

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Maarja Rang
**SOOLINE PALGALÕHE NAISSOOST TÖÖTAJATE
ÜLEKAALUGA AMETIKOHTADEL VALITUD OECD RIIKIDE
NÄITEL**

Bakalaureusetöö
Õppekava rakenduslik majandusteadus, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: lektor Jelena Matina

Tallinn 2022

Deklareerin, et olen koostanud lõputöö iseseisvalt ja olen viidanud kõikidele töö koostamisel kasutatud teiste autorite töödele, olulistele seisukohtadele ja andmetele, ning ei ole esitanud sama tööd varasemalt ainepunktide saamiseks. Töö pikkuseks on 7441 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Maarja Rang

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 164262TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: rangmaarja@gmail.com

Juhendaja: lektor Jelena Matina:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE.....	5
SISSEJUHATUS	6
1. TEOREETILINE ÜLEVAADE SOOLISEST PALGALÕHEST	9
1.1. Definiitsioon ja tekkepõhjused	9
1.2. Inimkapitali teooria.....	11
1.3. Selgitatud ja selgitamata sooline palgalõhe.....	12
1.4. Soolist palgalõhet mõjutavad tegurid	14
1.5. Seadusandlused ja direktiivid	15
1.6. Naissoost töötajad tööturul	16
1.7. Varasemad bakalaureuse- ja magistritööd soolise palgalõhe kohta	17
2. METOODIKA JA ANDMED	20
2.1. Kasutatavad andmed ja allikad	20
2.2. Metoodika ja mudelite püstitus.....	23
2.3. Soolise palgalõhe ülevaade perioodil 2011-2019.....	24
3. SOOLISE PALGALÕHE ANALÜÜS VALITUD OECD RIIKIDE PÕHJAL	29
3.1. Soolise palgalõhe ja seda mõjutavate tegurite omavahelise seose hindamine	29
3.1.1. Tippspetsialistide mudeli analüüs.....	30
3.1.2. Ametnike mudeli analüüs	32
3.1.3. Teenindus- ja müügitöötajate mudeli analüüs.....	33
3.1.4. Lihttöölise mudeli analüüs	34
3.2. Järeldused analüüsist	35
KOKKUVÕTE	38
SUMMARY.....	40
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	43
LISAD	47
Lisa 1. Naiste ja meeste protsentuaalne osakaal ISCO-08 tegevusala koodi järgi.....	47
Lisa 2. Sooline palgalõhe naiste ülekaaluga ametikohtadel valitud OECD riikides perioodil 2011-2019.....	49
Lisa 3. Esialgne tippspetsialistide mudel Hausmani testi kontrollimiseks.....	50
Lisa 4. Lõplik tippspetsialistide mudel.....	51
Lisa 5. Esialgne ametnike mudel Hausmani testi kontrollimiseks	52

Lisa 6. Lõplik ametnike mudel	53
Lisa 7. Esialgne teenindus- ja müügitöötajate mudel Hausmani testi kontrollimiseks	54
Lisa 8. Lõplik teenindus- ja müügitöötajate mudel	55
Lisa 9. Esialgne lihttööliste mudel Hausmani testi kontrollimiseks.....	56
Lisa 10. Lõplik lihttööliste mudel.....	57
Lisa 11. Lihtlitsents	58

LÜHIKOKKUVÕTE

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks on uurida soolise palgalõhe seoseid naissoost töötajate ülekaaluga ametipositsioonides. Vaatluse all on 6 OECD riigi andmed perioodil 2011-2019. Soolist palgalõhet selgitavateks tunnusteks on valitud SKP elaniku kohta, meeste tööjõu ja naiste tööjõu suurus vastavas ametipositsioonis, kogu riigi tööjõud, meeste ja naiste keskmine töötatud tundide arv nädalas, naiste osakaal juhtpositsioonidel, keskharidusega meeste ja naiste osakaal, kõrgharidusega meeste ja naiste osakaal. Autor on püstitanud järgmise hüpoteesi: soolise palgalõhe tegurid naissoost ülekaaluga ametipositsioonidel ei erine laialtlevinud soolise palgalõhe teguritest.

Iga naissoost töötajate ülekaaluga ametipositsiooni kohta koostatakse paneelandmetega regressioonmudelid, kus sõltuvaks muutujaks on sooline palgalõhe antud ametipositsioonil ning sõltumatuteks muutujateks vastavalt ametipositsioonile 11 selgitavat tunnust. Hausmani testi tulemusega kinnitatakse juhusliku efektiga mudelite kasutamine ning seejärel koostatakse korrastatakse mudelid vastavalt vajadusele nii, et mudelitesse jääksid statistiliselt olulised tunnused.

Neljast mudelist kolm kinnitavad hüpoteesi: soolise palgalõhe tegurid naissoost töötajate ülekaaluga ametipositsioonidel ei erine laialtlevinud soolise palgalõhe teguritest. Üht mudelit ei saa lõplikul kujul vastu võtta, kuna selles esinenud autokorrelatsiooni ei olnud võimalik eemaldada.

Võtmesõnad: sooline palgalõhe, OECD riigid, naissoost töötajate ülekaal.

SISSEJUHATUS

Kuigi sooline palgalõhe on pakkunud aina rohkem kõneainet juba eelmise sajandi lõpust saati on võrdõiguslikkus nii tööturule sisenemisel kui ametikohtade tasustamisel järjest enam aktuaalne ning avalikkuse ees lahatav teema. Uurimused on näidanud, et sama haridustasemega naised ja mehed saavad tihtipeale erinevat palka seoses asukohariigi kultuuriliste eripärade kui ka ettevõtte enda sisemise kultuuri tulemusena.

Vastavalt ÜRO allorganisatsiooni UN Women avalikustatud infole teenivad naised keskmiselt vaid 0.77 USD iga meeste teenitud 1 USD pealt. Selle tulemusena tekib meeste ja naiste vahel eluaegne ebavõrdsus sissetulekute osas. Selline ebavõrdsus meeste ja naiste keskmiste töötasude vahel on nähtav terves maailmas ning igas majandussektoris, sest naiste tööd alahinnatakse ning naiste peetavad ametid on üldjuhul konsentreeritud kindlatesse valdkondadesse. Isegi kui töö ise nõuab sama palju või isegi rohkem vaeva ning oskuseid, siis seda hinnatakse vähem. (Equal Pay ... 2021)

Seoses erinevate liikumistega (TIME'S UP, Equal Pay jpt), mis on suunatud võrdõiguslikkuse tagamiseks on muude teemade juures ka inimeste palkade ebaühtlus muutunud tuliseks debatiteemaks. Erinevad artiklid nii teaduskirjanduses kui ka uudisvoos selle kohta, kuidas ühe organisatsiooni sees võib samal positsioonil naiste ja meeste saadavad palgad erineda rohkem kui 10% ulatuses ei ole enam harv nähtus. See ei puuduta ka ainult mingisugust kindlat piirkonda või arengutasemega riiki vaid see on probleemiks kõikjal – nii Hollywoodis, Lasnamäel kui ka Brüsselis.

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks on selgitada välja, kas ka naissoost töötajate ülekaaluga ametipositsioonides esineb soolist palgalõhet. Varasemad uurimused on suures osas keskendunud üldisele tööjõu ja tööstusharude analüüsile, mistõttu käesoleva bakalaureusetööga soovib autor anda panuse just naiste domineeritud ametipositsioonide palgalõhet uurides. Eesmärgi saavutamiseks on püstitatud järgmised uurimisküsimused:

- Millised ametipositsioonid on naissoost töötajate poolt domineeritud?
- Kas antud ametipositsioonidel saavad naised keskmiselt rohkem palka kui samadel positsioonidel töötavad mehed?
- Kas sooline palgalõhe on vaadeldaval ajaperioodil pigem paranenud või jäänud samaks?
- Millised tegurid mõjutavad soolist palgalõhet naissoost töötajate ülekaaluga ametipositsioonides?

Bakalaureusetöö empiirilise analüüsi läbiviimiseks on autor esitanud järgmise hüpoteesi:

- Soolise palgalõhe tegurid naissoost ülekaaluga ametipositsioonidel ei erine laialtlevinud soolise palgalõhe teguritest.

Antud töö raames on vaatluse all 6 OECD riiki – Ameerika Ühendriigid, Kreeka, Lõuna-Korea, Norra, Slovakkia, Tšehhi. Vaatlusperioodiks on valitud aastad 2011-2019, vaadeldes selle sajandi esimese kümnendi majanduslanguse järgset aega ning jättes välja maailma majandust siiani mõjutava COVID-haigusega aastad. Valim on kitsendatud kuue riigi peale seoses andmete kättesaadavusega. Sellest hoolimata on autori arvates tegemist hea valimiga – riigid asuvad üle terve maailma, on erineva arengutaseme, ajaloo ja ühiskondliku käitumismustriga ning vaid neid kuute riiki ei ole autorile teadaolevalt varasemalt ühes ja samas uurimuses kunagi koos vaadeldud.

Sõltuvaks muutujaks on bakalaureusetöös sooline palgalõhe. Sõltumatuid muutujaid on 11: SKP elaniku kohta, meeste ja naiste arv ametipositsioonil, kogu tööjõud, naiste ja meeste keskmine töötatud tundide arv nädalas, naised juhtpositsioonil, keskharidusega meeste ja naiste osakaal, kõrgharidusega meeste ja naiste osakaal.

Kokku pandud paneelandmete abil viiakse läbi iga naissoost töötajate ülekaaluga ametipositsioonidel kohta regressioonanalüüs. Esimese sammuna kontrollitakse Hausmani testi abil, kas kasutama peab fikseeritud või juhusliku efektiga mudelit. Seejärel viiakse läbi vajalikud testid ning korrastatakse mudelid, esitamaks need lõplikul kujul nii, et mudelisse jäävad alles statistiliselt olulised tegurid.

Bakalaureusetöö on jaotatud kolmeks suuremaks peatükiks. Esimeses peatükis keskendub autor teoreetilise kirjanduse ülevaatele – soolise palgalõhe tekkepõhjustele ning selle uurimisele teaduskirjanduses. Teises peatükis kirjeldatakse uurimismetoodikat ning kasutatavaid andmeid.

Kolmandas peatükis viiakse läbi eelpool mainitud andmetega analüüs ning peatüki lõpus tehakse vastavalt seatud eesmärkidele ning tehtud analüüsile järeldused ja ettepanekud.

Bakalaureusetöö autor soovib südamest tänada oma töö juhendajat, kes oli alati nõu ja jõuga abiks ning suutis alati probleemidele lahendused tuua.

1. TEOREETILINE ÜLEVAADE SOOLISEST PALGALÕHEST

Sooline palgalõhe ei ole probleemiks mitte ainult kindlates maailma piirkondades ega ka kindla arengutasemega riikides (Nessa, Khan 2020). See näitab kuidas naissoost töötaja poolt tehtud tööd hinnatakse. Tihtipeale näitab see soolist diskrimineerimist ja ametialast segregatsiooni töökohal. (Chubb *et al.* 2008)

Käesolevas peatükis annab bakalaureusetöö autor ülevaate soolise palgalõhe teoreetilisest käsitlusest: definitsioonist ja tekkepõhjustest, mida on probleemi lahendamiseks tehtud, aga ka sellest, millistes majanduslikes teooriates või uurimustes on soolist palgalõhet kirjeldatud või püütud lahendada.

1.1. Definitsioon ja tekkepõhjused

„Sooline võrdõiguslikkus on inimõigus ja demokraatliku valitsemisvormi toimimise eeldus.“ (Sooline palgalõhe Eestis... 2011). Sooline võrdõiguslikkus eeldab, et naiste ja meeste õigused, kohustused ja ka võimalused on võrdsed. Euroopa Liidu artikkel 157 järgi, mis pandi paika juba 1975. aastal kinnitab, et naised ja mehed peavad saama võrdse või võrdväärse töö eest võrdset tasu ilma soolise diskrimineerimiseta (EL direktiiv 75/117/EMÜ). Sellest tulenevalt võib defineerida ka soolise ebavõrdsuse: need on kultuursed, sotsiaalsed ja juriidilised situatsioonid, kus sugu määrab erinevad õigused ja võimalused naistele ja meestele, mis on tingitud ühiskonna ja kultuuri poolt seatud stereotüüpidest (Seh 2021).

Soolist palgalõhet (*gender pay gap*, *gender wage gap*) defineerib Nikolka (2013) oma töös kui naiste ebavõrdse tasu näitajat võrreldes meestega. Et anda sellele lihtsam ning matemaatilisem selgitus, on OECD (*Gender pay gap*, 2022) soolist palgalõhet defineerinud kui

$$\text{sooline palgalõhe} = \frac{\text{meeste mediaantulu} - \text{naiste mediaantulu}}{\text{meeste mediaantulu}} \quad (1)$$

Vaadates ajaloolist palgajaotust on soolise palgalõhe teke loogiline. Enne industriaalrevolutsiooni olid naiste ja meeste ülesanded ühiskonnas väga erinevad. Suurem muutus toimus 20. sajandi esimesel poolel seoses sõdadega: abielus naised, kes varasemalt kodust väljaspool tööd ei teinud olid sunnitud tagalas oma abikätt ulatama. Kui sõda sai läbi, läks osa naistest üle kergemate, näiteks kontoritööga seotud ametikohtadele. Mehed asusid tööle tootmisesse, kus nendele tasuti töö eest rohkem. (Langdon, Klomegah 2013)

Mitmed hiljutisemad uuringud on leidnud, et sooline palgalõhe varieerub palgajaotuse (wage distribution) osas. 2003. aasta Albrecht *et al.* uurimuses Rootsi kohta leiti järsk palgalõhe tõus palgajaotuse ülemises osas. Sellist tulemust tõlgendati kui „klaaslage“ (*glass ceiling*), mis raskendab naiste õigust ja võimalusi oma töö eest saada kõrgemat palka. Samasugust muustrit on leitud paljudes Euroopa riikides. Vastupidiselt klaaslaele on leitud suuremat palgalõhet ka palgajaotuse madalmamas osas – seda fenomeni on nimetatud „klaaspõrandaks“ (*glass floor*) (Barnet-Verzat, Wolff 2007) ja „kleepuvaks põrandaks“ (*sticky floor*). (Arulampalam *et al.* 2007)

Teoreetilist selgitust klaaslae hüpoteesi kohta on keeruline leida. Rootsi näite puhul leidsid uurimuse läbiviijad, et palgajaotuse kõrgemas otsas on palgalõhe suurenemise põhifaktoriks meeste ja naiste erinev premeerimine. Selle tulemusena on põhjendused, et justkui naised eelistaksid töötada positsioonidel, mis koormavad vähem ning on samaaegselt vähem tasustatavad, puudulikud selgitamaks klaaslae tekkimist. (*Ibid.*)

Soolise palgalõhega käib koos ka diskrimineerimine. See tähendab, et ühte inimest koheldakse teistest erinevalt, tulenevalt tema soost, rahvusest, rassist, vanusest või mõnest muust tegurist. (Anspal *et al.* 2009) Seda osa palgalõhest, mis ei tulene soolistest erinevustest inimeste väljaõppel eeldatakse tulevat tööturu diskrimineemisest. Majanduslik diskrimineerimine on defineeritud kui olukorda, mil muidu identsed töötajad saavad erinevat tasu tehes samasugust tööd või neile antakse erinevad võimalused saada tööle või ametikõrgendust. (Grybaitė 2006)

Riiklike institutsioonide roll soolise ebavõrdsuse probleemide juures on väga suur: kui nendega seotud seadused ja regulatsioonid pannakse paika, aga nende täideviimise tase on madal, siis neid poliitikaid ei rakendata korrektselt. Näiteks kui meeste poolt domineeritud valitsus on korrumppeerunud ja nad keskenduvad ainult poliitikale, mis toob neile kõige suuremat kasu, siis sooliste õigustega seotud regulatsioonid ja seadused ei saa kehtestatud, rääkimata nende jõustamisest nagu planeeritud sai. (Seh 2021) Branisa *et al.* (2012) on seda oma uurimuses ka

tõendanud: rohkem korrumppeerunud riigid piiravad naiste vabadust osaleda ühiskonnas võrdväärsest meestega.

Tööturul oleva olukorra kirjeldamiseks ja analüüsimiseks kasutatakse erinevaid kontseptsioone. Näiteks on diskrimineerimise majandusliku analüüsi välja töötanud Gary Becker (1971). Ta eeldas, et mõni indiviid on „maias“ diskrimineerima. See tähendab, et mitte ainult indiviidile kas meeldib või ei meeldi miski vaid ta on valmis selle saavutamiseks midagi tegema. Tööturu olukorras on selline indiviid valmis eelistama üht tüüpi inimesi teiste ees, olenemata nende tegelikust sobivusest ametikohale. (Grybaitė 2006)

1.2. Inimkapitali teooria

Üheks viisiks, kuidas selgitada soolist palgalõhet on vaadelda inimkapitali teooriat. 1964. aastal pani Gary Becker kirja tänapäevase selgituse inimkapitali kohta – need on inimese poolt elu jooksul omandatud teadmised, oskused, kogemused ja haridus. Panus indiviidi väljaõppesse on aga otseselt seotud sellega, kui kaua plaanib too indiviid oma elu jooksul tööd teha. (Polacheck 2004)

Antud teooria töötati suures osas välja 1960. aastatel Ameerikas, kus oli näha ajalooliselt väga konkreetseid erinevusi naiste ja meeste ülesannete vahel ühiskonnas – mees oli üldjoontes leibkonna ülalpidaja ning abielus olev naine oli koduste ülesannetega hõivatud. See tähendas, et tavapärasel pere dünaamikas oli mees see, kes teenis raha ning naise poolt tehtud kodune töö ei toonud talle sisse rahalist sissetulekut. Vallaline naine oli sunnitud tööle käima, et enda vajalikud kulutused katta, kusjuures nende võimalused tööd teha olid väga piiritletud. (Anspal *et al.* 2009)

Vastavalt inimkapitali teooriale on töötasu erinevusi võimalik selgitada vaadeldes indiviidi personaalseid tegureid nagu näiteks haridus, kogemused ja vanus. Küll aga näitavad uurimused, et ainult nendele faktoritele keskendumine ei too palju informatsiooni miks palgad siiski erinevad. Näiteks OECD riikides on keskmine haridustase meeste ja naiste seas küllaltki sarnasel tasemel. Erinevused töötasudes tulevad sisse kui hakata täpsemalt vaatama millise hariduse ja tegevusala on töötav indiviid valinud. (Nikolka 2013)

Naiste osakaal tööhõivest on olnud inimkapitali teooria kirjapanekust aga pidevas tõusus. Sellele kohaselt oleks olnud loogiline, et naised panustavad oma väljaõppesse rohkem kui varem ning sooline palgalõhe muutub väiksemaks ning naiste palgatase paraneb võrreldes meeste palgatasemega. (*Ibid.*)

Soolise palgalõhe protsent näitab seda, kuidas naised on koondunud pigem osalise tööajaga tööle, majapidamistöõde ebaühtlast jaotumist meeste ja naiste vahel, kus naine võtab enda kanda suurema osa majapidamistööid ning suuremat tõenäosust, et naised teevad lapse ja/või pere eest hoolitsemiseks oma karjääris pause. (Chubb *et al.* 2008) Uurimuste põhjal, kus on vaadeldud osalise tööajaga naistöajõudu ja seda kas naised võtavad oma karjääris pause seoses abiellumise või lastesaamisega on tõendanud, et inimkapitali lõhe suureneb. Veelgi enam, mehed on ülesindatud kõrgemalt tasustatud positsioonidel ning nendel ametikohtadel ei ole töötajate väljavahetamine kerge, kuna need vajavad spetsiaalseid oskusi ja teadmisi. Sellest tulenevalt on soolise ebavõrdsuse vähendamiseks vajalik esmaselt kitsendada lõhet inimkapitalis. (Seh 2021)

Kuigi enamik soolise palgalõhega seotud uurimusi viitavad sellele, et inimkapitali teooria tegurid, eeskätt naiste väiksem tööturu kogemus on tähtis selgitamaks meeste ja naiste vahelist palgalõhet, siis on ka sellest erinevaid vaateid. Näiteks tuuakse välja, et inimkapitali teooria keskendub paljuski laiahaardelistele oletustele ning ei võta arvesse fakti, et kõik otsused tehakse normatiivses kontekstis, kus on paika pandud kindel raamistik selles osas mida naised ja mehed tegema peaksid. Kriitikud väidavad, et naised ja mehed ei saa uurida autonoomsete indiviididena ja nende kogetavad erinevad tööelu tingimused tuleks asetada materiaalsesse ja sotsiaalsesse konteksti. Veelgi enam, inimkapitali erinevused ei pruugi selgitada ära kogu soolist palgalõhet. Vaid piiratud osa palgalõhest saab selgitada kaasates tegureid nagu näiteks haridus ja töökogemus. (Grybaitė 2006)

1.3. Selgitatud ja selgitamata sooline palgalõhe

Soolist palgalõhet on hinnatud väga paljudes erinevates uurimustes ning koostatud on palju erinevaid mudeleid, millega on püütud leida ning tõestada kogu naiste ja meeste vahelist palgalõhet. Sellest hoolimata on peaaegu kõik mudelid jõudnud tulemuseni, kus kogu palgalõhet ei suudeta ära selgitada. Seda osa palgalõhest on nimetatud selgitamata palgalõheks (*unexplained* ehk *adjusted* ehk *corrected* ehk *residual gender wage gap*). (Anspal *et al.* 2009)

Olemasolevad mudelid ei suuda tihtipeale selgitada rohkem kui kaht kolmandikku palgalõhest (Anspal 2015). Näiteks Eesti põhjal tehtud palgalõhet mõjutavate tegurite uurimuste puhul on üldjuhul kasutatud regressiooni baasil andmeid. Sellisel meetodil tehtud uurimuste puhul on tehtud kindlaid eeldusi toimiva palgavalemi saamiseks – see aga võib omakorda viia valede tulemusteni. Ühe näitena võib tuua tööturul esineva segregatsiooni ametikohtade või tegevusharude lõikes – kui mõni ametikoht ja/või tegevusala on domineeritud ühe või teise soo poolt, tekivad probleemid andmete võrreldavuse osas. Eesti kohta tehtud uurimustes ei ole mindud süvitsi tegevusharudesse vaid on vaadatud üldnumbreid. (*Ibid.*).

Maitra *et al.* (2021) võttis oma uurimuses luubi alla Vietnami soolise palgalõhe, vaadeldes riskeerimise ja palga läbirääkimiste rolli selgitavas ja selgitamata palgalõhes. Autorid tõid oma uurimuses välja, et paljud senised uurimused on keskendunud selgitama kui palju palgalõhest tööturul on kindlaks määratud kas naiste ja meeste tootlikkuse erinevusest (selgitatud osa soolisest palgalõhest) või erinevusest selgitamata komponentidest soolises palgalõhes, mida tihtipeale tõlgendatakse kui diskrimineerimise mõõdet. See aga ei tähenda, et kogu selgitamata palgalõhet peaks niiviisi tõlgendama, sest see võib lisaks sisaldada ka kuidas mittemõõdetavaid (näiteks eelistusi ja käitumuslikke omadusi) võib siduda tasustamisega. Oma uurimuse tulemusena leidsid autorid, et naised on riskikartlikumad ja neil on väiksem kalduvus palga suhtes läbirääkimisi pidada. Antud kaks muutujat moodustavad soolise palgalõhe selgitamata osast ligi 15,5% ja on ühiselt seotud palgalõhe vähendamisega ligi 29%.

Barnet-Verzat *et al.* (2007) vaatles oma uurimuses 4654 töötajat Prantsusmaa kaitse- ja kosmosetööstuse ettevõttes. Valimi eesmärk oli vaadelda väga sarnase haridusliku taustaga töötajaid (nii mehi kui naisi). Samas ettevõttes töötavate inimeste valik oli samuti hea vältimaks võimalikke erinevusi naiste ja meeste töötasudes sektori ja keskkonna lõikes. Selle tulemusena leiti, et keskmine sooline palgalõhe (unadjusted ehk uncorrected ehk raw wage gap) oli väga sarnane Prantsusmaa keskmise palgalõhega (vastavalt 16,7% ja 17,5%). Lisaks, kasutades põhiaandmeid (vanus, kogemus, haridus, asukoht) on võimalik selgitada umbes 70% keskmisest soolisest palgalõhest, kusjuures 7,6% nendest soolistest erinevustest jäävad mediaantasemel selgitamata.

1.4. Soolist palgalõhet mõjutavad tegurid

Soolist palgalõhet mõjutavad tegurid on omavahel tihedalt seotud ning seetõttu nende liigitus on mõnevõrra keeruline. Kuna sooline ebavõrdsus on tihedalt seotud sellega, kuidas sotsiaalsed, institutsionaalsed ja majanduslikud tegurid toimivad konkreetsetes ühiskondades ja on tekkinud mitmesugustel põhjustel, on väga tähtis aru saada tekkepõhjustest nii sotsiaalmajanduslikust kui institutsionaalsest vaatenurgast (Seh 2021). Chubb *et al.* (2008) on oma töös toonud välja ning Anspal *et al.* (2009) on eesti keelde tõlkinud peamised soolist palgalõhet mõjutavad tegurid:

- personaalsed: haridus, vanus, lapsed, tööturu kogemused, tööstaaž;
- töökoha tegurid: ametiala, lepingu tüüp, tööstaatus, tööaeg, karjääri väljavaated ja töötingimused;
- ettevõtte tegurid: sektor, värbamiskäitumine, ettevõtte suurus, töö iseloom;
- sooline segregatsioon ametitele ja tegevusaladele;
- institutsionaalsed tegurid: haridus ja väljaõppe süsteemid, palgaläbirääkimised, tööalased suhted, lapsehoolduspuhkuse ülesehitus ning lastehoiu pakkumine;
- sotsiaalsed normid ja traditsioonid: haridus, töökoha valik, karjäärimuster ja naiste ning meeste poolt domineeritud töörollide hindamine.

Euroopa Komisjoni 2006. aasta ülevaate järgi on tööhõive segregatsioon peamine soolise palgalõhe põhjuseks - suurem osa naistest valivad ise madalama palgaga töökohti (Nikolka 2013). Erinevates uurimustes on selgunud, et värskest tööturule tulnud töötajate palgalõhe on võrreldes keskmise palgalõhega väiksem. Samas töötaja vanuse kasvades palgalõhe suureneb. (*Ibid.*; Chubb *et al.* 2008).

Lisaks segregatsioonile mõjutab tööturule sisenemise indiviidi eripärad. Indiviidi eripäradeks võib lihtsustamise mõttes pidada Chubb *et al.* (2008) välja toodud personaalsete tegurite kirjelduses mainitud tegureid: vanus, haridus, staaž, lapsed ja töökogemus.

Sooline diskrimineerimine on nähtav juba hariduses. Olenemata sellest, et naised on arenenud riikides keskmiselt rohkem haritud kui mehed on nad alaesindatud rohkem väärtustatud erialadel (näiteks inseneriteadused). Seetõttu on tihtipeale ka naissoost töötajate domineeritud tegevusalad alahinnatud. (O'Dorchai 2008) Kuna arengumaades on tüdrukutele hariduse võimaldamine raskendatud seoses kõrgemate kulutustega, siis eelistatakse neid jätta koju täitma ülesandeid, mis on perekonnale majanduslikult kasulikumat. Arengumaades on seetõttu hakatud panema rohkem

rõhku sellele, et esimese osana oleks põhiharidus kõigile tasuta ning teiseks, et naistel oleksid suuremad võimalused oma haridusteed jätkata ka kõrgematel tasemetel. (Seh 2021)

Soolise diskrimineerimise tuvastamisel võib põhilisteks pidada kaht lähenemist. Esimese puhul sooline diskrimineerimine viitab igasugusele erinevusele, erandile ja piirangule mis tuleneb indiviidi soost. Sellest tulenevalt võib soolist diskrimineerimist ning diskrimineerimist tulenevalt soolistest eripäradest pidada üheks ja samaks. Antud lähenemist kasutavad suuremad organisatsioonid nagu näiteks ILO, ÜRO ja Euroopa Komisjon. Teise lähenemise puhul sootsiaalsed aspektid erinevad bioloogilistest ehk et sooline diskrimineerimine ei tulene indiviidi bioloogiast vaid sotsiaalsetest erinevustest naiste ja meeste vahel. Sellist lähenemist kasutab tüüpiliselt Maailma Terviseorganisatsioon (WHO). (Mosakova, Kizilova 2021)

1.5. Seadusandlused ja direktiivid

Et pärssida soolise palgalõhe suurenemist on erinevad majanduslikud liidud ning riigid üleüldiselt võtnud vastu erinevaid konventsioone, sätteid ja leppeid, mis vähendaksid soolist diskrimineerimist ning tagaksid võrdsuse naiste ja meeste vahel. (Anspal *et al.* 2009) Euroopa Liidus olevad liikmesriigid peavad järgima Euroopa Liidu võrdse palga direktiivi, mille kohaselt naised ja mehed peavad saama võrdselt palka (EL direktiiv 75/117/EMÜ).

1963. aastal tutvustati Ameerikas võrdse palga seadust (*The Equal Pay Act*). Selle eesmärgiks oli ära kaotada soopõhine palgaerinevus võrdsel ametikohtadel. (Blau, Kahn 2017) 1972. aastal tutvustati võrdsete töövõimaluste seadust (*The Equal Employment Opportunity Act*), millega keelati rassi, nahavärvi, päritolu, soo, religiooni, vanuse, puude, poliitiliste uskumuste ja perekonnaseisust tulenev tööalane diskrimineerimine. 2005. aastal tutvustati võrdse tasu seadust (*Fair Pay Act*), mis vähendab võimalust tööandjal maksta ebavõrdset tasu andes naistele ja meestele samade töökohustuste puhul erinevad ametinimetused. 2009. aastal tutvustati Lilly Ledbetteri võrdse palga seadust (*Lilly Ledbetter Fair Pay Act*), kuna naiste ja meeste palgad ei olnud jätkuvalt jõudnud samale tasemele. (Langdon, Klomegah 2013)

Rahvusvaheline Tööorganisatsioon (*International Labour Organization*, lühend: ILO) loodi 1919. aastal ning toimetab Ühinenud Rahvaste Organisatsiooni (lühend: ÜRO) all. Kogu ILO tegevus toimub kolmepoolselt: ametiühingud, tööandjad ja valitsused teevad koostööd ning väljendavad

oma huvisid ja prioriteete. Eesti oli ILO liikmesriik esimese Eesti Vabariigi ajal (perioodil 1921-1937) ning taasliitus organisatsiooniga 1992. aasta jaanuaris. Üks ILO neljast strateegilisest eesmärgist on naistele ja meestele inimväärse töö tagamine läbi suuremate võimaluste loomise. (Rahvusvaheline Tööorganisatsioon 2021) ILO võtab vastu konventsioone, mis annavad aluse liikmesriikidele erinevate seadusandluste ja hariduskavade vastu võtmiseks või praktikate läbi viimiseks, et parandada liikmesriikide töökeskkonda.

ILO poolt on vastu võetud kaks väga tähtsat konventsiooni. 1951. aastal võeti vastu C100 konventsioon mees- ja naistöötajate võrdse tasustamise kohta võrdväärse töö eest. Selle artikkel 2 järgi peab iga ILO liikmesriik edendama ning tagama „töötajate suhtes mees- ja naistöötajate võrdväärse töö eest võrdse tasustamise põhimõtte rakendamise“. (Equal Remuneration Convention) 1958. aastal võeti vastu C111 töö- ja kutsealast diskrimineerimist käsitlev konventsioon. Selle artikkel 1 järgi defineeritakse diskrimineerimist kui rassi, soo, nahavärvi, usutunnistuse, päritolu, sotsiaalse identiteedi või poliitiliste vaadete vahetegemise, eelistamise või väljaarvamist töökohal, kui selleks ei ole kehtestatud eritingimusi. Antud konventsiooni järgivad riigid peavad tagama, et töötajaid ei diskrimineerita nende ametipositsioonil. (Discrimination (Employment and...))

1.6. Naissoost töötajad tööturul

Viimastel aastakümnetel on olnud tööturul märgata meeste aktiivsuse langust ja naiste aktiivsuse suurenemist. Naiste aktiivsuse suurenemist võib selgitada mitmeti - ühelt poolt on tööjõu suurenemise vajadus tingitud tööülesannete ülejäägist mida vaid meessoost töötajad ei suuda ära „toita“, teiselt poolt aga meeste kõrgemalt tasustatud positsioonide täitmisega madalamat palka saavate naiste poolt. (Jaba *et al.* 2015)

Naiste poolt domineeritud tegevusalasid ei ole palju. ILO avalikustas 2020. aasta märtsis artikli, kus vaadeldi 121 riigi andmeid ISCO-08 tasemel tegevusalade lõikes. ISCO-08 on rahvusvaheline ametikohtade klassifikaator, mis on ILO poolt välja töötatud ametikohtade rahvusvaheliselt võrreldavuse saavutamiseks, koondades kõik ametid üle maailma sarnastesse rühmadesse. Seda kasutatakse eeskujuna piirkondade ja riikide ametipositsioonide klassifitseerimisel ning seda kasutavad paljud erinevad rahvusvahelised organisatsioonid, sealhulgas ka OECD. Ehkki ISCO-08 kood võib ulatuda kuni kaheksakohaliseks (väga täpne ja kitsendatud ametiala), on artiklis

kasutatud andmete lihtsustamiseks piiratud kahekohalise ametinimetustega. Selle järgi on naised domineerimas (vähemalt 51% osakaaluga kogutöötajatest) 17 erineval positsioonil:

- 53 – (88%) isikuhoooldustöötaja;
- 32 – (76%) tervishoiu keskastme spetsialistid;
- 91 – (74%) puhastustöölised ja abilised;
- 41 – (71%) kontoritöötajad;
- 22 – (69%) tervishoiu tippspetsialistid;
- 23 – (68%) pedagoogika tippspetsialistid;
- 42 – (66%) klienditeenindajad;
- 44 – (61%) muud kontoritöötajad ja klienditeenindajad;
- 94 – (60%) toitlustuse abitöölised;
- 51 – (56%) isikuteenindajad;
- 26 – (53%) õigus-, sotsiaal- ja kultuurivaldkonna tippspetsialistid;
- 34 – (52%) õigus-, sotsiaal-, kultuuri- jms valdkonna keskastme spetsialistid;
- 33 – (52%) äri ja halduse keskastme spetsialistid;
- 52 – (52%) müügitöötajad;
- 75 – (51%) toiduaine-, puidu- ning rõivatööstuse jms oskus- ja käsitöölised;
- 24 – (51%) äri ja halduse tippspetsialistid;
- 43 – (51%) arvepidamise ja materjaliarvestuse kontoritöötajad.

Artiklis välja toodud ametialade loetelu ja nendega seotud naiste ja meeste osakaalud on välja toodud bakalaureusetöö lisas 1.

1.7. Varasemad bakalaureuse- ja magistritööd soolise palgalõhe kohta

Kuna sooline palgalõhe on niivõrd aktuaalne teema, mis ei tunne piire riikidel ega tegevusaladel, siis on see ka väga populaarne teema, mille kohta ülikooli erinevate tasemete lõpetajad kirjutada soovivad.

Tallinna Tehnikaülikooli Digikogu andmetel märksõnaga „sooline palgalõhe“ leiab vaste üheksale bakalaureusetööle ning kuuele magistritööle. Mitmed lõputööd uurisid soolise palgalõhe seost haridustasemetega (Ester 2020, Hõbenael 2020), naiste STEM valdkondades esindatusega (Treialt

2021), oskuste (Orion 2021) ja perepoliitika meetmete mõjuga (Seppel 2018). Mitmed autorid keskendusid kindla riigi andmetele: Eesti andmetele keskendus Guštšenko (2015), Kuldkepp (2020), Leetberg (2021), Lelle (2021), Liivoja (2017), Luks (2018), Pappel (2021), Sagar (2019); Ameerika Ühendriikide andmestikule Künnapas (2021).

Tallinna Tehnikaülikoolis kaitstud bakalaureusetööst on aga kõige sarnasem käesoleva lõputöö teemaga 2014. aasta Maarja-Liis Kalme bakalaureusetöö „Sooline palgalõhe ja seda mõjutavad tegurid OECD riikides“. Autor uuris tegureid, mis takistavad soolise palgalõhe vähenemist ning võrdõiguslikkuse saavutamist. Autor leidis, et üheks olulisemaks teguriks mis selgitab palgalõhet on tööalane segregatsioon – naised ja mehed töötavad erinevatel positsioonidel ja tegevusaladel, mistõttu esineb nende tasustamiste vahel erinevused. Regressioonmudelisse valiti 23 sõltumatut muutujat, mis jaotusid nelja põhilisse kategooriasse: majandustsükli iseloomustavad, tööturu institutsioone kirjeldavad, inimeste oskusi ja haridustaset kirjeldavad ning naiste positsiooni tööturul kirjeldavad tegurid. Vaatluse all oli perioodil 2002-2012 OECD riikide seast 28, kusjuures välja jäid käesoleva bakalaureusetöö valimis olevad riigid nagu Slovakkia, Koera, Norra ja Tšehhi. Regressioonanalüüsi tulemusena jäi alles 4 statistiliselt olulist tegurit: naiste osakaal liikmesriikide parlamentides, meeste tööjõu osalusmäär, kolmanda taseme haridusega naiste osakaal ning SKP lõhe. Korrelatsioonanalüüsi käigus soovis autor analüüsida seos majandustsükli kirjeldavate tegurite ja soolise palgalõhe vahel. Selle tulemusena selgus, et kõige tugevamalt on palgalõhega seotud SKP lõhe.

Tartu Ülikooli digiraamatukogus DSpace leiab majandusteaduskonna bakalaureusetööde seas märksõnaga „sooline palgalõhe“ 9 vastet, kusjuures kõik antud märksõnaga bakalaureusetööd on kirjutatud Eesti näitel. Hariduse ja reservatsioonipalgaga seotud lõputöid on kirjutatud kolm (Raiste 2012, Kupts 2012, Rull 2014), oskustega seotud töid üks (Kudre 2019), soostereotüüpide ja etnilise diskrimineerimise seotud töid kaks (Kalda 2014, Lillemägi 2015) ning ettevõtlusega alustamise, karjääriperspektiivide ning tööga rahuloluga seotud töid kolm (Helmet 2021, Merilaine 2020, Sadu 2017).

Tartu Ülikoolis kaitstud bakalaureusetööst kõnetab kõige suurema sarnasusega käesoleva lõputöö suhtes just Kalda 2014. aastal kirjutatud töö „Soostereotüüpide roll personali valikul“. Autor uuris stereotüüpidest tingitud isikuomaduste rolli personali värbamisel. Selleks viis autor läbi eksperimendi stereotüüpide ja nende isikuomaduste kohta, koostades eksperimendi jaoks välja mõeldud elulookirjeldusi (CV-sid) ning analüüsis nende tulemusi. Selle kõige tulemusena leiti, et

soostereotüübid tõepoolest esinevad ning kandideeritud positsioonidele eelistati mehi ja/või mehelike omadustega isikuid.

Kõikide nende varasemalt läbiviidud bakalaureusetööde ja magistrیتööde läbitöötamine oli vajalik, et teha nii autori kui lugeja jaoks selgeks miks on käesolev bakalaureusetöö erinev varasematest. Käesolevas lõputöös tehtud valimi valik (OECD riigid) ei ole üldiselt suured favoriidid soolise palgalõhe uurimiseks (eelistatakse Eesti või Euroopa Liidu riikide andmeid), soolist palgalõhet vaadeldakse üldjuhul tervikprobleemina ning tegevusvaldkondade valikus ei tehta kitsendusi naiste seisukohast vaadelduna.

2. METOODIKA JA ANDMED

Käesoleva bakalaureusetöö teises peatükis antakse ülevaade kasutatavatest andmetest ja allikatest, kirjeldatakse analüüsimisel kasutatavat meetodit ning uuritakse lähemalt esitatud arvandmeid.

2.1. Kasutatavad andmed ja allikad

Käesolevas bakalaureusetöös on analüüsi läbiviimiseks kasutatud OECD riikide sekundaarseid kvantitatiivseid makroandmeid. Andmed pärinevad põhiliselt ILOSTAT andmebaasist kuid on kasutatud ka OECD andmebaasi, kuna kõik andmed ei olnud soovitud kujul ühes või teises andmebaasis korraga olemas.

Bakalaureusetöö põhifookuses on OECD liikmesriigid. Kuna erinevatel põhjustel on mõne liikmesriigi andmed puudulikud, on valimit kitsendatud ning vaatluse all on järgmised kuus riiki: Ameerika Ühendriigid, Korea Vabariik, Kreeka, Norra, Slovakkia ja Tšehhi.

Vaatlusperioodiks on autor valinud aastad 2011-2019. Andmed on aastased ehk kuue riigi ja üheksa aasta peale on kokku 54 vaatlust. Selline vaatlusperiood on valitud seetõttu, et näha kuidas on vaatluse all olevates OECD riikides sooline palgalõhe naissoost töötajate ülekaaluga ametikohtadel muutunud peale 2000. aastate esimese kümnendi lõpus maailma majandust tabanud majanduslangust ning enne 2019. aastal alanud COVID-19 viiruse pandeemiat. Lisaks on käesoleva perioodi kohta võimalik kõige rohkem andmeid kätte saada.

Antud bakalaureusetöös on tehtud valim ametikohtade lõikes vastavalt ISCO-08 süsteemile, mis jagab tegevusalad ning ametid kümneks põhiametikohaks:

- 0. Sõjaväelased
- 1. Juhid
- 2. Tippspetsialistid
- 3. Tehnikud ja keskastme spetsialistid
- 4. Ametnikud

- 5. Teenindus- ja müügitöötajad
- 6. Põllumajanduse, metsanduse (jahinduse) ja kalanduse oskustöölised
- 7. Oskus- ja käsitöölised
- 8. Seadme- ja masinaoperaatorid ja montöörid
- 9. Lihttöölised

Neist kümnest ametikohast on välja sorteeritud kõigis kuues vaatluse all olevas OECD riigis naiste ülekaaluga ametikohad:

- 2. Tippspetsialistid
- 4. Ametnikud
- 5. Teenindus- ja müügitöötajad
- 9. Lihttöölised

ISCO-08 süsteem on väga hea valik klassifitseerimaks ametikohti, kus on naiste ülekaal, kuna ta on rahvusvaheliselt väga tuntud ja tunnustatud ning kirjeldab täpselt seda andmestikku, mida autor antud bakalaureusetöös kasutada soovib.

Sõltumatu muutujaks on bakalaureusetöös valitud sooline palgalõhe konkreetsel ametipositsioonil. Selle näitaja on autor välja arvutanud ILOSTAT andmebaasist tabelist EAR_4MTH_SEX_OCU_CUR_NB_A, mis koondab endasse aastate kaupa ISCO-08 süsteemi järgi ametikohtade ja soo järgi keskmise kuise sissetuleku (USA dollarites), kasutades valemit (1). Antud muutuja on protsentides, kuid ökonomeetrilise programmi jaoks on ta esitatud kümnendmurruna.

Sõltumatuid muutujaid on bakalaureusetöö autor valinud 11:

- SKP elaniku kohta – USA dollarites (OECD, tabel *gross domestic...*);
- Meeste töajõud – meeste arv vastaval ametipositsioonil, tuhandetes (ILOSTAT, tabel EES_TEES_SEX_OCU_NB_A);
- Naiste töajõud – naiste arv vastaval ametipositsioonil, tuhandetes (*Ibid.*);
- Kogu töajõud – üldine näitaja riigi kohta (OECD, tabel *Labour force*);
- Meeste tundide arv – meeste keskmine töötatud tundide arv nädala kohta, tundides (ILOSTAT, tabel HOW_TEMP_SEX_OCU_NB_A);
- Naiste tundide arv – naiste keskmine töötatud tundide arv nädala kohta, tundides (*Ibid.*);

- Naised juhtpositsioonil – üldine näitaja riigi kohta, naiste protsentuaalne osakaal juhtivpositsioonidel, andmestikus esitatud kümnnendmurruna (ILOSTAT, tabel SDG_T552_NOC_RT_A);
- Mehed keskharidus – keskharidusega meeste arv, andmestikus esitatud kümnnendmurruna (OECD, tabel *Adult education level*);
- Naised keskharidus – keskharidusega naiste arv, andmestikus esitatud kümnnendmurruna (*Ibid.*);
- Mehed kõrgharidus – kõrgharidusega meeste arv, andmestikus esitatud kümnnendmurruna (*Ibid.*);
- Naised kõrgharidus – kõrgharidusega naiste arv, andmestikus esitatud kümnnendmurruna (*Ibid.*).

SKP elaniku kohta, kogu tööjõud, naised juhtpositsioonil, mehed keskharidus, naised keskharidus, mehed kõrgharidus ja naised kõrgharidus on vastava riigi üldnäitajad. Sõltumatuteks muutujateks on need lisatud selleks, et näha kas vastava ametipositsiooni sooline palgalõhe on sõltuv riigis üldiselt toimuvaga. SKP elaniku kohta kirjeldab ühe riigi elaniku panust sisemajanduse kogutoodangusse ning see näitab milline on riigi majanduslik arengutase. Naised juhtpositsioonil näitab protsentuaalselt kui palju naisi on juhtivatel positsioonidel vastavas riigis. Kogu tööjõud näitab kui palju on riigis tööjulist elanikkonda. Meeste ja naiste kesk- ja kõrgharidus näitab milline protsent riigi 25-64-aastastest elanikest omab vastavalt kesk- või kõrgharidust. Need näitajad ei ole mudelist-mudelisse muutuvad vaid on kõigis mudelites samad. Tegemist on teguritega, mis on soolise palgalõhe uurimustes olnud üldlevinumad nagu näiteks Chubb *et al.* (2008) ja Anspal *et al.* (2009) on välja toonud.

Meeste tööjõud, naiste tööjõud, meeste tundide arv ja naiste tundide arv on konkreetselt seotud vastava ametipositsiooniga. Meeste ja naiste tööjõud näitab kui palju on vastaval ametipositsioonil riigis mehi või naisi töötamas. Meeste ja naiste tundide arv näitab mitu tundi on vastaval ametipositsioonil nädalas keskmiselt mehed või naised tööd teinud. Need näitajad muutuvad mudelites vastavalt vaadeldavale ametipositsioonile. Need tegurid on autor töösse kaasanud põhjusega kirjeldada spetsiifiliselt antud ametikohtadega seotut.

2.2. Metoodika ja mudelite püstitus

Esimese sammuna andmeanalüüsi läbiviimiseks on autor andmeid korrastanud programmis MS Excel ning seejärel viinud lõplikud analüüsid läbi ökonomeetriapaketi Gretl – mõlemad programmid on head kasutatavate paneelandmete uurimiseks.

Autor on bakalaureusetöö raames püstitanud järgmise hüpoteesi:

- Soolise palgalõhe tegurid naissoost ülekaaluga ametipositsioonidel on sarnased palgalõhe teguritega teistes positsioonidel ehk naissoost töötajate suurem osatähtsus ei mõjuta positiivselt soolist palgalõhet.

Hüpoteesi kontrollimiseks viiakse läbi regressioonanalüüs. Sõltuvmuutuja ja sõltumatud muutujad esialgsete mudelite koostamiseks on kirjeldatud punktis 2.1. Kokku koostatakse neli mudelit, vastavalt igale leitud naiste ülekaaluga ametipositsioonile: tippspetsialistid, ametnikud, teenindus- ja müügitöötajad ning lihttöölised. Kuna tegemist on balansseeritud paneelandmestikuga, kus kõikide objektide korral on ühepalju vaatlusi (kuus riiki, üheksa aastat), siis viiakse ökonomeetriapaketi Gretl esimese sammuna läbi sõltuvmuutuja ja kõigi 11 sõltumatu muutujaga Hausmani test tuvastamaks, kas modelleerida tuleks fikseeritud efektidega (grupisisene) mudel või juhuslike efektidega mudel. Selle testi tulemusena kasutab autor mudelite koostamisel bakalaureusetöös juhusliku efektiga mudelit:

$$Y_p = \alpha_p + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_k X_k + \omega_{it} \quad (2)$$

kus

Y_p - sõltuv muutuja

α_p - vabaliige

$X_1; X_k$ - sõltumatu muutuja

$\beta_1; \beta_k$ - regressioonkordajad

ω_{it} – vealiige

p - ametipositsioon

i - riigid

t – aastad

Vealiige ω_{it} koosneb kahest liidetavast:

$$\omega_{it} = \delta_i + u_{it} \quad (3)$$

kus

δ_i – ristanndmete vastav weakomponent, mis on igale riigile individuaalne

u_{it} – kombineeritud weakomponent, mis on nii aegrea kui ka ristanndmete viga

Juhusliku efektiga mudel on statistiline mudel, kus mudeli parameetrid on juhuslikud suurused. Juhusliku efektiga mudeli puhul saab teha üldistavaid järeldusi – kui fikseeritud efektiga mudeli puhul saab võrrelda grupisiseseid erinevusi, siis juhusliku efekti puhul seda teha ei saa. (Clark, Linzer 2014)

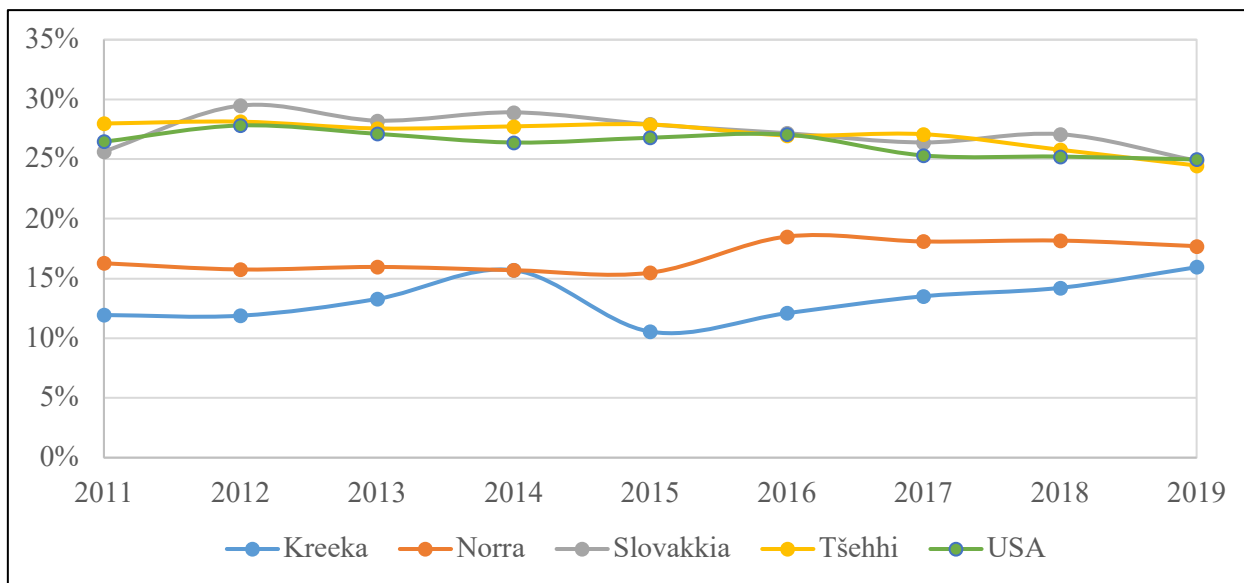
2.3. Soolise palgalõhe ülevaade perioodil 2011-2019

Käesolevas alapeatükis on kirjeldatud soolise palgalõhe muutusi naiste ülekaaluga ametipositsioonidel valitud OECD riikides perioodil 2011-2019. Kogu soolise palgalõhe arvandmed ametipositsioonide järgi on leitav bakalaureusetöö Lisas 2.

Joonisel 1 on kujutatud antud bakalaureusetöös valimis olevate OECD riikide (Kreeka, Norra, Slovakkia, Tšehhi ja USA) soolist palgalõhet ametipositsioonil tippspetsialistid. Kuna Lõuna-Korea andmed antud ametipositsiooni kohta puudusid, siis nemad ei ole joonisele lisatud ning see riik ei ole ka ametikoha regressioonanalüüsi kaasatud.

Püsivalt on ajaperioodi jooksul kõige kõrgem soolise palgalõhe tase Slovakkias, olles kõige kõrgem 2012. aastal 29,48%. Sellest alates on Slovakkia sooline palgalõhe vähenemise suunas liikunud, jõudes 2019. aastaks 24,87% tasemele. Perioodi kõige madalam soolise palgalõhe tase on olnud Kreekas – kõige kõrgem 2019. aastal 15,95% ning madalaim 2015 aastal 10,55%. Kreeka palgalõhe on sellest ajast alates olnud pigem kasvutrendis.

Jooniselt võib lugeda välja kaks trendi – Kreeka ja Norra on läbi ajaperioodi olnud suhteliselt madalamal tasemel, kusjuures nende soolise palgalõhe tase on pigem kasvamas ning Slovakkia, Tšehhi ja USA suhteliselt kõrgemal tasemel, kusjuures nende soolise palgalõhe tase on pigem langemas.



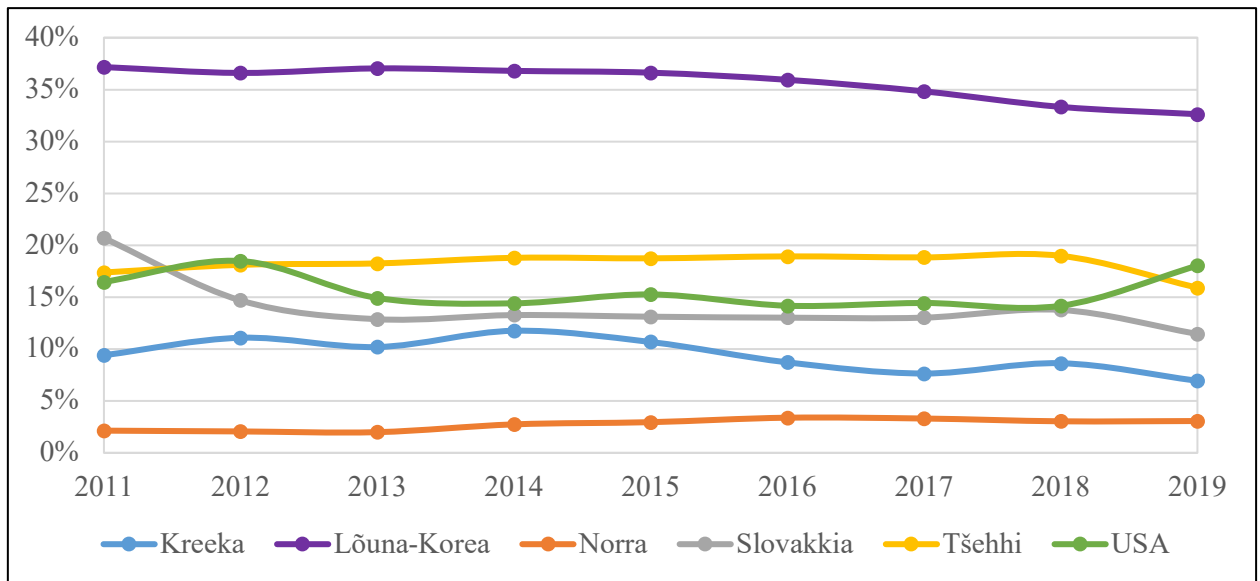
Joonis 1. Sooline palgalõhe ametikohal tippspetsialistid valitud OECD riikides perioodil 2011-2019

Allikas: Autori koostatud ILO andmebaasi põhjal

Joonisel 2 on kujutatud kogu valimi ehk Kreeka, Lõuna-Korea, Norra, Slovakkia, Tšehhi ja USA soolist palgalõhet ametipositsioonil ametnikud.

Väga selgelt on võimalik eristada püsivalt kõige kõrgema (Lõuna-Korea) ja kõige madalama (Norra) soolist palgalõhet perioodil 2011-2019. Lõuna-Korea palgalõhe varieerub 37,17% ja 32,63% vahel, kusjuures palgalõhe tase on ajas küllaltki lineaarselt langemas. Norra palgalõhe ei ulatu vaatlusperioodi jooksul kordagi üle 5%, olles küllaltki stabiilne.

Teistest vaatluse all olevatest riikidest võib Joonisel 2 eristada USA soolist palgalõhet. Kui teiste (Kreeka, Slovakkia ja Tšehhi) palgalõhe tase kõigub üles-alla aga 2019. aastaks võrreldes 2011. aastaga on kindlas langustrendis, siis USA palgalõhe on peale mõningast kõikumist 2019. aastaks tõusutrendis, olles kõrgemal tasemel kui 2011. aastal.

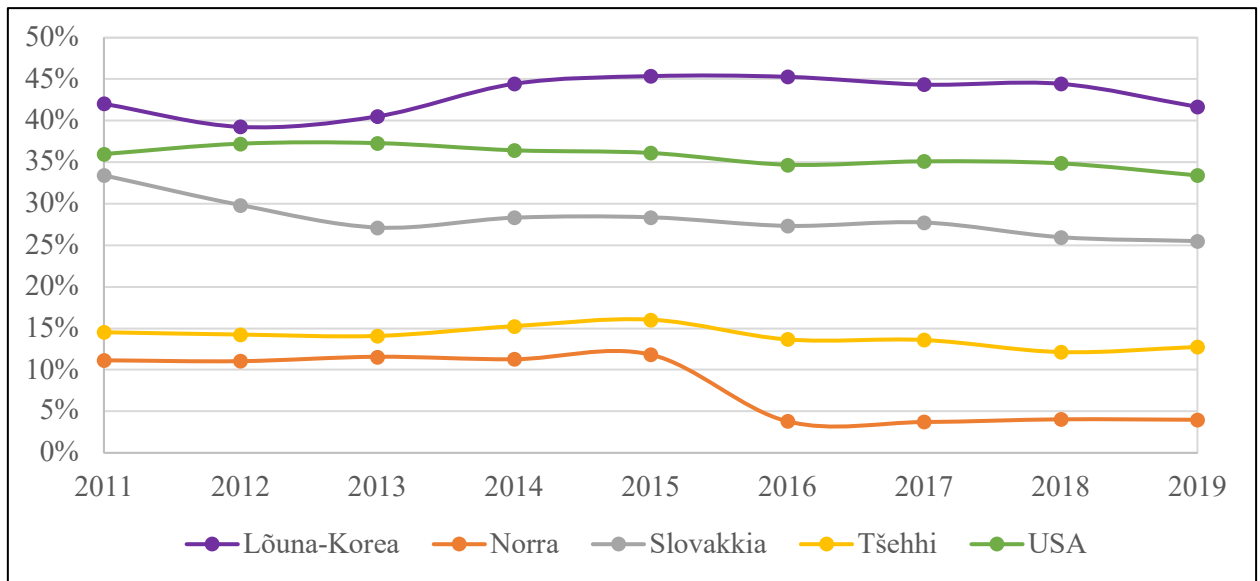


Joonis 2. Sooline palgalõhe ametikohal ametnikud valitud OECD riikides perioodil 2011-2019
Allikas: Autori koostatud ILO andmebaasi põhjal

Joonisel 3 on kujutatud Lõuna-Korea, Norra, Slovakkia, Tšehhi ja USA soolist palgalõhet ametipositsioonil teenindus- ja müügitöötajad. Kuna Kreeka andmed antud ametipositsiooni kohta puudusid, siis nemad ei ole joonisele lisatud ning see riik ei ole ka ametikoha regressioonanalüüsi kaasatud.

Kõige kõrgem sooline palgalõhe vaatlusperioodil on Lõuna-Koreas, ulatudes 39,26% 2012. aastal kuni 45,37% 2015. aastal. Palgalõhe taseme kõikumine perioodi jooksul on 6,11%. Kõige madalam sooline palgalõhe vaatlusperioodil on Norras, ulatudes 3,71% 2017. aastal kuni 11,83% 2015. aastal. Palgalõhe suur muutus on toimunud peale 2015 aastat, mil kõikumine oli 8,03%.

Sarnaselt ametipositsioonile tippspetsialistid on Joonisel 3 märgata kahte trendi – suhteliselt madalam sooline palgalõhe on Norras ja Tšehhis, suhteliselt kõrgem sooline palgalõhe on Slovakkias, USA-s ja Lõuna-Koreas, kusjuures Tšehhis ja USA-s on läbi perioodi kõige stabiilsemad palgalõhe tasemed – Tšehhis on kõikumine 3,9% ning USA-s 3,89%. Kõigi vaatluse all olevate riikide palgalõhe on võrreldes ajaperioodi alguse seisuga 2019. aastaks langenud.



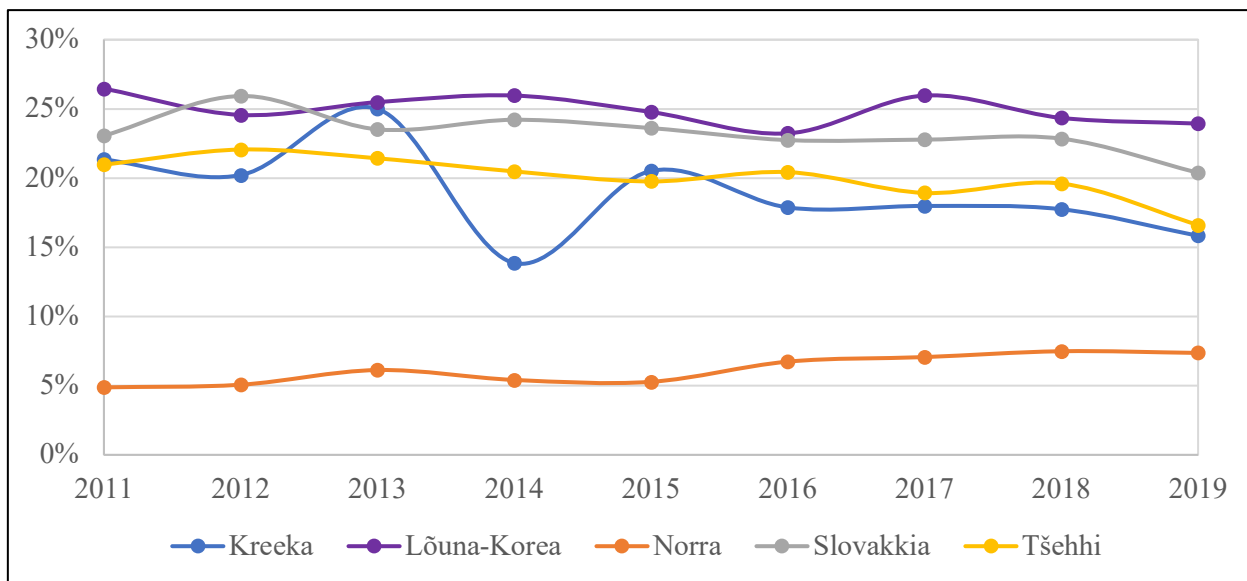
Joonis 3. Sooline palgalõhe ametikohal teenindus- ja müügitöötajad valitud OECD riikides perioodil 2011-2019

Allikas: Autori koostatud ILO andmebaasi põhjal

Joonisel 4 on kujutatud Kreeka, Lõuna-Korea, Norra, Slovakkia ja Tšehhi soolist palgalõhet ametipositsioonil lihttöölised. Kuna USA andmed antud ametipositsiooni kohta puudusid, siis nemad ei ole joonisele lisatud ning see riik ei ole ka ametikoha regressioonanalüüsi kaasatud.

Vaatlusperioodi jooksul on kõige kõrgem sooline palgalõhe Lõuna-Koreas, varieerudes vahemikus 23,23% kuni 26,47%. Kõige madalam sooline palgalõhe on olnud Norras, varieerudes vahemikus 4,88% kuni 7,49%. Kõige rohkem on aga perioodi jooksul sooline palgalõhe kõikunud Kreekas, ulatudes 13,86% 2014. aastal kuni 25% 2013. aastal.

Kreeka, Lõuna-Korea, Slovakkia ja Tšehhi sooline palgalõhe trend on antud ametipositsioonil küllaltki kõrgel tasemel võrreldes Norraga, kelle palgalõhe tase ei ulatu 9 vaatlusaasta jooksul kordagi üle 7,5%. Samas on Norra ainus riik, kelle soolise palgalõhe tase on 2019. aastal võrreldes 2011. aastaga kõrgemal tasemel, kõigi teiste riikide soolise palgalõhe tase on märgatavalt langenud.



Joonis 4. Sooline palgalõhe ametikohal lihttöölised valitud OECD riikides perioodil 2011-2019
Allikas: Autori koostatud ILO andmebaasi põhjal

3. SOOLISE PALGALÕHE ANALÜÜS VALITUD OECD RIIKIDE PÕHJAL

Käesolevas peatükis analüüsib bakalaureusetöö autor ökonomeetriaprogrammis Gretl andmete põhjal koostatud mudeleid, viies läbi regressioonanalüüsi. Välja tuuakse tehtud testide tulemused ning kontrollitakse, kas püstitatud hüpotees saab kinnitust. Analüüsi tulemusena hinnatakse saadud tulemusi ning tehakse nende põhjal järeldusi ning ettepanekuid tulevikus tehtavate uurimuste jaoks.

3.1. Soolise palgalõhe ja seda mõjutavate tegurite omavahelise seose hindamine

Vaatluse all on neli naissoost töötajate ülekaaluga ametipositsiooni, mistõttu on autor koostanud iga ametipositsiooni soolise palgalõhe ja seda mõjutavate tegurite kohta eraldi mudeli. Kuna kasutatakse balansseeritud paneelandmestikku, kus vaadeldakse korruga vastavalt mudelile viite või kuute riiki, siis tuleb teha valik mudeli kasutamise osas. Kuna ühendatud vähimruutude mudelit (*pooled Ordinary Least Squares*) kasutatakse paneelandmete puhul juhul, kui iga ajaperioodi puhul kaasatakse valimisse erinevaid objekte, siis tuleb valik teha kas fikseeritud või juhusliku efektiga mudeli vahel (Semykina, Wooldridge 2010). Selleks viis autor ökonomeetriaprogrammis Gretl läbi Hausmani testi. Hausmani testi puhul vaadeldakse, kas üldistatud vähimruutude hinnangud GLS (*General Least Squares*) on mõjusad. Nullhüpoteesiks on, et GLS hinnangud on mõjusad ning võib kasutada juhusliku efektiga mudelit, sisukaks hüpoteesiks on, et GLS hinnangud ei ole mõjusad, kasutada tuleks fikseeritud efektiga mudelit. Test viiakse Gretl-s juhusliku efektiga mudeli koostamisel läbi automaatselt. Esialgsed juhusliku efektiga mudelite tulemused Hausmani testi jaoks on vastavalt leitavad lisas 3, 5, 7 ja 9.

Tabel 1. Esialgsete mudelite 1, 2, 3 ja 4 tulemused

	Mudelid			
	Tippspetsialistid	Ametnikud	Müügi- ja teenindustöötajad	Lihttöölised
SKP elaniku kohta	$-2,03344 \times 10^{-7}$ (0,8500)	$-3,53045 \times 10^{-7}$ (0,7748)	$-6,53646 \times 10^{-7}$ (0,6734)	$-9,22177 \times 10^{-7}$ (0,5414)
Meeste töajõud	$-6,63013 \times 10^{-6}$ (0,9065)	-0,000133472 (0,0784)	$-5,63974 \times 10^{-5}$ (0,4288)	$6,61907 \times 10^{-6}$ (0,9690)
Naiste töajõud	$-1,0886 \times 10^{-6}$ (0,9818)	-472334×10^{-5} (0,1208)	$5,06693 \times 10^{-5}$ (0,3521)	-0,000123110 (0,5393)
Kogu töajõud	$2,69130 \times 10^{-7}$ (0,9471)	$6,71267 \times 10^{-6}$ (0,0671)	$-2,73207 \times 10^{-7}$ (0,9517)	$1,12046 \times 10^{-5}$ (0,4963)
Meeste tundide arv	-0,0172390 (0,0537)	-0,00348016 (0,5731)	-0,0247570 (0,0102)	0,00101245 (0,7835)
Naiste tundide arv	0,00328365 (0,6836)	0,00467858 (0,3979)	0,0156635 (0,1354)	$-5,73514 \times 10^{-5}$ (0,9900)
Naised juhtpositsioonil	0,204670 (0,1438)	-0,101225 (0,5147)	-0,449040 (0,0441)	0,0919079 (0,6723)
Mehed keskharidus	0,834031 (0,1713)	-0,157600 (0,7737)	0,575016 (0,5912)	-0,394430 (0,5153)
Naiste keskharidus	-0,416662 (0,5994)	0,212288 (0,7654)	1,02133 (0,2722)	0,251042 (0,7573)
Meeste kõrgharidus	1,70914 (0,0165)	0,671985 (0,3677)	0,814553 (0,5172)	-0,0435611 (0,9593)
Naiste kõrgharidus	-1,21117 (0,0784)	-0,430804 (0,5271)	0,0342487 (0,9705)	-0,249600 (0,7322)
Determinatsioonikordaja	0,063008	0,727083	0,00136076	0,512107
Statistiline olulisus	0,0048789	0,00156902	$9,15484 \times 10^{-7}$	0,147663
Hausmani testi p-väärtus	0,921991	0,96798	0,549548	0,789078

Allikas: Autori koostatud kasutades ökonomeetriaprogrammi Gretl

Märkused:

1. Sulgude ees olev arv on mudeli parameetri kordaja väärtus ning sulgudes on selle parameetri statistiline olulisus.
2. Juhusliku efektiga mudelite täielikud tulemused on leitavad lisadest 3, 5, 7 ja 9.

Tabelis 1 on näha väljavõtet Hausmani testi tulemustest. Usaldusnivool 95% tuleb kõikide mudelite puhul vastu võtta nullhüpotees: GLS hinnangud on mõjusad ning kasutada tuleks juhusliku efektiga mudelit.

3.1.1. Tippspetsialistide mudeli analüüs

Waldi test heteroskedastiivsuse kontrollimisel näitas, et esialgses tippspetsialistide mudelis esineb heteroskedastiivsus ($p=0,005$). Selle eemaldamiseks kasutab autor kohandatud standardvigu (Arellano), mille puhul heteroskedastiivsust ei eemaldata, aga sellega arvestatakse.

Kohandatud standardvigadega juhusliku efektiga mudelis on terve hulk regressoreid, mis ei ole statistiliselt olulised. Waldi testi tulemusena heteroskedastiivsust ei esine, Doornik-Hanseni testi tulemusena jäägid ei allu normaaljaotusele ning Wooldridge testi tulemusena autokorrelatsiooni ei esine. Autor korrastas mudelit, eemaldades ükshaaval suurima olulisuse tõenäosusega statistiliselt mitteolulised regressorid. Lõpliku tippspetsialistide mudeli (lisa 4) matemaatiline kuju on järgmine:

$$Y_{mudel\ 1} = 0,273 - 3,462 \times 10^{-6}X_2 - 0,014X_5 + 0,246X_7 + 0,565X_8 + 1,476X_{10} - 1,294X_{11} + \omega_{it} \quad (4)$$

kus

$Y_{mudel\ 1}$ - sooline palgalõhe ametipositsioonil tippspetsialistid

X_2 - meeste töäjõud

X_5 - meeste tundide arv

X_7 - naised juhtpositsioonil

X_8 - mehed keskharidus

X_{10} - mehed kõrgharidus

X_{11} - naised kõrgharidus

Lõpliku kohandatud standardvigadega juhusliku efektiga mudeli regressorid on kõik statistiliselt olulised: meeste töäjõud, naised juhtpositsioonil, mehed keskharidus, mehed kõrgharidus ja naised kõrgharidus on statistiliselt olulised nivool 95% ning meeste tundide arv on statistiliselt oluline nivool 90%. Waldi testi tulemusena esineb heteroskedastiivsus ($p=0$), Doornik-Hanseni testi tulemusena jäägid ei allu normaaljaotusele ($p=0,0007$), Wooldridge testi tulemusena autokorrelatsiooni ei esine. Mudeli üldine determinatsioonikordaja väärtus on 0,681 ehk antud mudel suudab ametipositsiooni tippspetsialistid soolist palgalõhet selgitada 68,1% ulatuses.

Lõpliku mudeli puhul avaldab soolisele palgalõhele kõige suuremat mõju tunnus „meeste kõrgharidus“ – üheprotsendiline muutus tunnuses suurendab soolist palgalõhet ametipositsioonil tippspetsialistid 1,476 protsenti. Kõige väiksem mõju soolisele palgalõhele on tunnusel „meeste töäjõud“: üheprotsendiline muutus selles tunnuses vähendab soolist palgalõhet $3,462 \times 10^{-6}$ protsenti. Selle tunnuse märki võib pidada ebaloogiliseks antud bakalaureusetöö raames, kuid kuna muudatus on niivõrd väike, siis ei avalda see märkimisväärset mõju soolisele palgalõhele

tippspetsialistide seas. Mõnevõrra üllatav on tunnus „naised juhtpositsioonil“: kui tunnus muutub 1 protsendi võrra, suureneb sooline palgalõhe 0,246 protsenti. See on aga võimalik selgitada 2003. aasta Albrecht *et al.* uurimuses välja toodud „klaaslae“ efekti läbi – palgalõhe on suurem palga ülemises jaotuses ning raskendab seetõttu naistel oma töö eest rohkem palka saada.

3.1.2. Ametnike mudeli analüüs

Waldi test heteroskedastiivsuse kontrollimisel näitas, et esialgses mudelis esineb heteroskedastiivsus ($p=0,002$). Selle eemaldamiseks kasutab autor kohandatud standardvigu (Arellano).

Kohandatud standardvigadega juhusliku efektiga mudelis on terve hulk regressoreid, mis ei ole statistiliselt olulised. Waldi testi tulemusena heteroskedastiivsust ei esine, Doornik-Hanseni testi tulemusena jäägid alluvad normaaljaotusele ning Wooldridge testi tulemusena esineb autokorrelatsioon. Autor korrastas mudelit, eemaldades ükshaaval suurima olulisuse tõenäosusega statistiliselt mitteolulised regressorid. Lõpliku ametnike mudeli (lisa 6) matemaatiline kuju on järgmine:

$$Y_{mudel\ 2} = 0,144 - 0,0001X_2 - 4,713 \times 10^{-5}X_3 + 6,948 \times 10^{-6}X_4 - 0,128X_7 + 0,977X_{10} - 0,737X_{11} + \omega_{it} \quad (5)$$

kus

$Y_{mudel\ 2}$ - sooline palgalõhe ametipositsioonil ametnikud

X_2 - meeste töäjõud

X_3 - naiste töäjõud

X_4 - kogu töäjõud

X_7 - naised juhtpositsioonil

X_{10} - mehed kõrgharidus

X_{11} - naised kõrgharidus

Lõpliku kohandatud standardvigadega juhusliku efektiga mudeli regressorid on kõik statistiliselt olulised: mehed kõrgharidus ja naised kõrgharidus on statistiliselt olulised nivool 99% ning meeste töäjõud, naiste töäjõud, kogu töäjõud ja naised juhtpositsioonil on statistiliselt olulised nivool 95%. Waldi testi tulemusena esineb heteroskedastiivsus ($p=0$), Doornik-Hanseni testi tulemusena jääkliikmed ei allu normaaljaotusele ($p=0,036$) Wooldridge testi tulemusena autokorrelatsiooni ei

esine ($p=0,120$). Mudeli üldine determinatsioonikordaja väärtus on 0,709 ehk antud mudel suudab ametipositsiooni ametnikud soolist palgalõhet selgitada 70,9% ulatuses.

Lõpliku mudeli puhul avaldab soolisele palgalõhele kõige suuremat mõju tunnus „meeste kõrgharidus“: üheprotsendiline muutus tunnuses suurendab soolist palgalõhet 0,977 protsenti. Kõige väiksem mõju soolisele palgalõhele on tunnusel „kogu tööjõud“: üheprotsendiline muutus tunnuses suurendab soolist palgalõhet $6,948 \times 10^{-6}$ protsenti. Mudelis võib eraldi välja tuua ka tunnuse „meeste tööjõud“ mõju soolisele palgalõhele ametipositsioonil ametnikud: tunnuse üheprotsendilise muutuse korral väheneb sooline palgalõhe 0,0001 protsenti. Sarnaselt tippspetsialistide mudelile on selle tunnuse „meeste tööjõud“ mõju palgalõhele väga väike. Tunnuste „naised juhtpositsioonil“ ning „naised kõrgharidus“ kordajad on negatiivsed, mis tähendavad, et üheprotsendiline muutus nendes tunnustes vähendab soolist palgalõhet – „naised juhtpositsioonil“ 0,128 protsenti ning „naused kõrgharidus“ 0,737 protsenti.

3.1.3. Teenindus- ja müügitöötajate mudeli analüüs

Waldi test heteroskedastiivsuse kontrollimisel näitas, et esialgses teenindus- ja müügitöötajate esineb heteroskedastiivsus ($p=9,15484 \times 10^{-7}$). Selle eemaldamiseks kasutab autor kohandatud standardvigu (Arellano).

Kohandatud standardvigadega juhusliku efektiga mudelis on terve hulk regressoreid, mis ei ole statistiliselt olulised. Waldi testi tulemusena esineb heteroskedastiivsus, Doornik-Hanseni testi tulemusena jäägid alluvad normaaljaotusele, Wooldridge testi tulemusena esineb autokorrelatsioon. Autor korrastas mudelit, eemaldades üksikshaaval suurima olulisuse tõenäosusega statistiliselt mitteolulised regressorid. Lõpliku teenindus- ja müügitöötajate mudeli (lisa 8) matemaatiline kuju on järgmine:

$$Y_{mudel\ 3} = 0,148 - 5,923 \times 10^{-5}X_2 + 5,870 \times 10^{-5}X_3 - 0,026X_5 + 0,015X_6 + 1,100X_9 \quad (6) \\ + \omega_{it}$$

kus

$Y_{mudel\ 3}$ - sooline palgalõhe ametipositsioonil teenindus- ja müügitöötajad

X_2 - meeste tööjõud

X_3 - naiste tööjõud

X_5 - meeste tundide arv

X_6 – naiste tundide arv

X_9 – naised keskharidus

Lõpliku kohandatud standardvigadega juhusliku efektiga mudeli regressorid on kõik statistiliselt olulised: meeste tundide arv, naiste tundide arv ja naised keskharidus on statistiliselt olulised nivool 99% ning meeste tööjõud ja naiste tööjõud on statistiliselt olulised nivool 95%. Waldi testi tulemusena esineb jätkuvalt heteroskedastiivsus ($p=0$), Doornik-Hanseni testi tulemusena jääkliikmed ei allu normaaljaotusele ($p=3,784 \times 10^{-16}$), Wooldridge testi tulemusena esineb autokorrelatsioon ($p=0,0002$). Mudeli üldine determinatsioonikordaja väärtus on 0,029 ehk antud mudel suudab ametipositsiooni teenindus- ja müügitöötajad soolist palgalõhet selgitada vaid 2,9% ulatuses.

Kuna mudeli headuse parameetreid (heteroskedastiivsus, jääkliikmete allumine normaaljaotusele, autokorrelatsioon) ei õnnestunud parandada, siis kahjuks ei ole võimalik koostada mudelit, mida võiksime aktsepteerida selgitamaks soolist palgalõhet teenindus- ja müügitöötajate ametipositsioonil. Autokorrelatsiooni eemaldamise võimalikkus oleks andnud võimaluse mudeli vastu võtmiseks, aga kahjuks erinevad mudeli parandamise võimalused lõplikku tulemust ei muutnud.

3.1.4. Lihttöoliste mudeli analüüs

Waldi test heteroskedastiivsuse kontrollimisel näitas, et esialgses lihttöoliste mudelis ei esine heteroskedastiivsust ($p=0,148$). Kuna eemaldades ükshaaval suurima olulisuse tõenäosusega statistiliselt mitteolulisi regressoreid tekib probleem heteroskedastiivsuse esinemisega, siis otsustas autor mudel 4 puhul samuti kasutada kohandatud standardvigu (Arellano).

Kohandatud standardvigadega juhusliku efektiga mudelis on kõik regressorid statistiliselt mitteolulised. Waldi testi tulemusena heteroskedastiivsust ei esine, Doornik-Hanseni testi tulemusena jäägid alluvad normaaljaotusele, Wooldridge testi tulemusena autokorrelatsiooni ei esine. Autor korrastas mudelit, eemaldades ükshaaval suurima olulisuse tõenäosusega statistiliselt mitteolulised regressorid. Lõpliku lihttöoliste mudeli (lisa 10) matemaatiline kuju on järgmine:

$$Y_{mudel\ 4} = 0,220 - 1,719 \times 10^{-6}X_1 + 2,834 \times 10^{-5}X_2 - 0,590X_8 + 0,681X_9 + \omega_{it} \quad (7)$$

kus

$Y_{mudel\ 4}$ - sooline palgalõhe ametipositsioonil lihttöölised

X_1 – SKP elaniku kohta

X_2 – meeste töäjõud

X_8 – mehed keskharidus

X_9 – naised keskharidus

Lõpliku kohandatud standardvigadega juhusliku efektiga mudeli regressorid on kõik statistiliselt olulised nivool 99%. Waldi testi tulemusena esineb heteroskedastiivsus ($p=1,030 \times 10^{-30}$), Doornik-Hanseni testi tulemusena jäägid alluvad normaaljaotusele ($p=0,896$), Wooldridge testi tulemusena autokorrelatsiooni ei esine ($p=0,089$). Mudeli üldine determinatsioonikordaja väärtus on 0,771 ehk antud mudel suudab ametipositsiooni lihttöölised soolist palgalõhet selgitada 77,1% ulatuses.

Lõplikus mudelis avaldab soolisele palgalõhele kõige suuremat mõju tunnus „naiste keskharidus“: üheprotsendiline muutus tunnuses suurendab soolist palgalõhet 0,681 protsenti. Kõige väiksem mõju soolisele palgalõhele on tunnusel „meeste töäjõud“: üheprotsendiline muutus tunnuses suurendab soolist palgalõhet $2,83 \times 10^{-5}$ protsenti.

3.2. Järeldused analüüsist

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks oli hinnata soolise palgalõhe ja seda mõjutavate tegurite vahelist seost naissoost töötajate ülekaaluga ametikohtadel. Antud alapeatükis teeb autor järeldused, seostades tehtud analüüsi ning üle vaadatud varasemate uurimustega ning annab soovitusi edaspidisteks uurimusteks antud teema kohta.

Mitte ükski lõplik mudel ei suuda ära selgitada soolist palgalõhet antud ametikohal täielikult. See kinnitab varasemaid uurimusi, milles on vaadeldud selgitatud ja selgitamata palgalõhe teemat. Grybaitė (2006) tõi selgelt välja, et inimkapitali tegurid, nagu näiteks haridus suudavad selgitada vaid piiratud osa palgalõhest. Seda tõestab ka antud regressioonanalüüs: kolm mudelit neljast suutsid soolist palgalõhet selgitada 70% ringis. Nende tulemuste tõttu peab ka Anspali (2015) väide selgitatava palgalõhe suuruse kohta paika.

Kuigi haridus on vaid üks tegur selgitamaks soolist palgalõhet (Nikolka 2013) on ta väga tähtis tegur – kõikides lõplikes mudelites oli naiste või meeste kesk- või kõrgharidus esindatud. Kõik need tegurid olid mudelites esindatud kahel korral: mehed keskharidus tippspetsialistide ja lihttöölise mudelis ning lihttöölised, mehed kõrgharidus mudelites ja naised kõrgharidus tippspetsialistide ja ametnike mudelites.

Naiste juhtpositsiooni esinemise tippspetsialistide ja ametnike kohta võib paralleelsele tömmata Seh (2021) uurimusega, milles ta leidis, naised on juhtivatel positsioonidel liialt vähe. Kuna neljast ametist on just need kaks kõrgemalt tasustatud kui teised kaks (müügi- ja teenindustöötajad ning lihttöölised), siis selgitab see konkreetselt vajadust naiste esindamist juhtivamatel positsioonidel tunnuseks selgitamaks soolist palgalõhet.

Teenindus- ja müügitöötajate puhul seoses mudeli headuse parameetrite kontrolliga ei saa lõplikku mudelit soolise palgalõhe selgitamiseks ametikohal koostada. See võib tähendada, et mudeli kuju on vale või on jäänud mudelist välja mõni oluline tunnus. Kuna tegemist on lisaks ka laia valdkonda enda alla hõlmava ametikohaga, siis võib vastavalt teoreetilisele kirjandusele (Anspal 2015) pidada neid mudeli mitteõnnestumise põhjusteks. Seetõttu soovitaks autor antud ametipositsiooni edaspidi rohkem uurida, et välja selgitada lõplik sobiv mudel selle tunnuse soolise palgalõhe selgitamiseks. Kuna ametipositsiooni on ISCO-08 süsteemi järgi võetud kui väga laia, tasuks kindlasti sisse vaadata ametipositsiooni spetsiifilisematesse osadesse

Töös esitatud hüpoteesi, et soolise palgalõhe tegurid naissoost ülekaaluga ametipositsioonidel ei erine laialtlevinud soolise palgalõhe teguritest võib vastu võtta – tunnused ei erine. Lõplikud mudelid näitavad, et statistiliselt olulised tunnused mõjutavad ametipositsioonidel esinevat soolist palgalõhet vähe ning tippspetsialistide, ametnike ja lihttöölise mudelite puhul suudetakse sooline palgalõhe ära selgitada ligikaudu 70% ulatuses, kusjuures soolist palgalõhet mõjutavate tegurite seas on nii vaid naistest kui meestest sõltuvaid tunnuseid.

Autor leiab, et tulevikus võiks soolise palgalõhe uurimused naissoost töötajate ülekaaluga ametipositsioonidel keskenduda rohkem riigisisestele andmetele: lisaks rohkem kättesaadavamatele andmetele saaks kaasata mudelitesse rohkem tunnuseid – näiteks emaduspuhkuselt tagasitulnud naiste osakaalu, osakoormusega töötavate inimeste infot, ametipositsioonil töötavate inimeste vanust jne. Tunnuste lisamise tulemusel võiks mudelite

selgitusvõime paraneda ning anda paremat ülevaadet sellest, mis mõjutab soolist palgalõhet, vähendades samaaegselt võimalikku selgitamata palgalõhe osakaalu.

KOKKUVÕTE

Sooline palgalõhe on olnud ja on ka tulevikus tuline teema. See ei ole mõne kindla valdkonna, riigi või piirkonna probleem vaid esineb pea kõikvõimalikes tegevusalades. Andmed ei valeta: isegi, kui poliitika riikides või liitudes üritab vähendada probleemi tekkepõhjuseid ning likvideerida selle võimalikkust tulevikus on ta siiski väga tugevalt kanda kinnitanud ning sellest vabanemine ei ole üldsegi mitte nii lihtne.

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks on hinnata naissoost töötajate ülekaaluga ametipositsioonides esinevat soolist palgalõhet ning seda selgitavate tunnuste mõju. Kuna varasemad uurimused on andnud ülevaate üldisest tööjõust või tööstusharudest, siis soovis autor soolist palgalõhet uurides bakalaureusetöös keskenduda naiste domineeritud ametipositsioonidele.

Valimisse kuulub kuus OECD riiki: Ameerika Ühendriigid, Kreeka, Lõuna-Korea, Norra, Slovakkia ja Tšehhi. Kitsendatud valimi põhjuseks oli suuresti täielike andmete nappus. Vaatlusperioodiks on 2011-2019 – perioodi ei ole mõjutatud 2000. aastate esimese kümnendi majanduslangusest ega ka teise kümnendi lõpus tervet maakera piirama hakanud koroonapandeemia. Valim on aga väga mitmekesine: esindatud on erinevate piirkondade, kultuuride ja iseloomudega riigid. Andmed pärinevad ILOSTAT ja OECD andmebaasidest.

Lähtuvalt andmestikust on vaadeldaval ajaperioodil sooline palgalõhe püsinud pigem stabiilsena, varieerudes riikide või aastate lõikes suhteliselt vähe. Naised nendel positsioonidel, kus nad on ülekaalus, keskmisest rohkem palka ei saa – sooline palgalõhe siiski nendel ametikohtadel esineb ning negatiivse suunaga naiste suhtes.

Autor püstitas neli uurimisküsimust, millele leiti vastused nii teoreetilisest käsitlusest kui ka analüüsiks kogutud andmestikust. Lisaks püstitas autor hüpoteesi: sooline palgalõhe tegurid naissoost ülekaaluga ametipositsioonidel ei erine laialtlevinud soolise palgalõhe teguritest.

Esialgete andmete kohaselt on naiste ülekaal neljal erineval ametipositsioonil: tippspetsialistid, ametnikud, müügi- ja teenindustöötajad, lihttöölised, mille iga kohta koostati eraldi

regressioonianalüüs. Regressioonianalüüsis on sõltuvaks muutujaks sooline palgalõhe ning sõltumatuteks muutujateks SKP elaniku kohta, meeste ja naiste tööjõud ametipositsioonil, kogu tööjõud, meeste ja naiste keskmine nädalane tundide arv ametipositsioonil, naiste osakaal juhtpositsioonidel, keskharitud meeste ja naiste osakaal, kõrgharitud meeste ja naiste osakaal. Fikseeritud ja juhusliku efekti mudeli valik tehti kindlaks Hausmani testi tulemusega: kõikide ametikohtade puhul tuleb kasutada juhusliku efektiga mudelit. Kõikide mudelite korral tuli heteroskedastiivsusega arvestamiseks kasutada kohandatud standardvigu. Seejärel korrastati mudelid, eemaldades ükshaaval statistiliselt mitteolulised tunnused kuni alles jäid vaid statistiliselt olulised tunnused.

Tippspetsialistide mudeli puhul jäi alles 6 statistiliselt olulist tunnust: meeste tööjõud, meeste tundide arv, naised juhtpositsioonil, mehed keskharidus, mehed kõrgharidus, naised kõrgharidus. Mudeli kirjeldusvõime 68,1%. Ametnike mudeli puhul jäi alles 6 statistiliselt olulist tunnust: meeste tööjõud, naiste tööjõud, kogu tööjõud, naised juhtpositsioonil, mehed kõrgharidus, naised kõrgharidus. Mudeli kirjeldusvõime 70,9%. Lihttöölise mudeli puhul jäi alles 4 statistiliselt olulist tunnust: SKP elaniku kohta, meeste tööjõud, mehed keskharidus ja naised keskharidus. Mudeli kirjeldusvõime 77,1%.

Teenindus- ja müügitöötajate mudeli puhul jäi alles 5 statistiliselt olulist tunnust: meeste tööjõud, naiste tööjõud, meeste tundide arv, naiste tundide arv, naised keskharidus. Mudeli kirjeldusvõime 2,9%. Sellest hoolimata esines mudelis autokorrelatsioon, mida ei olnud võimalik eemaldada. Seetõttu seda mudelit ei saa lõplikul kujul vastu võtta ning soolist palgalõhet antud ametikoha kohta mudelisse valitud tunnused sellisel kujul ei selgita.

Töös püstitatud hüpoteesi saab vastu võtta: soolise palgalõhe tegurid naissoost töötajate ülekaaluga ametipositsioonidel ei erine laialtlevinud palgalõhe teguritest. Saadud mudelid kinnitavad, et soolist palgalõhet mõjutavad tegurid nii meeste kui naiste osas ning erisusi selles osas välja tuua ei saa.

Autor leiab, et soolist palgalõhet naissoost töötajate ülekaaluga ametikohtadel võiks edaspidi käsitleda riigiti eraldi, et saaks kaasata rohkem tegureid ning et mudelite selgitusvõime paraneks. Selle kõige tulemusena oleks võimalik ehk ümber lükata nii mõnegi varasema uurimuse järeldus selle kohta, kui palju on võimalik soolisest palgalõhest ära selgitada.

SUMMARY

GENDER WAGE GAP IN OCCUPATIONS WITH THE PREDOMINANCE OF FEMALE WORKERS FOLLOWING THE EXAMPLE OF SELECTED OECD COUNTRIES

Maarja Rang

The gender wage gap has been and will continue to be a hot topic. This is not a problem in a specific area, country or region, but occurs in almost all areas of activity. The data does not lie: even if politics in countries or alliances try to reduce the root causes of the problem and eliminate its possibility in the future, gender wage gap problems are still very strong and it is not so easy to get rid of it.

The aim of this bachelor's thesis is to evaluate the gender wage gap in female-dominated positions and the impact of the characteristics that explain it. As previous research has provided an overview of the general workforce or industries, the author wanted to focus on the female-dominated positions in the bachelor's thesis when studying the gender wage gap.

The bachelor's thesis is divided into three major chapters. In the first chapter, the author focuses on a review of the theoretical literature - the causes of the gender wage gap and its research in the scientific literature. The second chapter describes the research methodology and the data used. In the third chapter, the analysis with gathered data is performed, and at the end of the chapter, conclusions and suggestions are made in accordance with the set goals and the analysis.

The sample includes six OECD countries: the United States of America, Greece, the Republic of Korea, Norway, Slovak Republic and the Czech Republic. The reason for the narrow sample was largely due to the lack of complete data. The reference period is 2011-2019 - the period has not been affected by the recession of the first decade of the 2000s, nor by the COVID-19 pandemic that began to surround the entire globe at the end of the second decade. However, the sample is

very diverse: countries with different regions, cultures and characteristics are represented. The data originates from ILOSTAT and OECD databases.

According to the data, the gender wage gap has remained rather stable over the period under review, varying relatively little across countries or years. Women do not earn more than average in positions where they predominate - however, there is a gender wage gap in these positions and a negative trend for women.

The author posed four research questions:

- Which positions are dominated by female employees?
- Do women earn more on average in these positions than male in the same positions?
- Has gender wage gap improved or remained stable over the period of observation?
- What factors influence the gender wage gap in the occupations where there is predominance of female workers?

The answers to aforementioned research questions were found both in the theoretical approach and in the data collected for analysis. In addition, the author hypothesized that the gender wage gap factors in female-dominated occupations do not differ from widespread gender wage gap factors

According to preliminary data, women predominate in four different occupations: professionals, clerical support workers, service and sales workers, and elementary occupations. A regression analysis was performed of each occupation separately. The dependent variable in the regression analysis was gender wage gap and the independent variables were GDP per capita, male and female labour force in the specific occupation, total labour force, mean weekly hours actually worked per employed male or female, share of women in management positions, share of men and women with secondary education, share of men and women with tertiary education. The choice between fixed and random effect model was determined by the result of the Hausman test: a random effect model must be used for all positions. For all models, robust standard errors had to be used to account for heteroskedasticity. The models were then rearranged, removing statistically insignificant features one by one until only statistically significant features remained.

In the case of professionals model, only 6 statistically significant characteristics remained: male labor force, mean weekly hours actually worked per employed male, women in leadership

positions, share of men with secondary education, share of men with tertiary education and share of women with tertiary education, Model description rate is 68.1%. In the case of clerical support workers model, 6 statistically significant characteristics remained: male labour force, female labour force, total labour force, women in leading positions, share of men with tertiary education and share of women with tertiary education. Model description rate is 70.9%. In the case of elementary occupations model, 4 statistically significant characteristics remained: GDP per capita, male labour force, share of men with secondary education and share of women with secondary education. Model description rate is 77.1%.

In the case of service and sales workers model, 5 statistically significant characteristics remained: male labour force, female labour force, mean weekly hours actually worked per employed male, mean weekly hours actually worked per employed female, share of women with secondary education. Model description rate is 2.9%. Nevertheless, there was an autocorrelation in the model that could not be removed. Therefore, this model cannot be finalized and the gender wage gap for this position is not explained in this way by the characteristics selected for the model.

The aforementioned hypothesis can be accepted: the factors of the gender wage gap in the predominant positions of female employees do not differ from the factors of the wage gap.

The author considers that the gender wage gap in female-dominated positions could be addressed separately by countries in the future in order to include more factors and to improve the explanatory power of the models. As a result, it would be possible to refute the conclusion of some previous studies on the extent to which the gender wage gap can be explained.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Anspal, S. (2015). Gender wage gap in Estonia: a non-parametric decomposition. *Baltic Journal of Economics*, 15 (1), 1-16.
- Anspal, S., Biin, H., Kallaste, E., Karu, M., Kraut, L. (2009). *Sooline palgalõhe. Teoreetilise ja empiirilise kirjanduse ülevaade*. Sotsiaalministeerium. Kättesaadav: https://www.sm.ee/sites/default/files/content-editors/Ministeerium_kontaktid/Uuringu_ja_analuusid/Sotsiaalvaldkond/1_raport.pdf, 25. oktoober 2021.
- Arulampalam, W., Booth, A. L., Bryan, M. L. (2007). Is There a Glass Ceiling over Europe? Exploring the Gender Pay Gap across the Wage Distribution. *Industrial and Labor Relations Review*, 60 (2), 163-186.
- Barnet-Verzat, C., Wolff, F.-C. (2007). Gender wage gap and the glass ceiling effect: a firm-level investigation. *International Journal of Manpower*, 29 (6).
- Becker, G. S. (1971). The economics of discrimination. *The University of Chicago Press*.
- Blau, F. D., Kahn, L. M., (2017). The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations. *Journal of Economic Literature*. 55 (3), 789-865.
- Branisa, B., Klasen, S., Ziegler, M. (2012). Gender Inequality in Social Institutions and Gendered Development Outcomes. *World Development*, 45, 252-268.
- Chubb, C., Melis, S., Potter, L., Storry, R. (2008). The Global Gender Pay Gap. *ITUC Report, February 2008*. Brussels: International Trade Union Confederation. <https://www.ituc-csi.org/IMG/pdf/gap-1.pdf>, 25. oktoober 2021.
- Clark, T. S., Linzer, D. A. (2014). Should I Use Fixed or Random Effects? *Political Science Research and Methods*. 3 (2), 399-408.
- Discrimination (Employment and Occupation) Convention (C111) 25.06.1958.
- Ester, L.-C. (2020). *Sooline palgalõhe ja selle erinevus haridustasemetel võrdluses*. (Bakalaureusetöö) TalTechi majandusteaduskond, Tallinn.
- Equal pay for work of equal value*. UN Women. Kättesaadav: <https://www.unwomen.org/en/news/in-focus/csw61/equal-pay>, 25. märts 2022.
- Equal Remuneration Convention (C100) 29.06.1951.

- Euroopa Liidu nõukogu 10. veebruari 1975. aasta direktiiv 75/117/EMÜ, mis käsitleb meeste ja naiste võrdse tasustamise põhimõtte kohaldamisega seotud õigusaktide ühtlustamise kohta liikmesriikides, 19.2.1975, art 1.
- Grybaitė, V. (2006). Analysis of Theoretical Approaches To Gender Pay Gap. *Journal of Business Economics and Management*. 7 (2), 85-91.
- Guštšenko, K. (2015). *Sooline palgalõhe Eestis: Oaxaca-Blinderi dekompositsioon*. (Magistritöö) TalTechi majandusteaduskond, Tallinn.
- Helmet, H. (2021). *Ettevõtlusega alustamise takistused Lõuna-Eesti naisettevõtjate näitel*. (Bakalaureusetöö) Tartu Ülikooli majandusteaduskond, Tartu.
- Höbenaël, M. (2020). *Digitaalsete oskuste mõjust palkadele: Euroopa riikide mikrotaseme analüüs kasutades PIAAC andmeid*. (Bakalaureusetöö) TalTechi majandusteaduskond, Tallinn.
- ILO (2022). EES_TEES_SEX_OCU_NB_A Employees by sex and occupation (thousands). ILOSTAT [E-andmebaas]. Kättesaadav: https://www.ilo.org/shinyapps/bulkexplorer55/?lang=en&segment=indicator&id=EES_TEES_SEX_OCU_NB_A, 24. märts 2022.
- ILO (2022). EAR_4MTH_SEX_OCU_CUR_NB_A Mean nominal monthly earnings of employees by sex and occupation. ILOSTAT [E-andmebaas]. Kättesaadav: https://www.ilo.org/shinyapps/bulkexplorer13/?lang=en&segment=indicator&id=EAR_4MTH_SEX_OCU_CUR_NB_A, 24. märts 2022.
- ILO (2022). HOW_TEMP_SEX_OCU_NB_A Mean weekly hours actually worked per employed person by sex and occupation. ILOSTAT [E-andmebaas]. Kättesaadav: https://www.ilo.org/shinyapps/bulkexplorer2/?lang=en&segment=indicator&id=HOW_TEMP_SEX_OCU_NB_A, 24. märts 2022.
- ILO (2022). SDG_T552_NOC_RT_A SDG indicator 5.5.2 - Proportion of women in managerial positions (%). ILOSTAT [E-andmebaas]. Kättesaadav: https://www.ilo.org/shinyapps/bulkexplorer23/?lang=en&segment=indicator&id=SDG_T552_NOC_RT_A, 24. märts 2022.
- Jaba, E., Pärtachi, I., Chistrugă, B., Balan, C. B. (2015). Gender employment gap in EU before and after crisis. *Procedia Economics and Finance*. 20, 326-333.
- Kalda, T. (2014). *Soostereotüüpide roll personali valikul*. (Bakalaureusetöö) Tartu Ülikooli majandusteaduskond, Tartu.
- Kalme, M.-L., (2014). *Sooline palgalõhe ja seda mõjutavad tegurid OECD riikides*. (Bakalaureusetöö) TalTechi majandusteaduskond, Tallinn.
- Kudre, D. (2019). *Töötajate oskuste ja palga vaheliste seoste analüüs Eesti näitel*. (Bakalaureusetöö) Tartu Ülikooli majandusteaduskond, Tartu.

- Kuldkepp, E. (2020). *Soolise palgalõhe modelleerimine masinõppe meetoditega*. (Magistritöö) TalTechi infotehnoloogia teaduskond, Tallinn.
- Kupts, M. (2012). *Meeste ja naiste palgalõhe reservatsioonipalgas Eesti tööturul*. (Bakalaureusetöö) Tartu Ülikooli majandusteaduskond, Tartu.
- Künnapas, K. (2021). *Sooline ja rassiline palgalõhe Ameerika Ühendriikides*. (Bakalaureusetöö) TalTechi majandusteaduskond, Tallinn.
- Langdon, D. L., Klomegah, R. (2013). Gender wage gap and its associated factors: an examination of traditional gender ideology, education and occupation. *International Review of Modern Sociology*. 39 (2).
- Leetberg, K. (2021). *Veebiliidesega simulatsioonivahend töötasu alammäära mõju hindamiseks soolisele palgalõhele ja valitud näitajatele Eestis*. (Magistritöö) TalTechi infotehnoloogia teaduskond, Tallinn.
- Lelle, A. E. (2021). *Palgalõhed avaliks ja erasektoris Eesti näitel*. (Bakalaureusetöö) TalTechi majandusteaduskond, Tallinn.
- Liivoja, K. (2017). *Soolise palgalõhe erinevus ja selle põhjused avalikus sektoris ja erasektoris: Eesti näitel*. (Magistritöö) TalTechi majandusteaduskond, Tallinn.
- Lillemägi, M. (2015). *Etnilise diskrimineerimise mõju varale Eesti näitel*. (Bakalaureusetöö) Tartu Ülikooli majandusteaduskond, Tartu.
- Luks, L. (2018). *Sooline palgalõhe ja selle erinevus tegevusalade lõikes Eesti näitel*. (Bakalaureusetöö) TalTechi majandusteaduskond, Tallinn
- Maitra, P., Neelim, A., Tran, C. (2021). The role of risk and negotiation in explaining the gender wage gap. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 191, 1-27.
- Merilaine, K. (2020). *Karjääriperspektiivid hotelliettevõtjates Tallinna 4* hotellide näitel*. (Bakalaureusetöö) Tartu Ülikooli majandusteaduskond, Tartu.
- Mosakova, E. A., Kizilova, K. (2021). Labor market in the UK in digital era: The gender dimension. *RUDN Journal of Sociology*, 21 (3), 512-519.
- Nessa, H. T., Khan, R. H. (2020) Financial Development, Governance and Income Inequality: a Comparative Analysis Between OECD Countries and Developing Countries. *Journal of Business Administration*, 40 (2), 105-137.
- Nikolka, T. (2013). The Gender Wage Gap in OECD Countries. *CESifo DICE Report*, 11 (1), 69-71.
- O'Dorchai, S. (2008). Pay inequality in 25 European countries. *Working Paper*, No. 08-06.RS, Brussels: DULBEA l'Université Libre de Bruxelles. Kättesaadav: <https://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.600.9556&rep=rep1&type=pdf>, 25. oktoober 2021.

- OECD (2021). Adult education level. OECD Data [E-andmebaas]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/chart/6GA2>, 24. märts 2022.
- OECD (2022). Gross domestic product (GDP). OECD Data [E-andmebaas]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/chart/6Gzv>, 24. märts 2022.
- OECD (2021). Labour force. OECD Data [E-andmebaas]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/chart/6Gzw>, 24. märts 2022.
- Orion, K. (2021). *Oskuste mõju soolisele palgalõhele Eestis*. (Magistritöö) TalTechi majandusteaduskond, Tallinn.
- Pappel, P. (2021). *Soolise palgalõhe seos SKP-ga sektorite lõikes*. (Bakalaureusetöö) TalTechi majandusteaduskond, Tallinn.
- Polachek, S. W. (2004). How the Human Capital Model Explains Why the Gender Wage Gap Narrowed. *IZA Discussion Paper*, 1102. Kättesaadav: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/20337/1/dp1102.pdf>, 25. oktoober 2021.
- Rahvusvaheline Tööorganisatsioon. Sotsiaalministeerium. Kättesaadav: <https://www.sm.ee/et/rahvusvaheline-tooorganisatsioon>, 25. oktoober 2021.
- Raiste, M. (2012). *Madala haridustasemega tööjõu olukord Eestis*. (Bakalaureusetöö) Tartu Ülikooli majandusteaduskond, Tartu.
- Rull, O. (2014). *Eesti- ja venekeelsete palgalõhe reservatsioonipalgas Eesti tööturul*. (Bakalaureusetöö) Tartu Ülikooli majandusteaduskonnas, Tartu.
- Sadu, M. (2017). *Tööga rahulolu selgitavate tegurite analüüs põhi- ja vähemusrahvuse gruppide võrdluses*. (Bakalaureusetöö) Tartu Ülikooli majandusteaduskond, Tartu.
- Sagar, M. (2019). *Sooline palgalõhe Eesti näitel*. (Bakalaureusetöö) TalTechi majandusteaduskond, Tallinn.
- Seh, Y. K. (2021). Determining critical factors of gender inequality: Evidence from 34 OECD and non-OECD countries. *World Development Perspectives*, 21.
- Semykina, A., Wooldridge, J. M. (2010). Estimating panel data models in the presence of endogeneity and selection. *Journal of Economics*, 157 (2), 375-380.
- Seppel, M. (2018). *Perepoliitika meetmete mõju soolisele palgalõhele Eesti näitel*. (Bakalaureusetöö) TalTechi majandusteaduskond, Tallinn.
- Sooline palgalõhe Eestis. Artiklite kogumik. (2011). *Sotsiaalministeeriumi toimetised*, 2/2011. Kättesaadav: https://www.sm.ee/sites/default/files/content-editors/Ministeerium_kontaktid/Valjaanded/toimetised_20112.pdf, 25. oktoober 2021.
- Treialt, S. L. (2021). *Naised STEM aladel, karjäärivalik ning palgalõhe Balti riikide näitel*. (Bakalaureusetöö) TalTechi majandusteaduskond, Tallinn.

LISAD

Lisa 1. Naiste ja meeste protsentuaalne osakaal ISCO-08 tegevusala koodi järgi

	Ametiala nimetus	Mehed	Naised
01	Sõjaväe ohvitserid	90,05	9,95
02	Sõjaväe allohvitserid	93,14	6,86
03	Sõjaväe reakoosseis	94,51	5,49
11	Seadusandjad, kõrgemad ametnikud ja tippjuhid	71,64	28,36
12	Äriteenindus- ja haldusjuhid	65,19	34,81
13	Põhitegevuse ja valdkondade juhid	68,93	31,07
14	Külalismajanduse, kaubandus- jm teenuste juhid	54,21	45,79
21	Loodus- ja tehnikateaduste tippspetsialistid	72,38	27,62
22	Tervishoiu tippspetsialistid	30,79	69,21
23	Pedagoogika tippspetsialistid	32,49	67,51
24	Äri ja halduse tippspetsialistid	48,90	51,10
25	IKT tippspetsialistid	79,54	20,46
26	Õigus-, sotsiaal- ja kultuurivaldkonna tippspetsialistid	47	53
31	Loodus- ja tehnikateaduste keskastme spetsialistid	83,78	16,22
32	Tervishoiu keskastme spetsialistid	24,40	75,60
33	Äri ja haldusekeskastme spetsialistid	48,19	51,81
34	Õigus-, sotsiaal-, kultuuri- jms valdkonna keskastme spetsialistid	47,54	52,46
35	Infotehnoloogia ja telekommunikatsiooni tehnikud	81,13	18,87
41	Kontoritöötajad	29,38	70,62
42	Klienditeenindajad	34,26	65,74
43	Arvepidamise ja materjaliarvestuse kontoritöötajad	48,97	51,03
44	Muud kontoritöötajad ja klienditeenindajad	39,29	60,71
51	Isikuteenindajad	43,83	56,17
52	Müügitöötajad	48,50	51,50
53	Isikuhooldustöötajad	12,09	87,91
54	Pääste-, politsei- ja turvatöötajad	83,77	16,23
61	Põllumajanduse oskustöölised	62,19	37,81
62	Metsanduse, kalanduse ja jahinduse oskustöölised	80,56	19,44
63	Oma tarbeks põllumajanduse, kalapüügi, jahi ning metsasaaduste korjamisega tegelejad	54,15	45,85
71	Ehitustöölised, v.a elektrikud	96,79	3,21
72	Metallitöötluste, masinaehituse jms oskustöölised	96,36	3,64
73	Käsitöömeistrid, täppinstrumentide valmistajad ja trükitöölised	59,16	40,84

Lisa 1 järg

	Ametiala nimetus	Mehed	Naised
74	Elektri- ja elektroonikavaldkonna töölised	91,48	8,52
75	Toiduaine-, puidu- ning rõivatööstuse jms oskus- ja käsitöölised	48,78	51,22
81	Seadme- ja masinaoperaatorid	67,50	32,50
91	Puhastustöölised ja abilised	25,90	74,10
92	Põllumajanduse, metsanduse ja kalanduse lihttöölised	61,87	38,13
93	Mäetööstuse, ehituse, töötleva tööstuse ja veonduse lihttöölised	82,93	17,07
94	Toitlustuse abitöölised	39,78	60,22
95	Tänaval jms kohtades teenuse osutajad	57,15	42,85
96	Jäätmekäitluse jm lihttöölised	60,80	39,20

Allikas: ILO (2020), autori koostatud andmete põhjal

Lisa 2. Sooline palgalõhe naiste ülekaaluga ametikohtadel valitud OECD riikides perioodil 2011-2019

Riik	Ametikoht	Aastad											
		2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019			
Kreeka	2. Tippspetsialistid	11,94	11,89	13,29	15,70	10,55	12,10	13,52	14,22	15,95			
	4. Ametnikud	9,41	11,09	10,20	11,76	10,68	8,72	7,65	8,63	6,94			
	9. Lihttöölised	21,34	20,22	25,00	13,86	20,52	17,88	17,99	17,75	15,83			
Lõuna-Korea	4. Ametnikud	37,17	36,61	37,04	36,80	36,63	35,94	34,83	33,33	32,63			
	5. Teenindus- ja müügitöötajad	42,03	39,26	40,52	44,44	45,37	45,29	44,35	44,44	41,67			
	9. Lihttöölised	26,47	24,57	25,49	25,96	24,77	23,23	25,96	24,35	23,94			
Norra	2. Tippspetsialistid	16,28	15,76	15,97	15,70	15,49	18,51	18,10	18,18	17,71			
	4. Ametnikud	2,14	2,06	2,00	2,75	2,96	3,39	3,31	3,04	3,07			
	5. Teenindus- ja müügitöötajad	11,15	11,04	11,57	11,27	11,83	3,80	3,71	4,04	3,99			
	9. Lihttöölised	4,88	5,07	6,13	5,41	5,28	6,73	7,07	7,49	7,37			
Slovakkia	2. Tippspetsialistid	25,64	29,48	28,22	28,92	27,91	27,17	26,40	27,09	24,87			
	4. Ametnikud	20,69	14,69	12,88	13,27	13,12	13,03	13,03	13,77	11,45			
	5. Teenindus- ja müügitöötajad	33,42	29,84	27,14	28,32	28,37	27,34	27,74	25,98	25,50			
	9. Lihttöölised	23,06	25,93	23,52	24,21	23,61	22,74	22,78	22,85	20,38			
Tsehhi	2. Tippspetsialistid	27,98	28,14	27,57	27,74	27,90	26,98	27,09	25,78	24,46			
	4. Ametnikud	17,38	18,12	18,25	18,79	18,74	18,93	18,83	18,98	15,91			
	5. Teenindus- ja müügitöötajad	14,52	14,25	14,08	15,26	16,04	13,66	13,59	12,14	12,75			
	9. Lihttöölised	20,96	22,06	21,43	20,48	19,76	20,43	18,93	19,60	16,61			
USA	2. Tippspetsialistid	26,46	27,82	27,12	26,39	26,79	27,05	25,31	25,21	24,97			
	4. Ametnikud	16,48	18,48	14,93	14,41	15,26	14,17	14,44	14,17	18,04			
	5. Teenindus- ja müügitöötajad	35,99	37,24	37,30	36,44	36,12	34,70	35,11	34,86	33,41			

Allikas: ILO (2020); autori koostatud andmete põhjal, protsentides

Lisa 3. Esialgne tippspetsialistide mudel Hausmani testi kontrollimiseks

Random-effects (GLS), using 45 observations
 Using Nerlove's transformation
 Included 5 cross-sectional units
 Time-series length = 9
 Dependent variable: Palgalohe

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	0.419841	0.406955	1.032	0.3022	
SKP_elaniku_kohta	-2.03344e-07	1.07536e-06	-0.1891	0.8500	
Meeste_toojoud	-6.63013e-06	5.64369e-05	-0.1175	0.9065	
Naiste_toojoud	-1.08886e-06	4.78441e-05	-0.02276	0.9818	
Kogu_toojoud	-2.69130e-07	4.05877e-06	-0.06631	0.9471	
Meeste_tundide_arv	-0.0172390	0.00893536	-1.929	0.0537	*
Naiste_tundide_arv	0.00328365	0.00805662	0.4076	0.6836	
Naised_juhtpositsioonil	0.204670	0.140002	1.462	0.1438	
Mehed_keskharidus	0.834031	0.609592	1.368	0.1713	
Naised_keskharidus	-0.416662	0.793334	-0.5252	0.5994	
Mehed_korgharidus	1.70914	0.712518	2.399	0.0165	**
Naised_korgharidus	-1.21117	0.688041	-1.760	0.0784	*
Mean dependent var	0.221624	S.D. dependent var		0.061394	
Sum squared resid	0.275710	S.E. of regression		0.090051	
Log-likelihood	50.78679	Akaike criterion		-77.57357	
Schwarz criterion	-55.89362	Hannan-Quinn		-69.49150	
rho	-0.259715	Durbin-Watson		2.078559	

'Between' variance = 0.137695

'Within' variance = 9.19768e-05

theta used for quasi-demeaning = 0.991385

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(11) = 26.8276

with p-value = 0.0048789

Breusch-Pagan test -

Null hypothesis: Variance of the unit-specific error = 0

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 2.68435

with p-value = 0.101338

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 0.917815

with p-value = 0.921991

Lisa 4. Lõplik tippspetsialistide mudel

Random-effects (GLS), using 45 observations
 Using Nerlove's transformation
 Included 5 cross-sectional units
 Time-series length = 9
 Dependent variable: Palgalohe
 Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	0.273095	0.300688	0.9082	0.3638	
Meeste_tundide_arv	-0.0137352	0.00785863	-1.748	0.0805	*
Naised_juhtpositsioonil	0.245583	0.0631006	3.892	<0.0001	***
Mehed_keskharidus	0.564534	0.0660625	8.545	<0.0001	***
Mehed_korgharidus	1.47553	0.181115	8.147	<0.0001	***
Naised_korgharidus	-0.955973	0.0771072	-12.40	<0.0001	***
Meeste_toojoud	-3.46176e-06	1.00451e-06	-3.446	0.0006	***
Mean dependent var	0.221624	S.D. dependent var		0.061394	
Sum squared resid	0.053088	S.E. of regression		0.036895	
Log-likelihood	87.85322	Akaike criterion		-161.7064	
Schwarz criterion	-149.0598	Hannan-Quinn		-156.9919	
rho	-0.156979	Durbin-Watson		1.893653	

'Between' variance = 0.00319364
 'Within' variance = 9.57615e-05
 theta used for quasi-demeaning = 0.942375
 $\text{corr}(y, \hat{y})^2 = 0.681466$

Joint test on named regressors -
 Asymptotic test statistic: Chi-square(6) = 2.91514e+14
 with p-value = 0

Breusch-Pagan test -
 Null hypothesis: Variance of the unit-specific error = 0
 Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 2.36536
 with p-value = 0.124055

Test for normality of residual -
 Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: Chi-square(2) = 14.6686
 with p-value = 0.000652767

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -
 Null hypothesis: No first-order autocorrelation ($\rho = -0.5$)
 Test statistic: $F(1, 4) = 1.44103$
 with p-value = $P(F(1, 4) > 1.44103) = 0.296202$

Lisa 5. Esialgne ametnike mudel Hausmani testi kontrollimiseks

Random-effects (GLS), using 54 observations
 Using Nerlove's transformation
 Included 6 cross-sectional units
 Time-series length = 9
 Dependent variable: Palgalohe

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	0.0864207	0.306299	0.2821	0.7778	
SKP_elaniku_kohta	-3.53045e-07	1.23426e-06	-0.2860	0.7748	
Meeste_toojoud	-0.000133472	7.58307e-05	-1.760	0.0784	*
Naiste_toojoud	-4.72334e-05	3.04411e-05	-1.552	0.1208	
Kogu_toojoud	6.71267e-06	3.66578e-06	1.831	0.0671	*
Meeste_tundide_arv	-0.00348016	0.00617583	-0.5635	0.5731	
Naiste_tundide_arv	0.00467858	0.00553401	0.8454	0.3979	
Naised_juhtpositsioonil	-0.101225	0.155345	-0.6516	0.5147	
Mehed_keskharidus	-0.157600	0.548177	-0.2875	0.7737	
Naised_keskharidus	0.212288	0.711275	0.2985	0.7654	
Mehed_korgharidus	0.671985	0.746021	0.9008	0.3677	
Naised_korgharidus	-0.430804	0.681259	-0.6324	0.5271	
Mean dependent var	0.159446	S.D. dependent var		0.103356	
Sum squared resid	0.277940	S.E. of regression		0.080397	
Log-likelihood	65.64936	Akaike criterion		-107.2987	
Schwarz criterion	-83.43091	Hannan-Quinn		-98.09384	
rho	0.164819	Durbin-Watson		0.965933	

'Between' variance = 0.0503552

'Within' variance = 0.000142624

theta used for quasi-demeaning = 0.982263

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(11) = 30.0273

with p-value = 0.00156902

Breusch-Pagan test -

Null hypothesis: Variance of the unit-specific error = 0

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 2.3937

with p-value = 0.121825

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(5) = 0.930423

with p-value = 0.96798

Lisa 6. Lõplik ametnike mudel

Random-effects (GLS), using 54 observations
 Using Nerlove's transformation
 Included 6 cross-sectional units
 Time-series length = 9
 Dependent variable: Palgalohe
 Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	0.143677	0.0492087	2.920	0.0035	***
Meeste_toojoud	-0.000142758	6.89298e-05	-2.071	0.0384	**
Naiste_toojoud	-4.71270e-05	1.85130e-05	-2.546	0.0109	**
Kogu_toojoud	6.94844e-06	3.12477e-06	2.224	0.0262	**
Naised_juhtpositsioonil	-0.127569	0.0589070	-2.166	0.0303	**
Naised_korgharidus	-0.737468	0.181875	-4.055	<0.0001	***
Mehed_korgharidus	0.976935	0.165383	5.907	<0.0001	***

Mean dependent var	0.159446	S.D. dependent var	0.103356
Sum squared resid	0.232739	S.E. of regression	0.069633
Log-likelihood	70.44150	Akaike criterion	-126.8830
Schwarz criterion	-112.9601	Hannan-Quinn	-121.5135
rho	0.193292	Durbin-Watson	0.954634

'Between' variance = 0.0277629
 'Within' variance = 0.000146499
 theta used for quasi-demeaning = 0.975793
 corr(y,yhat)^2 = 0.70905

Joint test on named regressors -
 Asymptotic test statistic: Chi-square(6) = 2.45897e+15
 with p-value = 0

Breusch-Pagan test -
 Null hypothesis: Variance of the unit-specific error = 0
 Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 87.1473
 with p-value = 1.00732e-20

Test for normality of residual -
 Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: Chi-square(2) = 6.63716
 with p-value = 0.0362043

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -
 Null hypothesis: No first-order autocorrelation (rho = -0.5)
 Test statistic: F(1, 5) = 3.51574
 with p-value = P(F(1, 5) > 3.51574) = 0.119638

Lisa 7. Esialgne teenindus- ja müügitöötajate mudel Hausmani testi kontrollimiseks

Random-effects (GLS), using 45 observations
 Using Nerlove's transformation
 Included 5 cross-sectional units
 Time-series length = 9
 Dependent variable: Palgalohe

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.327592	0.489208	-0.6696	0.5031	
SKP_elaniku_kohta	-6.53646e-07	1.55058e-06	-0.4216	0.6734	
Meeste_toojoud	-5.63974e-05	7.12785e-05	-0.7912	0.4288	
Naiste_toojoud	5.06693e-05	5.44519e-05	0.9305	0.3521	
Kogu_toojoud	-2.73207e-07	4.51127e-06	-0.06056	0.9517	
Meeste_tundide_arv	-0.0247570	0.00964009	-2.568	0.0102	**
Naiste_tundide_arv	0.0156635	0.0104914	1.493	0.1354	
Naised_juhtpositsioonil	-0.449040	0.223021	-2.013	0.0441	**
Mehed_keskharidus	0.575016	1.07056	0.5371	0.5912	
Naised_keskharidus	1.02133	0.930183	1.098	0.2722	
Mehed_korgharidus	0.814553	1.25775	0.6476	0.5172	
Naised_korgharidus	0.0342487	0.926377	0.03697	0.9705	
Mean dependent var	0.257980	S.D. dependent var		0.134191	
Sum squared resid	1.757439	S.E. of regression		0.227353	
Log-likelihood	9.110873	Akaike criterion		5.778254	
Schwarz criterion	27.45820	Hannan-Quinn		13.86032	
rho	0.118534	Durbin-Watson		1.651193	

'Between' variance = 0.074185

'Within' variance = 0.00019728

theta used for quasi-demeaning = 0.982813

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(11) = 49.0798

with p-value = 9.15484e-07

Breusch-Pagan test -

Null hypothesis: Variance of the unit-specific error = 0

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 0.538748

with p-value = 0.462952

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 3.04967

with p-value = 0.549548

Lisa 8. Lõplik teenindus- ja müügitöötajate mudel

Random-effects (GLS), using 45 observations
 Using Nerlove's transformation
 Included 5 cross-sectional units
 Time-series length = 9
 Dependent variable: Palgalohe
 Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	0.147737	0.0573235	2.577	0.0100	***
Meeste_toojoud	-5.92323e-05	2.87610e-05	-2.059	0.0394	**
Naiste_toojoud	5.87046e-05	2.56226e-05	2.291	0.0220	**
Meeste_tundide_arv	-0.0264485	0.00758497	-3.487	0.0005	***
Naiste_tundide_arv	0.0146812	0.00365530	4.016	<0.0001	***
Naised_keskharidus	1.09963	0.239233	4.596	<0.0001	***
Mean dependent var	0.257980	S.D. dependent var	0.134191		
Sum squared resid	3.021763	S.E. of regression	0.274853		
Log-likelihood	-3.083740	Akaike criterion	18.16748		
Schwarz criterion	29.00746	Hannan-Quinn	22.20851		
rho	0.211968	Durbin-Watson	1.460225		

'Between' variance = 0.103249
 'Within' variance = 0.000235526
 theta used for quasi-demeaning = 0.984082
 corr(y,yhat)^2 = 0.0288919

Breusch-Pagan test -

Null hypothesis: Variance of the unit-specific error = 0

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 0.265573

with p-value = 0.606317

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 71.021

with p-value = 3.78435e-16

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

Null hypothesis: No first-order autocorrelation (rho = -0.5)

Test statistic: F(1, 4) = 177.094

with p-value = P(F(1, 4) > 177.094) = 0.000184318

Lisa 9. Esialgne lihttöoliste mudel Hausmani testi kontrollimiseks

Random-effects (GLS), using 45 observations
 Using Nerlove's transformation
 Included 5 cross-sectional units
 Time-series length = 9
 Dependent variable: Palgalohe

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>
const	0.303343	0.272044	1.115	0.2648
SKP_elaniku_kohta	-9.22177e-07	1.51016e-06	-0.6107	0.5414
Meeste_toojoud	6.61907e-06	0.000170452	0.03883	0.9690
Naiste_toojoud	-0.000123110	0.000200553	-0.6139	0.5393
Kogu_toojoud	1.12046e-05	1.64682e-05	0.6804	0.4963
Meeste_tundide_arv	0.00101245	0.00368405	0.2748	0.7835
Naiste_tundide_arv	-5.73514e-05	0.00457328	-0.01254	0.9900
Naised_juhtpositsioonil	0.0919079	0.217282	0.4230	0.6723
Mehed_keskharidus	-0.394430	0.606296	-0.6506	0.5153
Naised_keskharidus	0.251042	0.812432	0.3090	0.7573
Mehed_korgharidus	-0.0435611	0.853148	-0.05106	0.9593
Naised_korgharidus	-0.249600	0.729275	-0.3423	0.7322
Mean dependent var	0.186642	S.D. dependent var		0.069277
Sum squared resid	0.103038	S.E. of regression		0.055050
Log-likelihood	72.93250	Akaike criterion		-121.8650
Schwarz criterion	-100.1851	Hannan-Quinn		-113.7829
rho	-0.539839	Durbin-Watson		2.723963

'Between' variance = 0.0086223

'Within' variance = 0.000211579

theta used for quasi-demeaning = 0.947855

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(11) = 15.8273

with p-value = 0.147663

Breusch-Pagan test -

Null hypothesis: Variance of the unit-specific error = 0

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 2.60618

with p-value = 0.106448

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 1.70902

with p-value = 0.789078

Lisa 10. Lõplik lihttöoliste mudel

Random-effects (GLS), using 45 observations
Using Nerlove's transformation
Included 5 cross-sectional units
Time-series length = 9
Dependent variable: Palgalohe
Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	0.219849	0.0272667	8.063	<0.0001	***
SKP_elaniku_kohta	-1.71889e-06	5.52212e-07	-3.113	0.0019	***
Meeste_toojoud	2.83429e-05	8.31327e-06	3.409	0.0007	***
Mehed_keskharidus	-0.589611	0.120809	-4.881	<0.0001	***
Naised_keskharidus	0.681253	0.121214	5.620	<0.0001	***
Mean dependent var	0.186642	S.D. dependent var		0.069277	
Sum squared resid	0.051670	S.E. of regression		0.035500	
Log-likelihood	88.46235	Akaike criterion		-166.9247	
Schwarz criterion	-157.8914	Hannan-Quinn		-163.5572	
rho	-0.471387	Durbin-Watson		2.620471	

'Between' variance = 0.00274544
'Within' variance = 0.00022212
theta used for quasi-demeaning = 0.905611
corr(y,yhat)^2 = 0.771282

Joint test on named regressors -
Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 146.713
with p-value = 1.03038e-30

Breusch-Pagan test -
Null hypothesis: Variance of the unit-specific error = 0
Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 0.568566
with p-value = 0.450829

Test for normality of residual -
Null hypothesis: error is normally distributed
Test statistic: Chi-square(2) = 0.219235
with p-value = 0.896177

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -
Null hypothesis: No first-order autocorrelation (rho = -0.5)
Test statistic: F(1, 4) = 4.99027
with p-value = P(F(1, 4) > 4.99027) = 0.0892247

Lisa 11. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina Maarja Rang (*autori nimi*)

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose
Sooline palgalõhe naissoost töötajate ülekaaluga ametikohtadel valitud OECD riikide näitel,
(*lõputöö pealkiri*)

mille juhendaja on Jelena Matina,
(*juhendaja nimi*)

1.1 reprodutseerimiseks lõputöö säilitamise ja elektroonse avaldamise eesmärgil, sh Tallinna
Tehnikaülikooli raamatukogu digikogusse lisamise eesmärgil kuni autoriõiguse kehtivuse
tähtaja lõppemiseni;

1.2 üldsusele kättesaadavaks tegemiseks Tallinna Tehnikaülikooli veebikeskkonna kaudu,
sealhulgas Tallinna Tehnikaülikooli raamatukogu digikogu kaudu kuni autoriõiguse
kehtivuse tähtaja lõppemiseni.

2. Olen teadlik, et käesoleva lihtlitsentsi punktis 1 nimetatud õigused jäävad alles ka autorile.

3. Kinnitan, et lihtlitsentsi andmisega ei rikuta teiste isikute intellektuaalomandi ega
isikuandmete kaitse seadusest ning muudest õigusaktidest tulenevaid õigusi.

(kuupäev)

¹ Lihtlitsents ei kehti juurdepääsupiirangu kehtivuse ajal vastavalt üliõpilase taotlusele lõputööle juurdepääsupiirangu kehtestamiseks, mis on allkirjastatud teaduskonna dekaani poolt, välja arvatud ülikooli õigus lõputööd reprodutseerida üksnes säilitamise eesmärgil. Kui lõputöö on loonud kaks või enam isikut oma ühise loomingu tegevusega ning lõputöö kaas- või ühisautor(id) ei ole andnud lõputööd kaitsvale üliõpilasele kindlaksmääratud tähtajaks nõusolekut lõputöö reprodutseerimiseks ja avalikustamiseks vastavalt lihtlitsentsi punktidele 1.1. ja 1.2, siis lihtlitsents nimetatud tähtaja jooksul ei kehti.