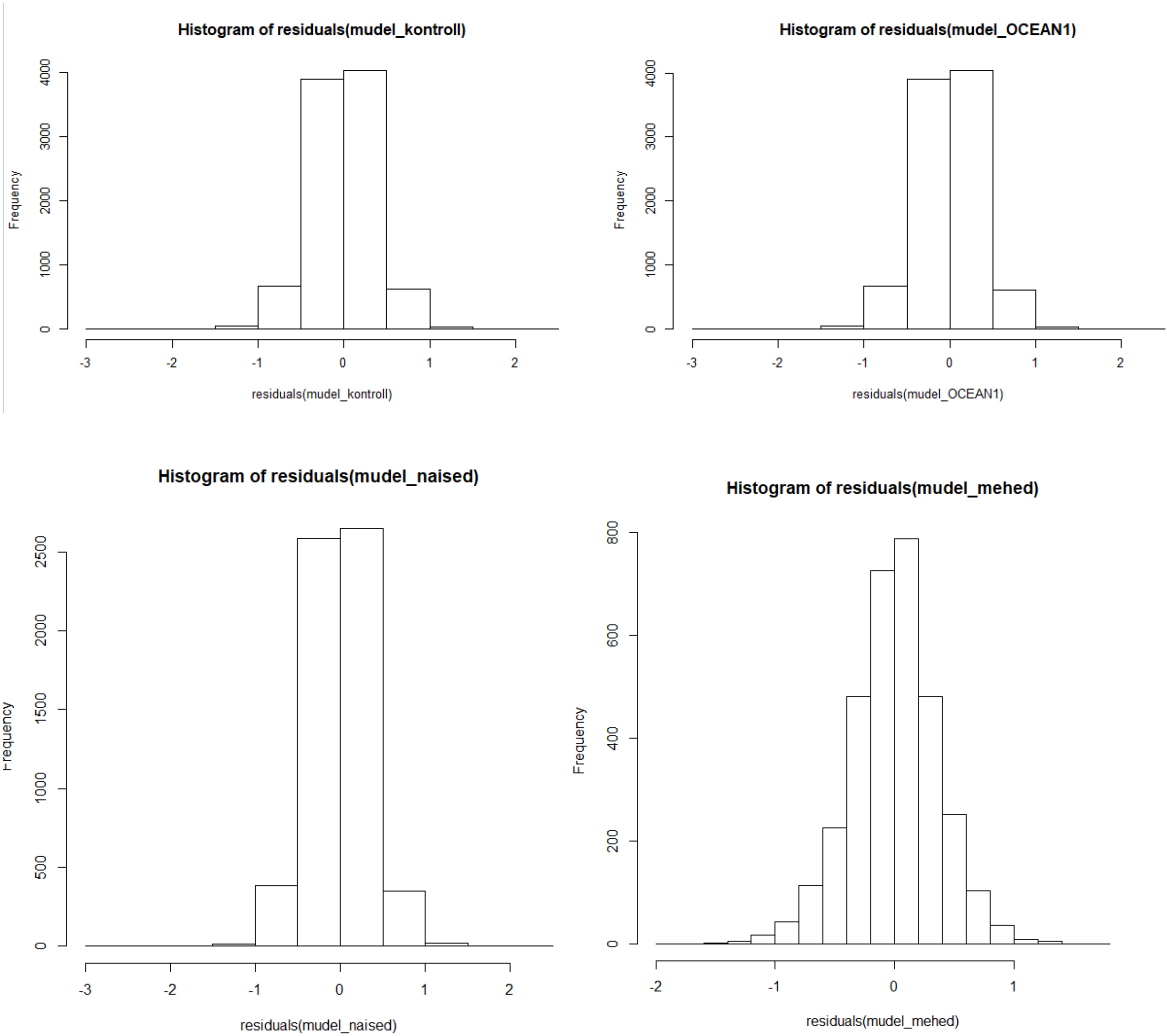


dfbeta joonised mudelile 4:



Allikas: (Palgainfo andmebaas 2013), (Palgainfo andmebaas 2017), autori arvutused.

**Lisa 16. Jääkide histogrammid mudelitele 1-4.**



Allikas: (Palgainfo andmebaas 2013), (Palgainfo andmebaas 2017), autori arvutused.

**Lisa 17.** Oaxaca-Blinderi dekompositsiooni tabelid mudelitele 5-8.

results\_mudel5=oaxaca(formula=ln\_netto~educ\_cat+aasta\_int|naine,data=data,R=1000)

```
> statatabel(results_mudel5)
      coef      se      z      p      lower_ci      upper_ci
prediction1 6.8940899 0.008358671 824.78305 0.000000e+00 6.87770719 6.91047257
prediction2 6.6053854 0.005892922 1120.90155 0.000000e+00 6.59383549 6.61693532
difference  0.2887045 0.010227116  28.22931 1.737589e-165 0.26865597 0.30875299
explained   -0.0513205 0.004746795 -10.81161 0.000000e+00 -0.06062405 -0.04201695
unexplained 0.3400250 0.009058964  37.53464 0.000000e+00 0.32226974 0.35778022
```

results\_mudel6=oaxaca(formula=ln\_netto~educ\_cat+kraed\_gr\_cat+aasta\_int|naine,data=da  
a,R=1000)

```
> statatabel(results_mudel6)
      coef      se      z      p      lower_ci      upper_ci
prediction1 6.89408988 0.008358671 824.783054 0.000000e+00 6.87770719 6.9104725739
prediction2 6.60538540 0.005892922 1120.901552 0.000000e+00 6.59383549 6.6169353154
difference  0.28870448 0.010227116  28.229315 1.737589e-165 0.26865597 0.3087529902
explained   -0.01371725 0.006588424  -2.082023 3.734037e-02 -0.02663032 -0.0008041762
unexplained 0.30242173 0.008604546  35.146739 0.000000e+00 0.28555713 0.3192863300
```

results\_mudel7=oaxaca(formula=ln\_netto~eesti\_keel+age\_gr\_cat+educ\_cat+kraed\_gr\_cat+  
staaz\_cat+aasta\_int|naine,data=data,R=1000)

```
> statatabel(results_mudel7)
      coef      se      z      p      lower_ci      upper_ci
prediction1 6.894089881 0.008358671 824.7830543 0.000000e+00 6.8777072 6.91047257
prediction2 6.605385401 0.005892922 1120.9015520 0.000000e+00 6.5938355 6.61693532
difference  0.288704480 0.010227116  28.2293148 1.737589e-165 0.2686560 0.30875299
explained   -0.006071723 0.007106290  -0.8544152 3.928750e-01 -0.0199998 0.00785635
unexplained 0.294776203 0.008720105  33.8042018 0.000000e+00 0.2776851 0.31186730
```

results\_mudel8=oaxaca(formula=ln\_netto~eesti\_keel+age\_gr\_cat+educ\_cat+kraed\_gr\_cat+  
staaz\_cat+aasta\_int+O2+C2+E2+A2+N2|naine,data=data,R=1000)

```
> statatabel(results_mudel8)
      coef      se      z      p      lower_ci      upper_ci
prediction1 6.894089881 0.008358671 824.7830543 0.000000e+00 6.87770719 6.91047257
prediction2 6.605385401 0.005892922 1120.9015520 0.000000e+00 6.59383549 6.61693532
difference  0.288704480 0.010227116  28.2293148 1.737589e-165 0.26865597 0.30875299
explained   -0.004109005 0.007512868  -0.5469289 5.844276e-01 -0.01883396 0.01061595
unexplained 0.292813485 0.009298276  31.4911597 0.000000e+00 0.27458920 0.31103777
```

Allikas: (Palgainfo andmebaas 2013), (Palgainfo andmebaas 2017), autori arvutused.

**Lisa 18.** Oaxaca-Blinderi dekompositsiooni tabelid valgekraede ja sinikraede mudelitele.

resultsVALGE\_=oaxaca(formula=ln\_neto~eesti\_keel+age\_gr\_cat+educ\_cat+staaz\_cat+aasta\_int|naine,data=data\_valge,R=1000)

```
> statatabel(resultsVALGE_)
      coef      se      z      p      lower_ci      upper_ci
prediction1 7.0090368355 0.009664051 725.26901827 0.000000e+00 6.99009564 7.02797803
prediction2 6.6425606376 0.006114037 1086.44429999 0.000000e+00 6.63057735 6.65454393
difference 0.3664761979 0.011435704 32.04666632 2.956390e-202 0.34405632 0.38889608
explained -0.0002016158 0.005644848 -0.03571678 9.715082e-01 -0.01126532 0.01086208
unexplained 0.3666778137 0.010203785 35.93547005 0.000000e+00 0.34667876 0.38667686
```

resultsVALGE=oaxaca(formula=ln\_neto~eesti\_keel+age\_gr\_cat+educ\_cat+staaz\_cat+aasta\_int+O2+C2+E2+A2+N2|naine,data=data\_valge,R=1000)

```
> statatabel(resultsVALGE)
      coef      se      z      p      lower_ci      upper_ci
prediction1 7.00903684 0.009664051 725.269018 0.000000e+00 6.990095643 7.02797803
prediction2 6.64256064 0.006114037 1086.444300 0.000000e+00 6.630577345 6.65454393
difference 0.36647620 0.011435704 32.046666 2.956390e-202 0.344056316 0.38889608
explained 0.01017665 0.006589964 1.544264 1.225243e-01 -0.002739445 0.02309274
unexplained 0.35629955 0.010406566 34.237957 0.000000e+00 0.335903057 0.37669605
```

resultsSINI\_=oaxaca(formula=ln\_neto~eesti\_keel+as.numeric(age\_gr\_cat)+educ\_cat+staaz\_cat+aasta\_int|naine,data=data\_sini,R=1000)

```
> statatabel(resultsSINI_)
      coef      se      z      p      lower_ci      upper_ci
prediction1 6.61106923 0.012374587 534.2456427 0.000000e+00 6.58681548 6.63532297
prediction2 6.23827153 0.013914998 448.3127769 0.000000e+00 6.21099864 6.26554443
difference 0.37279770 0.018621428 20.0198231 6.394868e-78 0.33626632 0.40932907
explained -0.00137016 0.006936087 -0.1975408 8.434043e-01 -0.01496464 0.01222432
unexplained 0.37416786 0.017836811 20.9772838 0.000000e+00 0.33920835 0.40912736
```

resultsSINI=oaxaca(formula=ln\_neto~eesti\_keel+as.numeric(age\_gr\_cat)+educ\_cat+staaz\_cat+aasta\_int+O2+C2+E2+A2+N2|naine,data=data\_sini,R=1000)

```
> statatabel(resultsSINI)
      coef      se      z      p      lower_ci      upper_ci
prediction1 6.611069227 0.012374587 534.245643 0.000000e+00 6.58681548 6.635322972
prediction2 6.238271531 0.013914998 448.312777 0.000000e+00 6.21099864 6.265544427
difference 0.372797695 0.018621428 20.019823 6.394868e-78 0.33626632 0.409329066
explained -0.009115367 0.008478018 -1.075177 2.822957e-01 -0.02573198 0.007501244
unexplained 0.381913062 0.018943839 20.160278 0.000000e+00 0.34478382 0.419042304
```

Allikas: (Palgainfo andmebaas 2013), (Palgainfo andmebaas 2017), autori arvutused.

**Lisa 19.** Oaxaca-Blinderi dekompositsiooni tabelid noorte, keskealiste ja vanade mudelitele.

```
results_YOUNG_=oaxaca(formula=ln_net0~eesti_keel+kraed_gr_cat+educ_cat+staaaz_cat
+aasta_int|naine,data=data_young,R=1000)
```

```
> statatabel(results_YOUNG_)
      coef      se      z      p      lower_ci      upper_ci
prediction1 6.89746726 0.01161730 593.723605 0.000000e+00 6.87469777 6.920236760
prediction2 6.63565177 0.00912298 727.355738 0.000000e+00 6.61777106 6.653532484
difference  0.26181549 0.01477127 17.724640 3.614750e-67 0.23285352 0.290777464
explained   -0.01436778 0.01068251 -1.344982 1.786309e-01 -0.03530511 0.006569543
unexplained 0.27618327 0.01304613 21.169745 0.000000e+00 0.25061333 0.301753221
```

```
results_YOUNG=oaxaca(formula=ln_net0~eesti_keel+kraed_gr_cat+educ_cat+staaaz_cat+a
asta_int+O2+C2+E2+A2+N2|naine,data=data_young,R=1000)
```

```
> statatabel(results_YOUNG)
      coef      se      z      p      lower_ci      upper_ci
prediction1 6.89746726 0.01161730 593.723605 0.000000e+00 6.87469777 6.920236760
prediction2 6.63565177 0.00912298 727.355738 0.000000e+00 6.61777106 6.653532484
difference  0.26181549 0.01477127 17.724640 3.61475e-67 0.23285352 0.290777464
explained   -0.01517569 0.01151542 -1.317859 1.87551e-01 -0.03774549 0.007394111
unexplained 0.27699118 0.01353673 20.462199 0.000000e+00 0.25045969 0.303522679
```

```
results_MIDDLEAGED_=oaxaca(formula=ln_net0~eesti_keel+kraed_gr_cat+educ_cat+sta
az_cat+aasta_int|naine,data=data_middleaged,R=1000)
```

```
> statatabel(results_MIDDLEAGED_)
      coef      se      z      p      lower_ci      upper_ci
prediction1 6.9290243 0.013146102 527.078238 0.000000e+00 6.90325846 6.954790229
prediction2 6.6049070 0.008632708 765.102580 0.000000e+00 6.58798724 6.621826837
difference  0.3241173 0.015727163 20.608759 9.067270e-88 0.29327882 0.354955781
explained   -0.0233359 0.010573179 -2.207084 2.730817e-02 -0.04405895 -0.002612847
unexplained 0.3474532 0.013136938 26.448567 0.000000e+00 0.32170527 0.373201124
```

```
results_MIDDLEAGED=oaxaca(formula=ln_net0~eesti_keel+kraed_gr_cat+educ_cat+staa
z_cat+aasta_int+O2+C2+E2+A2+N2|naine,data=data_middleaged,R=1000)
```

```
> statatabel(results_MIDDLEAGED)
      coef      se      z      p      lower_ci      upper_ci
prediction1 6.92902434 0.013146102 527.078238 0.000000e+00 6.90325846 6.9547902
prediction2 6.60490704 0.008632708 765.102580 0.000000e+00 6.58798724 6.6218268
difference  0.32411730 0.015727163 20.608759 9.067270e-88 0.29327882 0.3549558
explained   -0.01626273 0.011504617 -1.413583 1.574843e-01 -0.03881137 0.0062859
unexplained 0.34038004 0.014132560 24.084811 0.000000e+00 0.31268073 0.3680793
```

```
results_OLD_=oaxaca(formula=ln_neto~eesti_keel+as.numeric(kraed_gr_cat)+educ_cat+st  
aaz_cat+aasta_int|naine,data=data_old,R=1000)
```

```
> statatabel(results_OLD_)  
      coef      se      z      p    lower_ci    upper_ci  
prediction1 6.70878192 0.02628303 255.251433 0.000000e+00 6.6572681 6.76029571  
prediction2 6.51102584 0.01657102 392.916507 0.000000e+00 6.4785472 6.54350444  
difference  0.19775607 0.03107083  6.364686 4.134685e-10 0.1367237 0.25878841  
explained  -0.06646069 0.01975727  -3.363860 7.686058e-04 -0.1051842 -0.02773715  
unexplained 0.26421676 0.02802399  9.428234 0.000000e+00 0.2092907 0.31914278
```

```
results_OLD=oaxaca(formula=ln_neto~eesti_keel+as.numeric(kraed_gr_cat)+educ_cat+sta  
az_cat+aasta_int+O2+C2+E2+A2+N2|naine,data=data_old,R=1000)
```

```
> statatabel(results_OLD)  
      coef      se      z      p    lower_ci    upper_ci  
prediction1 6.7087819 0.02628303 255.251433 0.000000e+00 6.6572681 6.76029571  
prediction2 6.5110258 0.01657102 392.916507 0.000000e+00 6.4785472 6.54350444  
difference  0.1977561 0.03107083  6.364686 4.134685e-10 0.1367237 0.25878841  
explained  -0.0638723 0.02172129  -2.940539 3.276416e-03 -0.1064452 -0.02129936  
unexplained 0.2616284 0.02862340  9.140368 0.000000e+00 0.2055275 0.31772920
```

Allikas: (Palgainfo andmebaas 2013), (Palgainfo andmebaas 2017), autori arvutused.

## **SUMMARY**

### **GENDER PAY GAP AND PERSONALITY TRAITS IN ESTONIA**

Equality is valued in Europe today but, it's hard to achieve. European Union stresses that equality between men and women must be guaranteed in all areas, for example labor market and pay (Equality... 2019). Regarding equality between men and women, Estonian media and therefore people are paying attention to gender pay gap. Scientists have analyzed the topic in many researches. News and features have been published during coalition talks or in relation to new statistics report because pay gap issue touches positively or negatively very large part of the society. Women earn one fifth less money than men for the same job (Sooline... 2018).

Gender pay gap in Estonia continues to be largest in European Union (Gender pay gap... 2019). Systematically measured, it has been first in European Union since 2007 until now. Based on 2017 data, it's 20,9% in Estonia. (Gender pay gap... 2019; Oras, Niinepuu 2019; Sooline... 2018) From 2014-2016 the pay gap decreased a bit and stayed the same comparing 2017 to previous year (Sooline palgalõhe... 2018). Despite being in the center of attention, nothing great has been achieved. In European Union Estonia stands out due to the large gap between the second-place holder, and also because there's a lot less over the average pay gap countries than below average (Oras, Niinepuu 2019).

Pay gap between two groups is the difference between average salaries. Gender pay gap considers genders as those groups. Women's salary is lower than men's in all European countries (Gender pay gap... 2019). This is due to natural (motherhood, physical abilities) and contractual (profession, education, skills) reasons. There are also cultural causes, only men or women are hired to some positions or it's assumed that a man is the main income receiver in the family. It's easy to see the relations and there's a logical explanation to the

pay difference. There are the factors that create pay gap. With gender pay gap, it's possible to point out explained and unexplained factors. There is more thorough overview in the theoretical chapter of this master's thesis how different authors have defined explained and unexplained pay gap.

In addition to that, gender pay gap is the best output indicator to define the situation of men and women in the labor market (Anspal et al 2009: 5). It means that some part of the pay gap is objective (for example women on childcare leave won't have additional work experience or men are able to manage physically more challenging jobs), some is subjective (historical gender roles, traits-originated courage to ask for a raise etc).

Main methods to empirically analyze gender pay gap is Oaxaca-Blinder decomposition. This method is relying on linear regression and considers many independent variables that are related to salary. In case of two groups, linear regression equation is composed for both groups, models are compared, and conclusions made. In case of gender pay gap, comparison groups are men and women. It's analogically possible to compare nationality groups, for example Estonians and Russians in Estonia. By comparing equations, it's possible to conclude how big part of the salary is explained by the variables in the model and how much stays unexplained.

Gender pay gap in the University of Tartu has been recently and thoroughly researched by Sten Anspal (2015a). Also, ethnic (Virkus 2013, Rull 2014), skills-related (Boiko 2015) and age-based pay gap (Virkus 2013, Loos 2014) has been addressed. Anspal et al (2009: 35) point out that in case of pay gap researches, it's needed to make comparisons between men and women with same productivity-related variables (education, career, personality traits), not directly productivity-related variables and gender discrimination are added.

Current research paper has personality traits in focus in addition to pay gap. Personality traits belong to the field of psychologists. Generally, economists don't use personality traits related background information, but despite to that, traits play important role in the formation of one's salary. As known the author, there has been no research papers in Estonia to analyze personality traits and pay gap together. One large questionnaire has had traits-related

questions (Palgainfo andmebaas 2013; Palgainfo andmebaas 2017) and this database is used in the current paper.

Gender pay gap and traits relation has been examined in many cases abroad and differences between countries have been observed (Costa et al 2001; Flinn et al 2018; Mueller, Plug 2006; Nyhus, Pons 2005, 2012; Schäfer, Schwiebert 2017; Heineck 2011; Nandi, Nicoletti 2014).

The purpose of current master thesis is to explain the relation between gender pay gap and personality traits based on Estonian data.

To achieve the goal, author has raised following research tasks:

- to explain the definition of pay gap and bring out pay gap's different forms and causes;
- to explain personality traits' theories;
- to give overview of previous empirical work about gender pay gap and traits;
- to choose and prepare data and research methods and justify the choice;
- to compose descriptive statistics and to compare averages;
- to conduct statistical analysis about relations of pay gap and traits and make conclusions.

The paper consists of theoretical overview and empirical analysis. The structure has six main chapters.

Three first chapters are focusing on theory and previous researches, answering to three first research tasks. In theory chapters, the author is bringing out theoretical approaches and previous work related to pay gap. First, there's longer overview of the nature of pay gap and forms, explained and unexplained pay gap. Then there's overview of personality trait theories. In the third chapter, there is overview of theoretical relations between personality traits and pay gap. As known to the author, there aren't other Estonian-based researched with

the same focus, foreign works are described, also Estonian work with similar focus or methodology.

Next three chapters focus on the data and statistical analysis. First one gives overview of the sample and data, quality check of the data and thorough description of the statistical methods used in next chapter, also equations. Second empirical chapter brings out descriptive statistics and compares averages of different sub-samples. In the last chapter, correlation analysis is succeeded by linear regression to find the best model and finally Oaxaca-Blinder decomposition to compare two groups for pay gap and personality traits. To explain the results, theoretical standpoint from the first three chapters have been used.

Human capital and income relations have been brought out by many theorists. Becker (1962) is stressing the development of skills, Mincer (1981) set up the pay equation and income curve. In relation to salary, statistical discrimination (based on average values of the group) has been researched (Fang ja Moro 2011). There have been many researches regarding pay gap in Europe.

While researching gender pay gap, almost always explained and unexplained pay gap is mentioned. Based on the opinion the author, in addition to explanation-dimension, it is possible to add justification measure, that would divide variable to four categories. European Commission divides pay gap causes to six groups: personal, work-related, company-related, sector-related, society-based and social variables (Chubb et al 2008). It has been found that probably some variables have been missing from the researches (Leythienne ja Ronkowski 2018).

Different authors have argued if discrimination is causing pay gap or if discrimination is inevitable part of labor market. Some phenomenon describing women's status have been defined: "sticky floor" (women's worse position in promotion) (Booth et al 2003), "glass ceiling" (women can't proceed at one point) (Albrecht et al 2003) and "motherhood paygap" (pay gap between mothers and childless women) (Cukrowska-Torzewska ja Lovasz 2016).

While defining personality traits, it's stressed they are stable, regular and constant in time (Kassin 2013). From the first researched of personality traits based on the differences of individuals, it has been reached to setting the statistical structure of traits (Lewis et al 2019). After many taxonomies, Big Five has been reached, this is the most popular categorization methods for the traits. It consists of Openness, Conscientiousness, Extraversion, Agreeableness and Neuroticism. One of the questionnaires to measure them, is ten question list. (Gosling et al 2003)

From different papers it has turned out that men and women have different values in the traits mentioned. Also, small changes have been observed while the age is higher. Regarding differences between men and women, it has been found that women score higher in all traits categories (Gosling et al 2014), but also that women score higher in E, A and N, but men in O and C (Schmitt et al 2008).

There are different mechanisms related to traits and pay. The role of non-cognitive (including traits) has been stressed to be important for salary (Brenzel ja Laible 2016). Different foreign researches about pay gap and traits have ranked traits in the relation with salary, determined whether there's a relation between traits and salary and the direction of it. From the most important findings, it could be brought out that traits have a role as important as education or work experience for the salary, also traits have different direction to the connection of salary of men or women (Flinn, Todd, Zhang 2018). Neuroticism has negative connection with salary, also Agreeableness and Openness have positive connection, Extraversion has just a few statistically important relations found, Conscientiousness has shown controversial results (tables 4 and 5). As known the authors, relation between pay gap and salary has now been researched in Estonia. Pay gap has been researched repeatedly and similar conclusions have been made regarding mechanisms and discriminations as in foreign papers (Rõõm ja Kallaste 2004).

Based on eight previous analogical researches abroad (table 6), author has chosen the most important variables among from couple of dozens: gender, Big Five/traits, age group, education, occupation group, tenure, language. Different authors have used different

variables, but in the name of comparing research results in the future, standardized variables are proposed to be used (for example hourly wage versus monthly salary). After clearing the sample, 9310 answers remain. In comparison with Statistics Estonia (Eesti Statistika 2020), it is confirmed that average salary is consistent with the general population. The structure of age groups and occupation groups differs from the population slightly but is explained (lisa 3). The salary of the answers creates salary curve introduced by Mincer (joonis 2).

Traits are evaluated on the scale 1-5. As some good comparison materials (i.e. Gosling et al 2014) use scale 1-7, it would be proposed to use the same in the next Palgainfo research. From the significance analysis of traits, it shows that Conscientiousness, Extraversion and Agreeableness are significant, Openness and Neuroticism are less significant (table 11, lisa 5). That result is somewhat different from previous papers. Differences between trait averages are largest in groups of men and women, also in some occupation group.

For the linear regression, four models were composed (with control variables, OCEAN added, women separately, men separately). Based on the model diagnostics, there are no big differences between the models, but model 2 (control variables and OCEAN) could be considered the best. Important conclusion is also the significance of Extraversion and Agreeableness, also insignificance of Neuroticism. Men and women are a bit different – Neuroticism is significant for women, but not for men. All coefficients are positive, which means that the larger the score for the trait, the larger the salary. In conclusion, there are connections between traits and salary for men and women.

Oaxaca-Blinder decomposition, the method for examining pay gap, does not explain pay gap in the current research. The variables explain the pay gap only for some models and they enlarge the unexplained pay gap. Probably some variables are missing from the models. If it's possible to measure the missing variables, next researches should do that. As based on the theories, some authors argue discrimination to be part of pay gap, it should be further researched to find proof.

## **Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja üldsusele kättesaadavaks tegemiseks**

Mina, Helen Vellemaa,

1. annan Tartu Ülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) minu loodud teose „Sooline palgalõhe ja selle seos isikuomadustega Eesti näitel“, mille juhendajad on professor Raul Eamets ja nooremteadur Liis Roosaar, 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'i 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.

Helen Vellemaa  
13.01.2020