

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Arles Egert Lelle

PALGALÕHED AVALIKUS JA ERASEKTORIS EESTI NÄITEL

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus

Juhendaja: Heili Hein, MA

Tallinn 2020

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 9714 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Arles Egert Lelle

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 164620TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: egert.lelle@hotmail.com

Juhendaja: Heili Hein

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

SISUKORD	3
LÜHIKOKKUVÕTE	4
SISSEJUHATUS	5
1. AVALIKU SEKTORI JA ERASEKTORI PALGAERINEVUSE TEOREETILISI JA EMPIIRILISI KÄSITLUSI	7
1.1. Avaliku ja erasektori palgaerinevus	7
1.2. Sooline palgaerinevus	12
1.2.1. Sooline segregatsioon tööturul	15
1.2.2. Hariduse mõju soolisele palgalõhele	16
1.2.3. Diskrimineerimine	18
1.3. Rahvuslik palgalõhe	19
2. METOODIKA JA ANDMED	22
2.1. Andmete ja mudeli kirjeldus	22
2.2. Kirjeldav statistika	23
2.3. Mudel	27
3. EMPIIRILINE ANALÜÜS	30
3.1. Esialgse mudeli tulemuste analüüs	30
3.2. Erasektori mudeli tulemuste analüüs	31
3.3. Avaliku sektori mudeli tulemuste analüüs	33
3.4. Järeldused	34
KOKKUVÕTE	38
SUMMARY	40
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	42
LISAD	48
Lisa 1. Esimene mudel ja testide tulemused	48
Lisa 2. Lisas 1 esitatud regressioonmudeli multikollineaarsuse raport	50
Lisa 3. Erasektori lõplik regressioonmudel ja testide tulemused	51
Lisa 4. Lisas 3 esitatud erasektori regressioonmudeli multikollineaarsuse raport	53
Lisa 5. Avaliku sektori lõplik regressioonmudel ja testide tulemused	54
Lisa 6. Lisas 5 esitatud avaliku sektori regressioonmudeli multikollineaarsuse raport	56
Lisa 7. Lihtlitsents	57

LÜHIKOKKUVÕTE

Käesoleva bakalauresusetöö eesmärgiks on välja selgitada, millised tegurid mõjutavad palkade erinevusi avalikus ja erasektoris.

Töös püstitatakse järgmised uurimisküsimused:

- 1) Kas sooline ja rahvuslik palgalõhe on kõrgem avalikus sektoris või erasektoris?
- 2) Milliste tulemusteni on jõutud varasemas teaduskirjanduses?
- 3) Millised on peamised palka mõjutavad tegurid?
- 4) Kui palju ja millise suunaga mõjutavad antud tegurid sissetulekut?

Antud töö jaguneb kolmeks peatükiks. Esimene peatükk annab ülevaate varasemalt läbi viidud empiiriliste uuringute tulemustest ning avaliku sektori ja erasektori töötajate sissetulekut mõjutavatest teguritest. Teises peatükis käsitletakse kasutatavaid andmeid, uurimismetoodikat ning kirjeldatavat statistikat. Kolmandas peatükis viiakse läbi analüüsid ning esitatakse saadud tulemused. Analüüsides saadud tulemusi võrreldakse teoreetilise käsitlusega ning saadakse vastused püstitatud uurimisküsimustele.

Antud töös viiakse läbi regressioonanalüüs programmis Gretl ning korrelatsioonanalüüs programmis Excel. Palgaerinevust mõjutavad tööalane sektor, sugu, töökogemus, haridustase, laste olemasolu, kodune keel ja alluvate olemasolu.

Võtmesõnad: palgaerinevused, sooline palgalõhe, rahvuslik palgalõhe, avalik sektor, erasektor

SISSEJUHATUS

Käesolevas töös käsitletud uurimisülesandeks on selgitada välja, milline on 2011 aasta andmete põhjal olnud avaliku sektori ja erasektori palkade erinevus. Akadeemilistes uuringutes Eesti kohta (Leping 2005; Virkus 2010) adresseeritakse seda probleemi regressioonanalüüsi kasutamise kaudu. See võimaldab võrrelda avaliku sektori palka erasektori omaga, võttes arvesse erinevusi ka töötajate haridustasemes, vanuses, rahvuses.

Sooline palgaerinevus on olnud aastakümneid vägagi aktuaalne probleem ning seda hakati käsitlema alates sellest ajast, mil naised omandasid õiguse töötamisele ning edendama hakati naiste võrdseid võimalusi. Vaatamata sellele, et naisi on üha enam hakatud võrdsustama meestega, eelkõige tänu feministlikele liikumistele, naised pühendavad veelgi rohkem aastaid hariduse omandamisele ning tööturul on paranenud naiste võimalused läbi lüüa, on palgalõhe siiani murekohaks paljudes riikides. Varasematest uuringutest on selgunud, et Euroopa Liidu keskmine sooline palgalõhe on umbes 15%, erinevalt Eestist, kus on kahjuks palgaerinevus oluliselt suurem. 2009. aastal oli palgaerinevus Eestis Euroopa tipus, täpsemalt oli meeste ja naiste vaheline palgalõhe 30 protsenti. (Eurostat 2009) Peale seda on olukord natukene mõnevõrra paranenud ning Euroopa Komisjoni Statistikaameti andmete põhjal oli 2017. aastal meie riigis palgalõhe tervelt 25%. Kuid kuidas erinevad palgad sektorite lõikes? Eeldusel, et avalik sektor on eeskujulik tööandja ja suunanäitaja nii riigi kui ka rahvusvahelisel tasandil, siis millest on tingitud erinevused töötasudes sektorite vahel?

Bakalaureusetöö eesmärk on leida, kuidas erineb palgalõhe avalikus sektoris ja erasektoris. Uuritakse, kuidas erinevad avaliku sektori ja erasektori vahel soolisest, rahvusest ning haridustasemest tulenevad palgalõhed. Autorile pakub antud probleem huvi, kuna Eesti on palgalõhe olemusega siiani teiste Euroopa riikidega võrreldes enamjaolt eesotsas asetsenud, seega eesmärk on leida peamised põhjused, mis võivad mõjutada palgaerinevusi nii naiste ja meeste vahel kui ka sektorite lõikes. Bakalaureusetöö teostamiseks on püsitatud uurimisküsimused ning hüpoteesid. Töös esitatakse järgmised uurimisküsimused:

- 1) Kas sooline ja rahvuslik palgalõhe on kõrgem avalikus sektoris või erasektoris?

- 2) Milliste tulemusteni on jõutud varasemas teaduskirjanduses?
- 3) Millised on peamised palka mõjutavad tegurid?
- 4) Kui palju ja millise suunaga mõjutavad antud tegurid sissetulekut?

Lõputöös on püsitatud järgnevad hüpoteesid:

- 1) Erasektoris on palgalõhed suuremad kui avalikus sektoris.
- 2) Inimese sugu mõjutab palka, arvestades ka kontrollmuutujaid.
- 3) Palgalõhet mõjutavad lisaks soolisele erinevusele töökogemus, haridustase, hariduse valdkond, rahvus.

Lõputöös kasutatakse Majandusliku Koostöö ja Arengu Organisatsiooni (*Organization for Economic Co-operation and Development*, OECD) rahvusvahelise täiskasvanute oskuste uuringu (*Programme for the International Assessment of Adult Competencies*, PIAAC) andmeid. Antud töös viiakse läbi analüüs, kus kasutatakse kvantitatiivseid meetodeid ning kättesaadavaid mikroandmeid, eesmärgiga leida palgalõhet mõjutavad tegurid ning neid tegureid tugevuse mõju järgi järjestada. PIAAC uuring on Eesti andmete kohta läbi viidud 2011. aastal ainukordselt ning uuringut pole tänaseni uuesti läbi viidud. Sellest tulenevalt on vaadeldavaks perioodiks 2011 aasta andmed ehk üks aasta. Uurimisel kasutatakse harilikku vähimruutude meetodit, mis annab ülevaate, millised faktorid mõjutavad peamiselt töötasu ning kui suur on erinevate tegurite mõju. Andmeanalüüs teostatakse programmis Gretl.

Bakalaureusetöö jaguneb kolmeks peatükiks, kus esimeses peatükis antakse ülevaade avaliku sektori ja erasektori palgaerinevusest ning soolist ja rahvuslikku palgalõhet käsitlevast teoreetilisest ja empiirilisest kirjandusest. Täpsemalt kajastatakse avaliku ja erasektori palgaerinevust, ametikoha hindamist, soolist palgaerinevust, diskrimineerimist ning rahvuslikku palgalõhet. Teises peatükis käsitletakse käesolevas lõputöös kasutatavaid andmeid, uurimismetoodikat ning kirjeldatavat statistikat. Kolmandas peatükis viiakse läbi analüüs, kus eesmärk on välja selgitada tegurid, mis mõjutavad palka. Peatüki lõpus antakse ülevaade analüüsi tulemustest ning tehakse järeldused.

1. AVALIKU SEKTORI JA ERASEKTORI PALGAERINEVUSE TEOREETILISI JA EMPIIRILISI KÄSITLUSI

Põhjuseid on mitmeid, miks võib esineda palgaerinevus avaliku ja erasektori vahel. Ametialaste positsioonide võrdlus tagab suhteliselt usaldusväärse informatsiooni, mille põhjal võrrelda töötajate sissetulekuid erinevates sektorites. See eeldab, et töötasude kohta olevad andmed samade positsioonide võrdluses on kättesaadavad ka spetsiifilistes valdkondades, nagu raamatupidamise või infotehnoloogia harus. Lisaks on avalikus sektoris ameteid, millele ei leia võrdväärset vastet erasektoris – täpsemalt hariduse, tervishoiu ja avaliku halduse erialadel. Üldiselt saab positsioonipõhine võrdlemine olla täpne ainult sel juhul, kui tehtav töö on väga sarnane sektorite vahel ning kui esineb piisavalt võrreldavaid erialaseid positsioone. (Belman 2004)

1.1. Avaliku ja erasektori palgaerinevus

Avaliku sektori ja erasektori palgaerinevus on tingitud üldistest põhialustest, täpsemalt hõlmab ennekõike majandusliku kasumi printsiipi – erasektor toimib turupõhimõtetel, kus eesmärk on eristuda konkurentsis ning püüda turuliidri positsiooni samas kui avaliku sektori püüdluseks on olla eeskujulik seaduste järgija ja tagada oma kodanike heaolu. Poliitikud ja bürokraadid, kui avaliku sektori otsustajad, juhivad ja jälgivad laiemat avalikkust ja valijaid, kuid erasektori ettevõtete omanikud juhivad turumehhanismist ja taotlevad kasumit. (Tansel 2005) Sellest tulenevalt on erasektori ettevõtetel võimalus kujundada töötasu subjektiivsemalt ning lähtuvalt iseenda võimekusest. Suurem vabadus võib olla üheks põhjuseks, miks on erasektoris palgaerinevused suuremad avaliku sektoriga võrreldes. Avalik sektor peab olema eeskujuks erasektoris olevatele tööandjatele ning maksma võrdväärset palka. Avalik sektor palkab töötajaid tavaliselt teisi reegleid järgides kui erasektor, näiteks poliitiliste otsuste põhjal. Lisaks on avalik sektor reguleeritud erinevate õigusaktidega, millest tulenevalt on tööjõu palkamine limiteeritud võrreldes erasektoriga. (Navarro, Selman 2014) Olukorras, kus valitsus maksab töötajatele kõrgemat palka, hakkavad erasektori töötajad kandideerima avaliku sektori ametikohtadele, mis omakorda viib maksude suurendamiseni ning eelarve puudujäägini. Kui valitsus maksab

töötajatele madalamat palka, sel juhul kaotatakse usaldusväärseid ja oskuslikke töötajaid ning avaliku sektori kompetents kannatab. (Melly 2004)

Majanduslikust vaatenurgast võib juhtuda, et kui valitsus premeerib oma töötajaid liiga kõrge töötasuga, siis hakkavad erasektori töötajad kandideerima suhteliselt kõrgepalgalistele töökohtadele avalikus sektoris. Tulemuseks on see, et erasektori tööhõive hakkab langema ning töötajad tõrjutakse välja, kui erasektor ei kohenda oma palkasid vastavalt. Lisaks võib selline poliitika põhjustada suuremat eelarvepuudujääki või kõrgemaid makse, kuna piiratud eelarvest makstakse töötajatele mingi osa palgaks. Kuid kui avalik sektor maksab madalamat palka kui erasektor, võib osutada keeruliseks kvalifitseeritud töötajate värbamine ja hoidmine. Selle tulemuseks võivad olla kehvad ja ebapiisava kvaliteediga avaliku sektori teenused, kuigi mõned muud omaduslikud näitajad (näiteks töökindlus, töö olemus või pensionitase) on siiani piisavalt atraktiivsed töötajatele. (Giordano *et al.* 2011)

Borjas (2002) uuris palgaerinevuse muutusi, mis olid omakorda mõjutatud palgastruktuuri muutusest. Uuringu tulemustest selgus, et kõrgelt kvalifitseeritud töötajad avalikus sektoris lahkub suurema tõenäosusega praeguselt ametilt ning liitub erasektoriga, mis on omakorda tingitud palgasurve avalikus sektoris. (*Ibid.*) Palkade kokkusurumine viitab empiirilisele seaduspärasusele, et madala kvalifikatsiooniga töötajate ja kõrgelt kvalifitseeritud töötajate palgad kalduvad üksteise poole. Seetõttu ületab madala kvalifikatsiooniga töötaja valdav palk turu selginemise töötasu, mille tulemuseks on tööpuudus madala kvalifikatsiooniga töötajate seas. Samal ajal on kõrgelt kvalifitseeritud töötajate valdav palk alla turu selginemise töötasu, tekitades kõrge kvalifikatsiooniga töötajate nappuse ja seega kõrge kvalifikatsiooniga töötajate tööpuuduse. (Yellen 1990) Lisaks töötasid autorid välja mudeli, mis selgitab õiglase palgasurve hüpoteesi. Õiglase palga hüpotees viitab sellele, et töötaja pingutus on proportsionaalne tema palga õiglusega, võrreldes teiste ettevõtete töötajatega. Vastavalt sellele seaduspärasusele, kui makstakse ettevõtte juhtkonnale märkimisväärselt kõrgemat töötasu kui lihttöölisele, sel juhul teevad ka lihttöölised vähem pingutusi. Olukorras, kus palga väljamaksed on tasakaalus töötajate töökoormusega, kipuvad kõrgelt kvalifitseeritud töötajate palgad langema ning madala kvalifikatsiooniga töötajate palgad aga ülespoole liikuma, mis omakorda määratlebki palkade kokkusurumise. (*Ibid.*)

Tööhõivel nii avalikus kui ka erasektoris on konkreetsed omadused, mis võivad mõjutada palka vastavas sektoris. Palgaerinevus sõltub ennekõike töökogemusest, haridusest, töötaja oskustest ning pakkumisest ja nõudlusest konkreetse töö suhtes (Glinskaya, Lokshin 2005), antud näitajad

mõjutavad palgataset nii avalikus sektoris kui ka erasektoris nii meeste kui ka naiste puhul. Lisaks mõjutab töötasu ka perekonnaseis, kuid mõjutatavus on väiksem kui teistel teguritel. (Uğural, Lisaniler 2009) Avalikus sektoris töötavate inimeste keskmine vanus on märgatavalt kõrgem kui seda tegurit võrrelda erasektoriga, sellest tulenevalt on ka avalikus sektoris töötavate inimeste haridustase ning haridusele panustatud aastate arv kõrgem. Lisaks on palgaerinevus tingitud tööpositsioonist, see tähendab, et lihttöölise vahel varieerub palk rohkem kui juhtival positsioonil töötavatel isikutel. (Ramoni-Perazzi, Bellante 2006) Samas on Leping (2005) oma uuringus Eesti kohta leidnud, et avaliku ja erasektori palgaerinevus on madalamate kvantiilide puhul null ja kõrgemate kvantiilide puhul negatiivne, mis tähendab, et töötamine avalikus sektoris suurendab madalapalgaliste sissetulekuid ja vähendab kõrgepalgaliste palka. Palgajaotuse mediaani korral on avalikus sektoris töötamine 3% madalama palgamääraga ja 75 protsentiili korral erinevus umbes 5%. Suurim erinevus on 90 protsentiili puhul, kui kahe sektori palgalõhe on 11%. Avaliku ja erasektori palgalõhe keskmine regressioonihinnang on negatiivne- keskmiselt vähendab avalikus sektoris töötamine palgamäära ligi 6%. Võib järeldada, et Eestis on kõrgepalgaliste, eriti meeste palgad avalikus sektoris märkimisväärselt madalamad kui erasektoris. See võib tekitada avalikule sektorile probleeme kõrge kvalifikatsiooniga töötajate leidmisel ja võib vähendada avalikus sektoris töötavate inimeste motivatsiooni.

Palgatöötajad, kes töötavad avalikus sektoris on täheldanud ennekõike stabiilsemat töökohta, paremat töökeskkonda, kõrgemaid palkasid, lühemaid töötunde ning hästi ülesehitatud tööstruktuuri. Ning samuti on vastupidiselt välja toodud, et erasektoris esinevad madalamad palgad, pikemad töötunnid, ebastabiilsem töö ülesehitus, lisaks limiteeritud tervise eest hoolitsemine ning karjääriredeli ülesehitus ei ole võrdväärne. (Uğural, Lisaniler 2009) Ennekõike soovib avalik sektor olla hea tööandja ning sellest tulenevalt ollakse nõus maksma kõrgemat palka oma töötajatele, isegi madalama kvalifikatsiooniga töötajatele. See-eest võib valitsus olla pigem tagasihoidlikum kõrgema kvalifikatsiooniga töötajatele kõrgemate palkade määramisel, kuna avalikkus ei pruugi soovida, et avaliku teenistuse töötajate sissetulekud oleksid kõrgemad kui võrdväärsete kogemustega ja haridustasemega erasektori palgatöötajatel. (Giordano *et al.* 2011)

Esiteks keskmiste palkade võrdlus ei võta arvesse avaliku ja erasektori tööhõive erinevat struktuuri: vastavates sektorites hõivatud töötajate jaotus ametikohtade ning haridustasemetega lõikes on erinev. Kui avalikus sektoris hõivatud töötajate hulgas on vähem madalama haridustasemetega ning lihtsamatel ametikohtadel töötavaid inimesi, kujuneb seal ka keskmine palk kõrgemaks, kuid võrreldud ei ole võrreldavaid töötajaid. (Anspal, Järve 2012) Erinevaid

tööülesandeid ei saa võrrelda objektiivselt, sellest tingituna tekivad probleemid võrdväärse töö tasustamisel. (Plantenga, Remery 2006)

Kuigi uuringute peamine eesmärk on avaliku ja erasektori palkade täpne võrdlemine, siis on mitmed uuringud keskendunud sektorite vahelistele palgastruktuuride erinevustele, nimelt naiste palgasoodustuste suurus, ametiühingu palgatasud, palgaerinevused hariduse lõikes ning piirkondlikud palgaerinevused. Alates Smithi (1976) öeldust on paljud uuringud lisaks kinnitanud, et sooline palgalõhe on avalikus sektoris väiksem kui erasektoris. Kuigi piirkondlikud palgaerinevused ei olnud varasemates uuringutes kajastatud ning tulemused olid ebaselged, siis USA-s läbi viidud uuringust selgus, et vähem asustatud maapiirkondades on väiksemad avaliku sektorid palgatasud ning samuti palgaerinevused on avalikus sektoris väiksemad. Sellest tulenevalt võivad maapiirkondades kvalifitseeritud inimesed eelistada avaliku sektori töökohtasid. Samal ajal võib olla raskusi suurlinnapiirkondades avalikul sektoril kvaliteetsete töötajate palkamisel. (Morikawa 2014)

Morikawa (2014) uuringu tulemustes kajastub, et avaliku sektori palgastruktuur erineb erasektori palgastruktuurist, mis viitab sellele, et avaliku sektori palgad võivad tööturu tasakaalust kõrvale kalduda. Näiteks võivad kõrgharitud töötajate suhteliselt väiksed töötasud avaldada tõsist mõju uute töötajate palkamisel, ennekõike edukalt lõpetanud üliõpilaste näol. Väiksem sooline palgalõhe avalikus sektoris võib olla põhjuseks, et erasektori ettevõtted ei ole naiste töövõimekust võimalikult efektiivselt ära kasutanud. Ning avalike teenuste kvaliteedi tagamiseks ei ole kohane avaliku sektori palkade arutamisel keskenduda lihtsalt keskmisele avaliku ja erasektori palgalõhele, vaid vaja oleks analüüsida üldist palgastruktuuri soo, oskuste või piirkonna järgi. (*Ibid.*)

Teine aspekt, mis mõjutab palgaerinevuste hindamist ja tõlgendamist, on avaliku sektori määratlus. Avalik sektor sisaldab nii riigi kui kohalike omavalitsuste asutusi ja organisatsioone, kus palgakujundus ning–tase võib olla väga erinev. Samuti sisaldab avalik sektor (defineerituna riigile või kohalikule omavalitsusele kuuluvad ettevõtted, organisatsioonid ja asutused) väga erinevaid tegevusalasid: avalik haldus, haridus, tervishoid jm. Kui avaliku ja erasektori palkade võrdluse eesmärgiks on näiteks hinnata, kas riigiametnike palgatase on kooskõlas erasektori omaga, pole asjakohane võrdluse kaasata ka kohalike omavalitsuse ametnikke, õpetajaid ja tervishoiutöötajaid. (Anspal, Järve 2012)

Hariduse valdkonnas ilmneb, et riigile kuuluvate asutuste töötajate palk ei erine enamikul vaadeldud aastatel statistiliselt oluliselt erasektori omast. Kohalikus omavalitsuses olevate hariduse valdkonna asutuste töötajate osas aga ilmneb kõigil vaatlusalustel aastatel selgelt ja statistiliselt oluliselt madalam palk võrreldes erasektori sarnaste tööülesannetega töötajatega. Alates 2017. aastast on keskmine palk kasvanud avalikus sektoris kiiremini kui erasektoris ja see suurendab ka erasektori töötajate palgakasvu ootusi. Selleks, et ettevõtted saaksid kehvema nõudlusega kohaneda ega peaks töötajate arvu vähendama, peaks palgakasv edaspidi tõenäoliselt hoopis aeglustuma. (Soosaar 2019)

Ametikohtade hindamine on organisatsiooni sisene ametikohtade väärtusi võrdlev protsess. Tavaliselt hõlmab see töökoha hindamise meetodit, kus töid võrreldakse paljude kaalutud teguritega, milleks on näiteks vastutus, nõutav arvustus, teadmised ja oskused. Igale tegurile antakse punkte, mille tulemusel tekib skaala erinevate ametite võrdlemiseks. (Turner, Flannery 2019) Tulemuste põhjal grupeeritakse või järjestatakse ühe organisatsiooni piires erinevad ametikohad vastavalt sellele, millist väärtust üks või teine ametikoht organisatsioonile annab. Tulemusi ei ole võimalik kasutada võrdlemiseks teiste organisatsioonide/ettevõtetega. On selge, et vaid tööandja oskab hinnata oma organisatsioonis tehtavate tööde väärtust vastavalt organisatsiooni struktuurile, eesmärkidele, tegevuse iseloomule jne. Võrdväärse tööga ametikohtade tuvastamise kuldreeglis on vältida eeldusi, et erineva iseloomuga tööd ei saa olla sama väärtusega (nt füüsiline vs administratiivne töö, akadeemiline vs mitteakadeemiline töö). (Armstrong 2005)

Töökoha hindamise meetodi nõrkuseks võib lugeda asjaolu, et igale tegurile omistatud näitajaid, näiteks teadmised ja vastutus, ei ole võimalik hinnata objektiivselt, kuna nendel teguritel puudub arvuline väärtus. Pealegi jäetakse töö hindamisel arvestamata töötaja tootlikkus ning ei arvestata hinda ja nõudlust antud töö või teenuse kohta, mida töötaja suudab toota. (Turner, Flannery 2019) Näiteks ametikohtade järjestamise puhul lähtutakse olemasolevatest ametinimetustest ning juba väljakujunenud eelarvamustest tööde väärtuse osas. Seetõttu antud hindamise tulemusena taastatakse väljakujunenud stereotüüpe ning ebavõrdsust. (Kallaste *et al.* 2010)

Palkade erinevustel võib olla märkimisväärne mõju erasektori töötasu kujunemisel. Juhtudel, mil avaliku sektori palgad mängivad rolli erasektori palkade selginemisel, võib palkade ühtlustamine mõjutada negatiivselt konkurentsivõimet palgainflatsiooni kaudu. Pealegi on selliste palgavahede

olemasolu kahe tööhõivesektori vahel oluline, kuna neid näitajaid käsitletakse avaliku sektori palgastruktuuri reformi üle peetavates aruteludes. (Giordano *et al.* 2011)

1.2. Sooline palgaerinevus

Üha enam liigub praegune ühiskond ideaalse maailmapildi poole. Järjest rohkem võrdsustatakse naiste ja meeste võimalusi ning õiguseid, mis omakorda tõstatab palgaerinevuse probleemi. Soolise palgalõhe esinemine nii avalikus sektoris kui ka erasektoris on vägagi aktuaalne teema ning antud probleem on ühiskonnas teada, mida võimendatakse erinevates meediaväljaannetes. Kuid probleemi põhjustavad tegurid ei saa niivõrd palju tähelepanu. Antud töös kajastab autor palgaerinevust mõlemas sektoris ning põhjuseid, millest tulenevalt tekivad erisused nii sektorite lõikes kui ka soolises erinevuses. Vaatamata naiste haridusteenekonna piknemisele, feministlikele liikumistele ning tööturu laienemisele on palgaerinevuse probleem jätkuvalt aktuaalne erinevate riikide avaliku sektori asutustes, eelkõige on aga teravaim murekoht just erasektor. Probleemi olemasolust tingituna oleks õiglase võtta seisukoht, et avalik sektor peaks ise olema eeskujuks, tagades õiglased ja võrdsed tingimused, teadvustades indiviididele palgalõhe olemust. (Stewart 2014)

Soolise ebavõrdsuse teemaline kirjandusalane valik on pidevalt kasvav. Viimasel ajal on üha rohkem fookuses käitumisökonomika ning naiste ja meeste psühholoogilised omadused ja omapärad. Valikus on laialdaselt kirjandust palgaläbirääkimiste kohta tööjõuturul, kuid tulemustes ei kajastu üksmeelsus. Nimelt on täheldatud, et mehed suudavad läbirääkimistel endale kaubelda palju kõrgema palganumbri kui naised. (Dittrich *et al.* 2014) Lisaks nii mehed kui naised nõuavad kõrgemat töötasu, kui palga läbirääkimised toimuvad naissoost isiku vastu kui seda võrrelda meessoost esindajaga. (Solnick 2001) Dittrich (2014) ja teised autorid viisid läbi ühe uuringu käigus mängu, kus võrreldi läbirääkimisoskusi ning selgus, et naised ja mehed ei erine läbirääkimisoskuste poolest, vaid mehed pakuvad esimeseks palgasooviks kõrgemat numbrit. Bowles (2012) väidab, et palgaläbirääkimiste peamised psühholoogilised perspektiivid avalduvad stereotüüpides. Nimelt eeldatakse, et mehed on ühiskonnas leivateenijad ning naised see-eest hoolitsevad kogukonna, perekonna ja lähiringkonna eest. Lisaks väidab Bowles, et stereotüüpide roll läbirääkimistel nõrgeneb oluliselt, kui läbirääkimised toimuvad kirjalikus vormis võrreldes silmast silma kohtumistega. (Meriküll, Mõtsmees 2017) Varasemast empiirilisest kirjandusest selgub, et sooline aspekt mõjutab töötasu. Nimelt on naisterahvaste töö vähem tasustatud võrreldes

meestega, kuid märkimisväärseid erinevusi avaliku ja erasektori võrdluses ei esine. (Ramon-Perazzi, Bellante 2006)

Soolist palgaerinevust ei saa käsitleda kui üheselt määratud põhjust, vaid see on tingitud erinevate põhjuste olemasolust. Bertrand (2010) võtab hiljutise eksperimentaalse ja empiirilise soolise võrdõiguslikkuse kirjanduse kokku kolme põhifaktorite rühmaga: psühholoogilised atribuudid, isiksuseomadused ja sooline identiteet. Naiste karjäärivalikute psühholoogiliste omaduste järgi stabiilsemate ja vähem riskantsemate elukutsete järgi, kuna naised on loomult suurema riskikartlikkusega ning eelistavad ameteid, millel puudub üldjuhul kõrge konkurents, arvestusega, et konkurentsiolukordades kipuvad nad end nõrgemalt esindama ning ülesannetega toime tulema. Le *et al.* (2011) tööst selgub, et kuigi naised suhtuvad majanduslikesse riskidesse kartlikumalt, siis see omadus ei mängi suurt rolli soolise palgalõhe olemusel. Lisaks on mainitud, et naised peavad üleüldiselt vähem läbirääkimisi läbirääkimisi, jättes omaenda huvid tahaplaanile ehk nad ei ole head läbirääkijad iseenda huvidest lähtuvalt. Siiski on leitud, et kuigi psühholoogilised omadused aitavad seletada soolise palgalõhe olemust, on inimkapitaliga seotud teguritel palju tugevam roll. Samuti on leitud, et meestel ja naistel on isiksuseomadused erinevad, võides küll selgitada soolise palgalõhe olemust, kuid jällegi on see isiksuseomaduste mõju väiksem kui haridustaseme olulisus. Sooline identiteet viitab sellele, et naised käituvad ennekõike vastavalt ühiskonna eeldustele ning milline on nende hetke roll ühiskonnas. (Bertrand 2010) Sooline palgalõhe tuleneb naiste karjääri katkestustest, töökohal praktiseeritavast personalipraktikast, hariduse valikust ja tööturul toimivast soolisest segregatsioonist, ühiskonna hoiakutest, väärtustest ning lisaks nendele on veel paljudest testitest teguritest. (Anspal *et al.* 2011) Euroopa Komisjon on peamiste soolise palgalõhe põhjustena välja toonud personaalsed, töökoha ja organisatsioonilised tegurid, ametite ja tegevusalade sooline segregatsioon, institutsionaalsed tegurid, sotsiaalsed normid ja traditsioonid. (Chubb *et al.* 2008)

Hinnosaare ja Rõõmu (2003) sõnul on naiste ja meeste töö- ja inimkapitali kõige sagedamini esinevad erinevused tingitud erinevatest tööaegadest, tööturu horisontaalsest ja vertikaalsest segregatsioonist, erinevast haridustasemest ning erinevast tööhõive pikkusest.

Keskmise töötasu arvestamiseks kasutatakse kõige sagedamini mediaani- see on elanikkonna keskmine punkt, millest kummalegi poole mediaanpunkti jääv täpselt sama inimeste arv teenib keskmisest rohkem või vähem. Mõnel juhul võib olla sobivam näidata mediaani kui keskmist, kuna keskmist palka võivad mõjutada äärmuslikult väiksed arvud palgajaotuses. Naiste ja meeste

sissetulekute võrdlemiseks võib kasutada erinevaid meetodeid. Eelistatud meetod on võtta aluseks täistööajaga töötajate tunnipalka, välja arvatud ületunnitöö. Ületunnitöö lisamine võib tulemusi moonutada, sest mehed teevad üldiselt rohkem ületunde kui naised. Osalise tööajaga töötajate kaasamine võib omada sarnast mõju, kuna naised moodustavad osalise tööajaga töötajatest palju suurema hulga kui mehed ning lisaks on täistööajaga ja osalise tööajaga töötajate tunnitasad erinevad. Lisaks ei võta nädala töötasu võrdlusalusena arvesse asjaolu, et naised töötavad tööpädalal pigem vähem tunde kui mehed. (Leaker 2008)

Aastakümnete jooksul pärast naiste piiravate kodanikuõiguste võrdsustamist on naised teinud märkimisväärseid edusamme karjääriredelil sellistes valdkondades nagu õigusteadus, meditsiin, ettevõtlus ning märkimisväärseid arenguid mittetraditsioonilistel niinimetatud „sinikraega“ töökohtadel nagu lennundus ja tuletõrje. Hoolimata naiste edusammudest on sooline palgaerinevus töökohtadel endiselt jätkuv murekoht. Võrdsete palgatasemete saavutamiseks on vaja tagada naistele ja meestele sama ja võrdväärse töö tegemisel õiglane töötasu. Lisaks tuleks laiendada osalise tööajaga töötamise võimalusi, paindlikumad töögraafikud nii naistele kui ka meestele, haiguspäevade ja perepuhkuste parem planeerimine, aitamaks kaasa mõlema soo puhul efektiivsemalt tasakaalustada töö- ja perekondlikke kohustusi. (Goldberg, Hill 2007)

Meie ühiskonnas toob lapse saamine naiste puhul kaasa olulisi majanduslikke ja isiklikke ohverdusi. Tõepoolest mehed veedavad peale lapsevanemaks saamist kontoris või töökohal rohkem aega, mis soodustab meestel võimalust karjääriredelil ülespoole liikuda või teenida ületundidelt lisatulu, samal ajal kui naised eelistavad lapsehoolduspuhkuse tõttu töölt kõrvale jääda kuni paariks aastaks, mis paratamatult tekitab lisatakistusi ametialasel karjääriredelil ülespoole liikumise ja lisatulu teenimisega. Kahjuks võivad tööandjad pidada potentsiaalseteks emadeks ka neid naisi, kellel veel lapsi pole, püstitades neile vähem eesmärgipäraseid tööülesandeid ning pakkudes vähem arenguvõimalusi. (*Ibid.*)

Soolise palgalõhe vastu võitlemiseks tuleks seda esmajärgus avalikult probleemina tunnistada. Liiga sageli heidavad nii naised kui ka mehed palgalõhe arutlustes ette kui erinevate valikute küsimust, kuid isegi naised tehes samasuguseid ametialaseid valikuid võrreldes meestega, ei saa võrdväärset töötasu. Veelgi enam, naiste kindlate eriala eelistuste puhul, kus on konkurents tavapärasest suurem, vähendades suurenenu nõudluse tagajärjel sissetulekut, laiendab see soolist palgalõhet veelgi, sel juhul suure nõudluse korral selle ametikoha sissetulek üldiselt väheneb, mis laiendab soolist palgalõhet veelgi. (*Ibid.*)

Pisut paremaid tulemusi on Masso (2020) sõnul andnud nõuded palgalõhe raporteerimiseks ettevõtte sees, nagu on praktiseeritud näiteks Taanis. Uuringud on näidanud, et sama ettevõtte ja sama ametigrupi meeste ja naiste keskmiste palkade avalikustamine vähendab soolist palgalõhet. Palgalõhe esitatakse erinevate ametialade ja regioonide lõikes ning palkade läbipaistvus aitab tõsta inimeste teadlikkust mõjutades positiivses suunas ka palgaläbirääkimisi. Ühtlasi loodab Masso, et antud digitaalne tööriist annab alamakstud töötajatele ülevaate tegelikest palkadest tööturul, andes neile võimaluse ning kindluse palgaläbirääkimistel kõrgemat töötasu küsida.

Järgnevates alapeatükkides keskendub autor soolist palgaerinevust mõjutavatele aspektidele ning tegurite mõju vaatlusele soolisele palgaerinevusele varasema empiirilise kirjanduse näitel. Lisaks antakse selles peatükis ülevaade põhjustest, mis soolist palgalõhet peamiselt mõjutavad: sooline segregatsioon tööturul, sooline diskrimineerimine, vanus, haridus, rahvus.

1.2.1. Sooline segregatsioon tööturul

Tööturu soolist segregatsiooni käsitletakse kui ühte olulisemat soolise palgaerinevuse tekkimise ja püsimise tegurit. Tööturu sooline segregatsioon viitab sellele, et mehed ja naised jagunevad erinevatele ametikohtadele, tegevusaladele ja organisatsioonidesse, millest tulenevalt avalduvad ka erinevused palganumbrites nii naiste kui meeste vahel. (Anspal *et al.* 2009) Tööturu segregatsiooni tõttu toimub aeglane töökohtade jagunemine, kujunevad individuaalsed valikud ning mõjutab inimkapitali investeerimise protsessi tulemust, mis kõik on tingitud sotsiaalsetest normidest ja minevikus toimunud diskrimineerimisest. Suurt mõju avaldavad ka inimeste isiklikud eelistused. (Bettio 2002)

Tööalane segregatsioon jaguneb kaheks:

- Horisontaalne segregatsioon- ehk naised ja mehed jagunevad erinevatele tegevusaladele. Naiste keskmised palgad on madalamad nendel ametialadel, kus naised on arvulises ülekaalus.
- Vertikaalne segregatsioon- ehk naised ja mehed jagunevad ametiredelil erinevatele töökohtadele. Taaskord on naiste palgad madalamalt tasustatud võrreldes meestega ning hierarhias paigutab naisi rohkem madalamatel positsioonidel.

Üldiselt esineb segregatsioon kahel eelneval mainitul viisil, kuid võib olla ka mõlema kombinatsioonil. Lisaks võib segregatsioon esineda ka avaliku sektori ja erasektori vahel. Kõrgharitud naised eelistavad töötamist avalikus sektoris, kuna tööle võtmisel on võrdsemad tingimused, mis ei alaväärista naistöajõudu. Lisaks on avalikus sektoris rohkem bürokraatiaalaseid ja administratiivseid ametikohti, kus naistel on võrdväärsemad võimalused meestega konkureerida. Avalik sektor ei ole orienteeritud ennekõike kasumlikkusele, mistõttu on naistel suuremad võimalused töö- ja eraelu ühildamiseks, eelkõige näiteks lapsehoolduspuhkusele jäämisel. (Mora, Ruiz-Castillo 2004) Nendest lisandväärtustest tingituna moodustavad naised proportsionaalselt suuremat osakaalu töötajatest avalikus sektoris, kuna seal makstakse kõrgemat ja õiglasemat palka. (Rubery *et al.* 2005)

Sooline palgaerinevus on erasektoris suurem kui avalikus sektoris, kuid sooline palgalõhe esineb mõlemas sektoris erinevatel ametikohtadel. Sooline palgalõhe laieneb erasektoris protsentuaalselt rohkem, liikudes karjääriredelil üles poole võrdluses avaliku sektoriga. Peamistest andmeanalüüsides kajastub kahe sektori võrdluses, et sooline palgalõhe alumises kvartiilis on umbes poole suurem võrreldes mediaaniga. (Stewart 2014)

Eelnevalt on uuritud segregatsiooni olemasolu Eesti tööturul ning uuringus on leitud, et segregatsioon Eestis on vähehaaval kasvanud ning see on suurem kõrgharidust mitteomavate ja noorte töötajate seas. Kõige suurem on segregatsioon noorte töötajate hulgas ning kõige väiksem vanimate töötajate seas. Uuringu läbiviijad on täheldanud, et kõrghariduse omandamisel on segregatsiooni olemasolu väiksem kui madalama haridustasemega töötajate seas. Kõige suurem segregatsioon esineb keskharidusega töötajate hulgas, kui võrrelda omavahel erinevaid haridustasemeid. Lisaks on autorid välja toonud, et kui nais- ja meestöötajaid oleks esindatud kõikidel ametikohtadel võrdselt ehk segregatsioon puuduks, siis väheneks ka keskmine sooline palgalõhe. (Anspal *et al.* 2009)

1.2.2. Hariduse mõju soolisele palgalõhele

Haridusteeakonna alustamisel on igal üksikisikul võimalus erialastele valikutele, mis võivad nende sissetuleku potentsiaali oluliselt suurendada. Ülikooli kandideerimisel ning kõrghariduse omandamisel on positiivne mõju tuludele, kuid kõikidel omandatud erialadel ei ole samaväärne mõju. See tähendab, et eriala valik mõjutab hilisemat sissetulekut. Paljudel erialadel domineerib oma valikutes siiani üks sugupool. Näiteks paljud naisüliõpilased on keskendunud madalama sissetulekuga seotud erialadele, milleks on haridus, tervis ja psühholoogia. Samal ajal, kui

meesüliõpilaste osakaal on suurem kõrgemini tasustatud valdkondades nagu matemaatika, inseneri- ja füüsikateadus. Kuid eelnevatest uuringutest on selgunud, et nii naised kui ka mehed, kes on omandanud kõrghariduse erialadel, kus on meeste osakaal suurem, teenivad rohkem kui need, kes on eelnevalt õppinud erialadel, kus domineerivad naised või võrdselt jaotuvatel aladel. Selgub uuringust, et aasta peale kõrgkooli lõpetamist teenib keskmiselt täiskoormusega töötav naissoost haridustöötaja vaid 60 protsenti insenerierialal täistööajaga töötava naissoost isiku keskmisest palgast. (Goldberg, Hill 2007)

Kõige veenvam seletus hariduslikule palgalõhele tuleneb sellest, et naised on omandanud kõrghariduse nendes valdkondades, kus töötasu on keskmisest madalam ning naiste osakaal nendel erialadel on suurem meeste omast. (Bobbitt-Zeher 2007) Kui naisterahvas valib erialaks haridusvaldkonna, arvestades keskmisest väiksema palga ja madalama palgaga ametikohaga, toob segmenteerimine endaga kaasa ka palgaerinevused. Kas ametialased palgalõhed peegeldavad tähelepanuta jäetud erinevusi (näiteks töö iseloom, omadused) või on minevikus tehtud valed otsused ning nad on ise diskrimineerivate jõudude tagajärg? (Nielsen *et al.* 2001)

Eriala valik pole siiski ainus ja peamine põhjus. Nimelt juba aasta peale kooli lõpetamist kajastub sooline palgalõhe sama ülikooli ja eriala lõpetanute vahel. Naistel kahjuks ei ole eriala valikut, mis võimaldaks neil palgalõhet vältida ning teenida võrdväärsete näitajatega meestest kõrgemat palka. Lisaks töötavad naised meestest sagedamini mittetulundusühingutes ja kohalike omavalitsuste sektorites, kus palgad on tavalisest madalamad kui tuluteenivas- ja valitsussektoris. (Goldberg, Hill 2007)

Varasemalt on leitud, et kõige suurem palgalõhe on madalama haridustasemega naiste ja meeste vahel (Foubert 2010), kuna suuresti mõjutab seda nähtust füüsilise töö suur osakaal. Kõige väiksem palgaerinevus esineb kõrgelt haritud meeste ja naiste vahel. Soo ja vanuse järgi võrreldes selgub, et kõikidel rühmadel välja arvatud vanemad mehed, esineb avalikus sektoris negatiivne palgalõhe ning naistel on igas vanuse grupis madalamad palgad kui meestel. Kui arvestada sugu ja haridust, siis leiame paradoksaalse nähtuse, kus madala ja keskmise haridustasemega meeste palgad on võrdsed mõlemas sektoris, see-eest naiste puhul ja sama haridustaseme juures, esineb palgaerinevus sektorites. Kõrghariduse omandamisel on palgaerinevus kahe sektori vahel kõige suurem ning töötasuerinevus ei sõltu soolisest tegurist. (Castro *et al.* 2013) Adamchik (2000) on oma uuringus välja toonud, et kõrgharidus mõjutab olulisel määral sissetulekut- kõrgharitud töötajad teenivad keskmiselt 21 protsenti rohkem keskhariduse omandanud töötajatest.

Hariduse ja soolise palgalõhe seos on sõltuv vanusest– noorte töötajate vahel, kelle töökogemus piirdub mõne aastaga, mängib suurt rolli eelnevalt omandatud haridus ning seda suuremal määral, kui juba kogunud töötajate seas, kuna nende töötasu kujunemisel on suur osakaal ka muudel teguritel. (Anspal *et al.* 2009) Samas on täheldatud, et juba täisealiseks saamisel ja tööturule sisenemisel on naiste keskmine palk madalam kui meestel. Siiski on sooline palgalõhe madalam nooremaste töötajaskonda kuuluvate töötajate hulgas ehk mida vanemaid töötajad isekeskis võrrelda, seda suurem on sooline palgaerinevus. (Gunderson 2006)

Uuringute kohaselt on naised rohkem nõus töötama osalise koormusega ametikohtadel kui mehed. (Blau, Kahn 2013) Kuid vastupidiselt on mehed valmis rohkem töötama ületunde, mistõttu töötavad mehed keskmiselt nädalas rohkem tunde kui naised. (Stewart 2014) Sooline palgalõhe täiskohaga töötajate seas alahindab naiste ja meeste töötasu tegelikku erinevust, kuna see välistab võrdlusest naised, kes ei kuulu hetkel töötavasse sektorisse või kes töötavad osalise tööajaga. Enamik ülikooliharidusega naisi, kes ei tööta täiskohaga, naasevad lõpuks täiskohaga tööturule. Nendel naistel on siis keskmisest madalam palk kui võrrelda pidevalt ja täisstaaziga töötanud naistega, mis suurendab palgalõhe veelgi. (Goldberg, Hill 2007)

1.2.3. Diskrimineerimine

Erinevate teguritega selgitamata palgaerinevust meeste ja naiste vahel peetakse soolise diskrimineerimise tulemuseks. (Anspal *et al.* 2009) Diskrimineerimine tuleneb sellest, et puudub piisav informatsioon töötajate kohta. Nimelt olemasolev teave põhineb stereotüüpsel käitumisel. Sooline diskrimineerimine tähendab seda, et töötajat koheldakse erinevalt lähtudes tema soost, rassist, rahvusest või mõnest muust näitajast.

Kui tööturul levib diskrimineerimine, siis makstakse naistele vähem kui nende piirprodukt võrreldes meestega. Sellisel juhul eeldatakse, et mittediskrimineerivad ettevõtted palkavad rohkem naisi kui diskrimineerivad ettevõtted. Mittediskrimineerivatel ettevõtetel ei ole põhjust naistele rohkem maksta kui turul nõutav palk. Parem sõelumine töötaja värbamisel vähendaks sõltuvust rühma stereotüüpidest ning igal indiviidil oleks parim võimalus iseennast esindada. (Heyman *et al.* 2013) Isegi kasumit maksimeerivatel mittediskrimineerivatel omanikel pole motivatsiooni maksta kõrgemat palka kui turul olev nõudlus. Täpsemalt öeldes peaksid soolised palgaerinevused olema ühesugused kõigi ettevõtete jaoks, kes värbavad sarnaseid töötajaid samal tööturul. Sel juhul tugevam konkurents turul võib vähendada soolist palgalõhet. (*Ibid.*) Siiski võib eeldada, et

konkurentsipurve vähendaks palgaerinevusi kahel peamisel põhjusel. Esiteks võivad naistel puududa karjäärivõimalused diskrimineerivates ettevõtetes. Kui palgad on tihedalt seotud töötaja hierarhilise positsiooniga, siis peaks mittediskrimineerivates ettevõtetes olema naiste suhteline palk kõrgem. Teiseks võivad diskrimineerivad omanikud jagada ettevõtte tasandil naiste töötasud ebaproportsionaalselt meestega võrreldes. (Nekby 2003)

Avaliku sektori ja erasektori tööandjad on erinevas konkurentsituatsioonis, kuna avaliku sektori organisatsioonid on üldiselt mittetulunduslikud ja seetõttu ei osale turumajanduse protsessides. Sellest tulenevalt peaks avaliku sektori asutustel olema lihtsam kujundada palka vastavalt mittediskrimineeritavatele väärtushinnangutele. (Arulampalam 2004) Kuna sooline palgaerinevus kipub olema avalikus sektoris väiksem kui erasektoris, kuna avalikus sektoris on valdavalt palgatase tasakaalus ning samuti on tööandjatel surve olla eeskujuks ning mittediskrimineerivalt käituda. (Gunderson 2006)

Mingi osa selgitatud palgalõhest tuleneb diskrimineerimisest, juhul kui naistel või meestel olid ametialased valikud piiratud või vabad. Kui töötaja valib ameti või tegevusala kehtivate ühiskonna normide alusel, on tegu diskrimineerimisega. (Joy 2003) Soolist palgaerinevust mõjutavad paljud aspektid- ettevõtte suurus, osaajaga töökoht, tulemuspalk ning vastavas sektoris töötamine. Need kõik tegurid võivad viidata diskrimineerimisele. Gunderson (2006) on varasemate uuringute põhjal kajastanud, et palgaerinevusest umbes 5-15% on seotud diskrimineerimisega.

1.3. Rahvuslik palgalõhe

Paljudel rahvusvähemuste rühmadel on madalamad palgad. Selle olemuse võimalikud seletused on tingitud madalamast kvalifikatsioonist, puudulikest keeleoskusest (Dustmann, Fabbri 2003), perekondlikust ja kultuurilisest taustast (Black *et al.* 2006) või makromajanduslikest mõjudest ettevõtetele. (Toomet, Ridala 2019) Toetudes saadaolevatele andmetele, kipuvad vähemusgrupid teenima vähem kui enamik tööjõust. (Kahanec 2007) Enamik varasemaid uuringuid kasutab andmeid riikide kohta, kus on arenenud turumajandus. Ehkki need riigid paistavad silma andmete hea kvaliteedi, kättesaadavuse ning uurimisoskuste poolest, puuduvad suured makromajanduslikud mõjud, mida saaks kasutada lisateguritena uuringus. Etnilise komponendi analüüse tuleks täiendada tõenditega riikidest, kus on kogetud suuri struktuurimuutusi, muutes täielikult etniliste rühmade rolle. Näidetena võib tuua endise Nõukogude Liidu lagunemise (kus

venekeelne elanikkond jäi uutes rahvusriikides vähemuseks), apartheidi langemine Lõuna-Aafrikas (kus valged kaotasid privilegeeritud staatuse), mustanahalised ja Lähis-Idast pärit töötajad Euroopas ning mustanahalised Ameerika ühendriikide lõunaosas. Teatud määral toimivad kiiresti muutuvad rollid rahvusgruppides loomuliku katsena, mis võimaldab meil mõista staatust ja palgaerinevust etniliste rühmade vahel. (Leping, Toomet 2008)

Alternatiivse seletusena võivad makromajanduslikudšokid avaldada ettearvamatut mõju erinevatele etnilistele rühmadele, näiteks ümberstrukureerimine ja etniline segregatsioon tööstusharudes (Bound, Freeman 1992) või sisserände suurenemine ja oskuste erinev jaotus etniliste rühmade vahel. (Borjas *et al.* 1996)

1990. aastate alguses ei esinenud praktiliselt mingit palgaerinevust eesti ja vene keelt kõnelevate meeste vahel. Vahe suurenes pärast seda ja ulatus umbes 10-15 protsendini eestikeelsete töötajate kasuks kui võrreldi keskmiseid palkasid. Vahe on peamiselt seotud palgatasude erinevusega maa- ja pealinnapiirkondade töökohtadel ning erineva haridustasemega. Uuringust leiame, et kõige suurem palgalõhe kajastub suurimal piirkondlikul tööturul ehk pealinnas. Samas ei esine olulist erinevust palgalõhes nooremate ja vanemate töötajate seas. (Leping, Toomet 2007)

Nõukogude Liiduaegne ühiskond sundis venekeelt kõneleva tööjõu kolima Eestisse ning suunati tööle strateegilistesse tööstusharudesse- sõjakompleksidesse, masinaehitustööstusesse, metalli- ja keemiatööstusesse, kaevandusettevõtetesse jne. Juba Nõukogude Liidu ajal iseloomustas Eesti tööturгу teatav etniline segregatsioon, kus enamik eestlasi töötas hariduse, kultuuri ja põllumajandusega seotud ametites, samas kui vene keelt kõnelevad inimesed kaldusid töötama töötlevas tööstuses. (Hansson, Aavik 2012) 1990. aastate reformide käigus toimusid venekeelsete töötajatega ettevõtetes suured organisatsioonilised muudatused, näiteks tööstuste sulgemine, märkimisväärsed tootmismahtude vähendamised, tööjõu ümberpaigutamine tööturul ning paljud muud muudatused, mis mõjutasid töötajate tajutavat töökindlust. Alates Nõukogude järgse ümberkorraldamise algusaastatest sattus venekeelne tööjõud ebasoodsasse sotsiaalmajanduslikku olukorda, mida iseloomustas suurem tööpuudus ja madalam sissetulek. (Krusell 2007; Vöörmann, Helemäe 2011) Lisaks, võrreldes etniliste eestlastega, olid uued töö- või karjäärivõimalused piiratud venekeelt kõnelevatele eestlastele, ennekõike ebapiisava keeleoskuse tõttu. Keeleoskamatus piiras nende võimet leida ja kindlustada kõrgema staatusega või kõrgema tasuga töökohti. (Vetik, Helemäe 2011)

Ülevaate andmiseks tööturu olukorrast Eestis, arvestades soo ja rahvuse aspekte on Hansson ja Aavik (2012) kasutanud 2008. aasta andmeid sissetulekute ja tööhõive määramise kohta. Autorid on võrrelnud nelja gruppi- Eesti mehed, Eesti naised, Vene rahvusest mehed ja Vene rahvusest naised. Nelja rühma sissetulekuid võrreldes on täheldatud märkimisväärset erinevust, milles keskmiselt teenivad kõige rohkem Eesti mehed ning kõige vähem Vene rahvusest naised. Andmed etniliste eestlaste ja venekeelt kõnelevate inimeste sissetulekute kohta näitavad, et etnilised erinevused eksisteerivad ka kõrghariduse omandanud inimeste puhul. Venelaste sissetulekud jäävad madalamaks võrreldes eestlastega, antud paradoks esineb ka sel juhul, kui eesti keele oskus on heal tasemel ning töötajad on kõrgelt kvalifitseeritud. (Krusell 2007; Lindemann, Võormann 2010) Samas on peale Eesti taasiseseisvumist rahvusrühmade palgalõhe eestlaste kasuks märkimisväärselt tõusnud. (Võormann, Helemäe 2011) Mitmete uuringute (Lepik 2010; Marksoo 2010) kohaselt on venekeelse elanikkonna peamine töölevõtmise takistus piisava eesti keele oskuse puudumine. Ligikaudu 29% venekeelsetest elanikest väidab, et neil puudub piisav eesti keele oskus. (Lepik 2010) Eesti keele oskus venekeelse elanikkonna seas on aga viimase kahe kümnendi jooksul märkimisväärselt suurenenud, eriti noorema põlvkonna seas. (Marksoo, Järv 2008) Asjaolu, et etniliste venelaste ebasoodne positsioon eesti tööturul on püsinud, vaatamata eesti keele oskuse märgatavale paranemisele venekeelse elanikkonna seas, on näidanud, et lisaks keeleoskusele võivad rolli mängida ka muud tegurid. (Hansson, Aavik 2012)

PIAAC andmete põhjal tehtud uuringust kajastub, et töötajate kompetents kõrvale jättes teenivad eestlased umbes 20 protsenti rohkem kui venelased. Arvestades töötajate kompetensti, langeb palgaerinevus võrreldavate gruppide vahel 16 protsendini. Lisaks on täheldatud, et vene meestel on keskmisest madalamad tööks vajalikud oskused, mis on osaliselt põhjustatud madalamast venekeelse õppekavaga koolide haridustasemest võrreldes eesti koolidega. (Toomet, Ridala 2019)

2. METOODIKA JA ANDMED

Bakalaureuse töö esimeses osas käsitles autor palgaerinevusi avalikus sektoris ja erasektoris ning andis ülevaate neid mõjutavatest teguritest. Teise peatüki siht on käsitleda empiirilises uuringus kasutatavaid ökonomeetrilisi meetodeid ja andmeid. Peatüki lõpus hinnatakse mudeli püstitust ning antakse ülevaade mudeliga esinevatest võimalikest probleemidest.

Avaliku sektori ja erasektori palgaerinevust uuritakse Eesti näitel, kus autor kasutab harilikku vähimruutude meetodit. Andmete käsitlemiseks kasutatakse programmi Microsoft Excel ning ökonomeetrilised mudelid koostatakse programmis Gretl. Andmete käsitlemiseks koostatakse kirjeldav statistika ning korrelatsioonimaatriks.

2.1. Andmete ja mudeli kirjeldus

Antud bakalaureusetöö uurimisküsimustele ja hüpoteesidele vastuste saamiseks käsitletakse avaliku sektori ja erasektori palgalõhesid Eestis. Andmetena kasutatakse Majandusliku Koostöö ja Arengu Organisatsiooni (*Organization for Economic Co-operation and Development, OECD*) rahvusvahelise täiskasvanute oskuste uuringu (*Programme for the International Assessment of Adult Competencies, PIAAC*) poolt pärinevaid andmeid. Analüüs viiakse läbi kvantitatiivsete andmetega ning analüüsi eesmärk on leida palka mõjutavad tegurid ning nende tegurite mõju suurus. Kuna Eestis on uuring seni läbi viidud vaid aastal 2011, kasutatakse 2011. aasta andmeid.

Antud bakalaureusetöö eesmärgi saavutamiseks luuakse mudel, kus sõltuvaks muutujaks on palk. Sõltumatuteks muutujateks on välja valitud sugu, sektor, vanus, haridustase, haridusvaldkond, tööalane, töökogemus, tööalane valdkond, laste olemasolu, kodune keel ning töötundide arv. Sissetulekuna arvestatakse tunnipalka, täpsemalt netotunnipalka, millele ei ole lisandunud maksud, preemiad ega lisatulud. Nii töökogemus kui haridustase on andmetes esitatud aastates ning laste olemasolul arvestatakse, kas lapsi üldse peres esineb või mitte, laste arvu antud töös ei arvestata. Samuti on andmebaasis kajastatud töötundide arv nädala lõikes, mille autor on teiseldanud kuu lõikeks ehk töötundide arvu korrutanud neljaga. Kodune keel on kajastatud kahe

erineva võimalusena, emakeeleks on kas eesti keel või vene keel, muid variante PIIAC uuringus ei kajastunud. Kuna töö eesmärk on välja selgitada palgaerinevus kahe sektori vahel, seega sõltumatu tunnus- tööalane sektor kajastab ainult töötajaid erasektoris või avalikus sektoris, välja jäetakse kolmandas sektoris hõivatud inimesed. Nii haridusvaldkonna kui ka tööalase valdkonna mudelisse lisamiseks kasutatakse fiktiivseid tunnuseid (ingl *dummy variables*), kus haridusvaldkondasid võrreldakse üldprogrammide valdkonnaga ehk inimestega, kel on keskharidus ning tööalaseid tegevusvaldkondasid võrreldakse töötleva tööstuse tegevusalaga ning avalikus sektoris avaliku haldusega. Haridusvaldkondade võrdlusel jäid valikust välja põhiharidusega töötajad.

Autor analüüsib ristanandmeid ehk võrreldakse erinevaid objekte ühel ja samal ajamomendil. Korrelatsioonanalüüsiga püüab autor seletada, kas töötasu ja sõltumatute tunnuste vahel esineb statistiline seos. Regressioonanalüüsi kasutatakse lineaarse mudeli loomiseks, mis selgitab sissetuleku ja sõltumatute tegurite vahelist seost. Regressioonmudel hinnatakse kasutades harilikku vähimruutude meetodit statistika programmis Gretl. Konkreetne meetod on parim võimalik lahendus leidmaks millised tegurid mõjutavad sissetulekut ning leida vastus, kui suur on mõjutavate tegurite suurus.

2.2. Kirjeldav statistika

Andmete käsitlemiseks kasutatakse PIAAC uuringu tulemusi ning antud andmed pärinevad aastast 2011, mil Eestis viidi läbi rahvusvaheline täiskasvanute kompetentsi uuring. Vastava uuringu andmed pärinevad 7633-lt erinevatelt eestlaselt. Andmete puhastamisel selgus, et paljud küsitletavad on jätnud avaldamata oma sissetuleku suuruse või ei ole kirjeldanud mõnd muud olulist näitajat. Kuna neid andmeid kasutada ei saa, siis tuli vastavate isikute andmed eemaldada, samuti jäid kõrvale isikud, kes ei teeni palgatulu, vaid elatuvad teistest toetustest või teenivad ettevõtlusest tulenevat sissetulekut. Nendeks isikuteks on näiteks õpilased, tudengid, pensionärid, töötud, lapsehoolduspuhkusel olevad vanemad vms. Andmeanalüüsi läbiviimiseks kõrvaldati puuduliku informatsiooniga read ülejäänutest. Andmete puhastamisel jäi alles 3535 erineva isiku andmed.

Analüüsides küsitletavate isikute sissetulekuid, kajastuvad palkades olulised erandid. Andmetest eemaldati tunnuse tunnipalk erandid, mille tulemusel eemaldati valimist nii alumine kui ka ülemine protsentiil ehk kokku eemaldati andmetest 2%. Peale erandite eemaldamist andmetest jäid

valimisse 3466 isiku andmed. Saadud valim moodustab algsest valimist umbes 98%. Kuna andmete läbivaatlemisel esines ikkagi ebaloogilisi tulemusi, see tähendab, et erindites esines väga väikseid ja väga suuri erinevusi keskmise netotunnipalgaga võrreldes, siis otsustas autor eemaldada valimist lisaks ühe protsendi erinditest, mille tulemusel jäi lõplikkuse valimisse 3396 inimese andmed. Lõplik valim moodustab algsest valimist umbes 96%. Lõplikud andmed, mis kaasatakse mudelisse, on avaliku veebilehena välja toodud bakalaureusetöö kasutatud kirjanduses. (Mudelisse sisestatud... 2020)

Tabelis 1 on toodud käesoleva bakalaureusetöö valimit kirjeldav statistika avaliku ja erasektori netotunnipalga kohta. Tabelis on välja toodud keskmised, standardhälbed, miinimum- ja maksimumväärtused.

Tabel 1. Valimit kirjeldav statistika, sissetuleku ülevaade sektori kaudu

	Netotunnipalk (€)	Erasektori netotunnipalk (€)	Avaliku sektori netotunnipalk (€)
Keskmine	5,08	5,25	4,73
Standardhälve	3,11	3,36	2,48
Miinimumväärtus	1,33	1,33	1,41
Maksimumväärtus	20,23	20,23	20,23

Allikas: OECD (2020), autori koostatud andmete põhjal

Tabelis 1 on näha, et erasektori töötajad teenivad keskmiselt rohkem kui avaliku sektori töötajad, vastavalt erasektori keskmine netotunnipalk 5,25 eurot ning avalikus sektoris 4,73 eurot. Standardhälve on samuti erasektoris kõrgem, vastavalt 3,36 eurot ning avalikus sektoris 2,48 eurot. Maksimaalne netotunnipalga väärtus kuulub mõlemasse sektorisse, kuid minimaalne sissetulek tunnis on erasektoris madalam kui avalikus sektoris.

Tabelis 2 on näha andmed meeste ja naiste netotunnipalga kohta erinevates sektorites, täpsemalt keskmised, standardhälbed, miinimum- ja maksimumväärtused. Keskmine netotunnipalk 2011. aastal on 5,08 eurot. Tabelist lähtub, et samal perioodil on meeste keskmine netotunnipalk erasektoris kõige kõrgema väärtusega 6,35 eurot ning keskmiselt on kõige madalam naiste netotunnipalk erasektoris väärtusega 4,25 eurot. Standardhälbe puhul on kõige kõrgem väärtus taaskord erasektoris meestel ning kõige madalam naistel avalikus sektoris ning üleüldise valimi standardhälve on 3,11 eurot. Minimaalne netotunnipalk on 1,33 eurot, mis kuulub naisterahvale,

kes töötab erasektoris ning maksimaalne netotunnipalk on esindatud nii mehel erasektoris kui ka naisel avalikus sektoris, väärtusega 20,23 eurot. Samuti peaks eraldi välja tooma, et vaatamata sektorile teenivad mehed keskmiselt naistest rohkem. Meeste puhul on kõik näitajad kõrgemad, väljaarvatud avalikus sektoris maksimaalsed väärtused, kus vastavalt meesterahvas teenib 17,34 eurot ning naisterahvas maksimaalselt 20,32 eurot. Avaliku sektori töötaja keskmine netotunnipalk jagatud erasektori töötaja keskmise netotunnipalgaga annab tulemusena sektorite vaheliseks erinevuseks 9,9%. Nimelt erasektoris töötav isik teenib keskmiselt 10% rohkem netotunnipalka võrreldes avaliku sektori töötajaga.

Tabel 2. Valimit kirjeldav statistika, sissetuleku ülevaade soo kaudu mõlemas sektoris

	Netotunnipalk (€)	Meeste neto- tunnipalk erasektoris (€)	Naiste neto- tunnipalk erasektoris (€)	Meeste neto- tunnipalk avalikus sektoris (€)	Naiste neto- tunnipalk avalikus sektoris (€)
Keskmine	5,08	6,35	4,25	5,72	4,38
Standardhälve	3,11	3,71	2,63	2,87	2,22
Miinum- väärtus	1,33	1,42	1,33	1,43	1,41
Maksimum- väärtus	20,23	20,23	19,51	17,34	20,23

Allikas: OECD (2020), autori koostatud andmete põhjal

Naiste ja meeste keskmiste netotunnipalkade olemasolust (vt tabel 2) on võimalik välja arvutada korrigeerimata palgalõhe ehk keskmine sooline palgalõhe. Keskmine sooline palgalõhe kajastab naiste ja meeste sissetulekuerinevust ehk kuidas erineb protsentuaalselt naiste ja meeste netotunnipalk. Arvutuslik valem naiste ja meeste keskmise palgalõhe jaoks on (Anspal *et al.* 2009):

$$p = \frac{x - y}{x} * 100\%$$

kus

p – keskmine sooline palgaerinevus

x – meeste keskmine netotunnipalk

y – naiste keskmine netotunnipalk

Andmete arvutuse põhjal on keskmine sooline palgalõhe erasektoris 33,07% ning avalikus sektoris 23,42%. Arvutatud protsent tähendab seda, et konkreetse valimi põhjal teenivad naised erasektoris keskmiselt 33,07% väiksemat netotunnipalka ning avalikus sektoris 23,42% väiksemat netotunnipalka võrreldes meestega. Erasektoris esineva palgalõhe protsent sarnaneb eelnevalt mainitud 2009. aastal läbiviidud Euroopa Statistikaameti uuringu tulemustega.

Tabelis 3 on välja toodud rahvusliku teguri võrdlus sektorite lõikes. Eestlased mõlemas sektoris teenivad keskmiselt rohkem kui vähemusgrupid, antud valimi põhjal võrreldes venelastega. Samuti võib eraldi välja tuua, et eestlaste keskmine netotunnipalk erasektoris on kõrgem kui üldvalimi keskmine netotunnipalk, teiste gruppide keskmised jäävad madalamale. Erasektori standardhälbed on kõrgemad nii üldvalimi keskmisest kui ka avaliku sektori standardhälvetest, kuid miinimumväärtused on suuremad avalikus sektoris nii erasektoriga kui ka üldvalimi keskmisega võrreldes. Lisaks võib tabelist 3 eraldi välja tuua, et venelaste netotunnipalga maksimumväärtuseks avalikus sektoris on 11,18 eurot, mis on märgatavalt väiksem võrreldes teiste valimgruppidega.

Tabel 3. Valimit kirjeldav statistika, sissetuleku ülevaade rahvuse kaudu mõlemas sektoris

	Neto- tunnipalk (€)	Eestlaste netotunnipalk erasektoris (€)	Venelaste netotunnipalk erasektoris (€)	Eestlaste netotunnipalk avalikus sektoris (€)	Venelaste netotunnipalk avalikus sektoris (€)
Keskmine	5,08	5,54	4,49	4,88	4,22
Standardhälve	3,11	3,43	3,05	2,58	2,02
Miinimum- väärtus	1,33	1,33	1,35	1,41	1,44
Maksimum- väärtus	20,23	20,23	19,96	20,23	11,18

Allikas: OECD (2020), autori koostatud andmete põhjal

Kasutades eelnevalt mainitud valemit on rahvuslik palgalõhe erasektoris 18,95% ning avalikus sektoris 13,52%. Arvutatud protsent näitab seda, et konkreetse valimi põhjal teenivad eestlased erasektoris keskmiselt 18,95% suuremat netotunnipalka ning avalikus sektoris keskmiselt 13,52% suuremat netotunnipalka võrreldes venelastega.

Tabel 4 annab ülevaate korrelatsioonmaatriksist, kus võrreldakse vaid pidevate väärtustega tunnuste paare.

Tabel 4. Korrelatsioonmaatriks

	Netotunnipalk	Vanus	Töökogemus	Haridustase	Töötunnid
Netotunnipalk	1,00	-	-	-	-
Vanus	-0,12	1,00	-	-	-
Töökogemus	-0,10	0,946	1,00	-	-
Haridustase	0,25	-0,068	-0,11	1,00	-
Töötunnid	-0,001	-0,002	0,02	-0,007	1,00

Allikas: OECD (2020), autori koostatud andmete põhjal

Tabelist 4 võime välja lugeda, et töökogemuse ja vanuse vahel esineb väga tugev korrelatsioon ($r=0,946$). Edasised mudelid ei kaasa vanust, kuna regressioonanalüüsi mõlema tunnuse lisamisel ei ole võimalik mõju netotunnipalgale üksteisest eristada. Tabeli põhjal saab samuti järeldada, et ainult haridustase mõjutab positiivselt netotunnipalka, see tähendab, et haridustaseme tõusul suureneb ka netotunnipalk. Teiste tunnuste puhul tunnuse väärtuse suurenemisel netotunnipalk väheneb.

2.3. Mudel

Regressioonanalüüsi kasutatakse lineaarse mudeli loomiseks, regressioonanalüüs on moodus muutujate seoste uurimiseks. Nimelt funktsionaalsete tunnuste suhet kirjeldatakse mudeli või võrrandi kujul, mis koosneb sõltuvast muutujast ja ühest või mitmest selgitavast muutujast. Mudelis tähistatakse sõltuvmuutuja tähisega Y_t ja sõltumatud muutujad tähistega X_1, X_2, \dots, X_t , kus t tähistab sõltumatute muutujate arvu. Seost Y ja X_1, X_2, \dots, X_t vahel on võimalik kirjeldada järgneva regressioonmudeli abil:

$$Y_t = f(X_1, X_2, \dots, X_t) + \epsilon_t$$

kus ε_t on mudeli vealiige, mis tähendab seda, et mudel ei ole võimeline selgitama andmete täpset vastavust. Seega empiirilises analüüsis luuakse lineaarne matemaatiline mudel valemina:

$$Y_t = \alpha_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_r X_{rt} + \varepsilon_t$$

kus

Y – sõltuv muutuja ehk antud töös netotunnipalk

α_0 – vabaliige ehk konstant

β_1, \dots, β_r – regressioonanalüüsi parameetrid ehk koefitsiendid, mis on teadmata väärtustega konstandid, mis on vaja regressioonmudelis olevate andmete põhjal kindlaks määrata

X_1, \dots, X_r – sõltumatu muutuja

ε_t – juhuslik komponent

Üheks kõige levinumaks regressioonanalüüsi mudeli parameetrite hindamise meetodiks on vähimruutude meetod (*OLS – ordinary least squares*). Vähimruutude meetodiga mudeli konstantide tõlgendamiseks sirge, mis iseloomustab punktiparve kõige täpsemalt. Kõige parem sirge on see, mille puhul on üksikute punktide hälbed sirgest võimalikult väikesed. Hälvete ruudud liidetakse ning tulemuse järgi saab analüüsida, milline sirge on kõige parem. (Sauga 2020)

Seetõttu, et regressioonmudelis kajastuvad tulemused oleksid usaldusväärsed, on oluliseks põhjuseks, et regressioonmudeli hinnangud oleksid nihketa, mõjusad ja efektiivsed. Põhilisemad vastuolud, mis mõjutavad hinnanguid, on multikollineaarsus, heteroskedastiivsus, mudeli kuju õigsus ja jääkliikmete normaaljaotus. Siinkohal on selgitanud autor probleemide olemasolu ning toonud välja võimalused, kuidas neid ennetada ja vältida.

1. Multikollineaarsus. Vastav probleem esineb sel juhul, kui mudelisse sisestatud tunnused korreleeruvad omavahel tugevalt. Sõltumatute muutujate vaheline korrelatsiooni võrdlus pole aga multikollineaarsuse tuvastamiseks parim variant, kuna multikollineaarsus võib esineda ka mitme muutuja koosmõjul. Seetõttu kontrollitakse multikollineaarsust VIF (*Variance Inflation Factors*) meetodiga. Kui tunnuse VIF väärtus on suurem kui 10, siis peetakse multikollineaarsust mudeli seisukohast probleemseks. (Gujarati, Porter 1999; Kenndy 2008)
2. Heteroskedastiivsus. Regressioonmudeli konstrueerimise eelduseks on juhusliku liikme dispersioonide konstantsus ja sõltumatus eksogeensetest muutujatest. Mudeli jääkliikmete dispersioonid ei ole konstantsed, samuti võib juhuslike muutujate väärtus kujuneda

vastavalt ajaperioodile ja kasvule, sel juhul esineb heteroskedastiivsus. (Paas, 1995, lk 216-222) Antud töös kontrollitakse heteroskedastiivsuse esinemist Breusch–Pagan testiga. Kui testi tulemuse p-väärtus on suurem kui 0,05, siis tuleb vastu võtta nullhüpootees ehk mudelis ei esine heteroskedastiivsust. Kui testi läbi viimisel selgub, et mudelis esineb heteroskedastiivsus, siis tuleb mudelis kasutada HAC (*Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent*) robustseid standardvigu, mis annavad heteroskedastiivsuse kui ka autokorrelatsiooni esinemisel usaldusväärseid hinnanguid. (Gujarati, 2004, 387-417;484)

3. Mudeli kuju õigsus. Samuti viiakse läbi Ramsey RESET test, et saada ülevaade mudeli kuju õigsusest. Teooria kohaselt annab Ramsey RESET test vastuse, kas mudelil on vale funktsionaalne kuju või on mõni oluline tunnus mudelist välja jäänud. (Griffiths *et al.* 1993) Nullhüpooteesi vastu võtmisel, kui testi p-väärtus on suurem kui 0,05, on mudeli kuju piisavalt spetsiifiline ning võib lugeda mudeli kuju õigeks.
4. Jääkliikmete allumine normaaljaotusele. Lisaks väljatoodud probleemide olemasolule ja testide kontrollimisele viiakse läbi mudeli kontrollimiseks jääkliikmete allumine normaaljaotusele, selleks kasutatakse Doornik–Hanseni testi. Antud test põhineb jaotuse asümmeetrial ja püstakusel. Jääkliikmete allumine normaaljaotusele tähistab parameetrite hinnangute mõjusust. Kui jääkliikmed ei allu normaaljaotusele, siis sõltuv muutuja või vähemalt üks seletavatest tunnustest võib omada valet funktsionaalset kuju või on oluline tunnus mudelist välja jäänud. (Gujarati, Dawn 2009) Nullhüpooteesi vastu võtmisel ehk kui testi p-väärtus on suurem kui olulisuse nivoo, siis alluvad jääkliikmed normaaljaotusele.

3. EMPIIRILINE ANALÜÜS

Kolmandas peatükis keskendutakse regressioonmudeli tulemuste tõlgendamisele. Peatüki lõpupoole antakse ülevaade mudelite tulemuste põhjal tehtud järeldustest ning omakorda kajastatakse hüpoteeside kontrollimist ja paikapidamist.

Käesoleva töö eesmärgiks on välja selgitada, kas ja mil määral mõjutavad sõltumatud tunnused palka sektorite lõikes. Töö eesmärgi ja töös varasemalt püstitatud hüpoteeside kontrollimiseks kasutatakse regressioonanalüüsi, mis viiakse läbi hariliku vähimruutude meetodi abil programmis Gretl. Selle meetodiga on võimalik leida, millised tegurid mõjutavad sissetulekut ning kui suur on tegurite mõju.

3.1. Esialgse mudeli tulemuste analüüs

Esmane regressioonimudel on koostatud vähimruutude meetodil (mudel 1, vt lisa 1), kus sõltuvaks tunnuseks on netotunnipalk ja sõltumatuteks tunnusteks sugu, sektor, haridusvaldkond, töökogemus, alluvate olemasolu, töötunnid, laste olemasolu, kodune keel, omandatud haridus aastates ning tegevusala. Esmase mudeli olulisuse tõenäosus on $1,3 \times 10^{-228}$, mudeli analüüsimisel tuleb vastu võtta sisukas hüpotees ehk mudel on statistiliselt oluline nivool 1%. Lisaks tuleb mainida, et antud regressioonmudeli determinatsiooni kordaja ehk R^2 on 0,298 ehk mudeli kirjeldusvõime on 29,75%, mis on majandusmudelite puhul arvestatav tulemus.

Heteroskedastiivsuse olemasolu kontrollimiseks viidi läbi White'i test. White'i testi nullhüpoteesiks ($p > 0,05$) on heteroskedastiivsuse puudumine. Juhusliku liikme dispersioon on konstantne, kui kehtib nullhüpotees ning see sõltub eksogeensetest muutujatest ehk heteroskedastiivsus puudub. Teststatistiku olulisuse tõenäosus on $2,35 \times 10^{-23}$, nimelt väiksem kui olulisuse nivoo 0,05. Seega tuleb vastu võtta sisukas hüpotees, ehk mudelis esineb heteroskedastiivsus. Sellest tulenevalt ei ole vealiikmete dispersioonid konstantsed ning arvutatud standardvead ei ole õiged. Järelikult tuleb kasutada kohandatud standardvigu (ingl *robust standard errors*).

Järgmiseks kontrolliti, kas jääkliikmed alluvad normaaljaotusele. Antud testi olulisuse tõenäosus tuli $2,13 \times 10^{-285}$ ehk tuleb vastu võtta sisukas hüpotees: jääkliikmed ei allu normaaljaotusele. Kuna valimimaht on väga suur ($n=3396$), ei ole hinnatud mudeli puhul oluline, et jääkliikmed alluksid normaaljaotusele. (Brooks 2008)

Mudeli õigsuse kontrollimiseks viidi läbi Ramsey RESET test. Antud testi tulemuses kajastub olulisuse tõenäosus $1,15 \times 10^{-5}$, seega tuleb vastu võtta sisukas hüpotees, nimelt ei saa mudeli spetsifikatsiooni õigeks lugeda ning mudeli tulemuste tõlgendamine võib viia ebakorreksete järeldusteni. Viimaseks kontrollitakse, kas mudelis esineb multikollineaarsus, selleks viiakse läbi eelnevalt mainitud VIF näitajate arvutamine, mille tulemusel selgub, et kõikide tegurite VIF väärtused on alla kümne ehk multikollineaarsust ei esine (vt Lisa 2).

3.2. Erasektori mudeli tulemuste analüüs

Erasektori lõplikku mudelit iseloomustavad statistikud, tunnuste p-väärtused ja alapeatükis 2.3 välja toodud testide tulemused on leitavad töö lisades (vt Lisa 3). Kuna esialgses mudelis esines heteroskedastiivsus, seetõttu tuleb mudelit uuesti hinnates kasutada kohandatud standardvigu. Robustsete standardvigade lisamisel võetakse arvesse heteroskedastiivsust, see tähendab, et mudeli tulemusi saab tõlgendada. Kohandatud standardvigadega mudeli olulisuse tõenäosus on $2,0 \times 10^{-196}$ ehk erasektori mudel on selgelt statistiliselt oluline nivool 1%. Samuti on erasektori lõplikus mudelis sõltuvat tunnust logaritmitud, mille eesmärk on netotunnipalga väärtusi ühtlustada, et parandada mudeli seletusvõimet ning regressorite statistilisi olulisusi. Mudeli seletusvõime ehk determinatsioonikordaja väärtus on 0,337 ehk mudeli kirjeldusvõime on 33,7%, mis on majandusmodelite puhul vägagi arvestatav tulemus. Testimisel selgus, et jääkliikmed ei allu normaaljaotusele. Tuli vastu võtta sisukas hüpotees, kuna testi tulemuse olulisuse tõenäosus on $3,69 \times 10^{-8}$. Kuna valimimaht on väga mahukas ($n=2267$), siis ei ole samuti oluline, et jääkliikmed alluksid normaaljaotusele. (Brooks 2008) Mudeli õigsuse kontrollimiseks viidi läbi Ramsey RESET test, mille tulemusel võeti vastu nullhüpotees. Antud testi olulisuse tõenäosus on 0,106, mistõttu mudeli spetsifikatsiooni võib õigeks lugeda.

Mudeli tulemuste analüüsimisel on näha, et sugu on statistiliselt oluline nivool 1%. Kuna tegu on log-level mudeliga, juhul kui regressori koefitsient jääb vahemikku -0,1 kuni 0,1, siis regressori

suurendamisel ühe ühiku võrra suureneb sõltuva tunnuse väärtus $100 \times \beta_1$ protsenti (vt 2.3. Mudel). Kui koefitsient antud vahemikku ei jää, siis tuleb protsentuaalne muutus arvutada $100 \times (e^{\beta_1} - 1)$ abil. Antud juhul on meeste puhul koefitsient 0,371 ehk meestel on 44% kõrgem netotunnipalk võrreldes naistega. Samuti tuleb arvestada, et antud seos kehtib juhul, kui ülejäänud mudelisse sisestatud muutujad on fikseeritud ehk *ceteris paribus*. Seda seost tuleb arvestada ka teiste tunnuste tõlgendamisel.

Sissetuleku kujunemisel avaldab mõju ka töötaja emakeel. Töötajad, kelle koduseks keeleks on eesti keel, teenivad võrreldes vene keelt kõnelevate isikutega 15,9% kõrgemat netotunnipalka. Kõigi ülejäänud tunnuste fikseerimisel teenivad isikud, kellel on alluvaid ehk kelle tööalaseks positsiooniks on olla juht või olla juhendaja kuni viiele alluvale, teenivad 25,7% kõrgemat palka, võrreldes töötajaga, kellel ei ole alluvaid. Samuti on mõlemad tunnused statistiliselt olulised nivool 1%. Laste olemasolu mõjutab netotunnipalka positiivselt, see tähendab, et töötajad, kellel on vähemalt üks järglane, teenib 8,37% kõrgemat sissetulekut. Kirjeldatud regressori p-väärtus on 0,001 ehk statistiliselt oluline nivool 1%.

Kõikide teiste tunnuste fikseerimisel võib öelda, et mida rohkem aastaid panustada hariduse omandamisele, seda kõrgemat netotunnipalka teenib töötaja. See tähendab, et iga täiendava aasta panustamine ise enda haritusse tõstab töötaja netotunnipalka 5,38%. Samuti saab mudelist välja lugeda, et töötaja tehtud ületunnid ei mõjuta positiivselt netotunnipalka kasvu. Nimelt muutuja töötundide koefitsient on väärtusega -0,0012, see tähendab, et iga täiendav ületöötund vähendab inimese netotunnipalka 0,12%. Antud väärtus viitab sellele, et töötajate tööefektiivsus langeb, kui panustatakse lisa töötundidesse, mis omakorda võib viia töötaja läbipõlemiseni. Samasugune langustrend esineb ka töökogemuse puhul, kus iga täiendav aasta vähendab netotunnipalka 0,48%. Taaskord on kõik kirjeldatud regressorid statistiliselt olulised nivool 1%.

Kui vaadelda, kuidas erinevad tegevusvaldkonnad nii hariduses kui ka tööalasel mõjutavad sissetulekut, siis saab mudeli põhjal välja tuua, et haridusvaldkondade võrdlusel on statistiliselt olulised kaks valdkonda- põllumajandus ja tervishoid. Kui kõik tunnused jäetakse samaks, siis teenivad kõige rohkem tervishoiu haridustaustaga töötajad võrreldes keskhariduse omandanud isikutega. Negatiivset mõju palgakujunemisele avaldavad haridus-, humaniaar-, inseneri- ja põllumajandusteaduse valdkonnad. Positiivset mõju avaldavad sotsiaalteadus, matemaatika ja tervishoid. Sama võrdlust rakendades tööalasele valdkonnale, kus võrreldakse tegevusalasid töötleva tööstusega, siis on statistiliselt olulised 11 tegevusvaldkonda. Kõige rohkem teenivad

avalikus halduses töötavad inimesed. Statistiliselt oluliste tegevusalade võrdlusel avaldavad negatiivset mõju hulgi- ja jaekaubandus, majutus ja toitlustus ning tervise- ja sotsiaalvaldkond. Täpsemalt on võimalik võrrelda haridusvaldkondade ja tegevusalade erinevusi netotunnipalga suhtes lõplikus erasektori regressioonimudelis ehk lisas 3.

3.3. Avaliku sektori mudeli tulemuste analüüs

Avaliku sektori lõplikku mudelit iseloomustavad statistikud, kus tunnuste p-väärtused ja alapeatükis 2.3 välja toodud testide tulemused on leitavad töö lisades (vt Lisa 5). Heteroskedastiivsuse esinemise tõttu on samuti vajalik avaliku sektori mudeli hindamisel kasutada kohandatud standardvigu. Kohandatud standardvigadega mudeli olulisuse tõenäosus on $2,8 \times 10^{-139}$ ehk avaliku sektori mudel on statistiliselt oluline nivool 1%. Taaskord on sõltuvat tunnust ehk netotunnipalka logaritmitud. Mudeli seletusvõime ehk determinatsioonikordaja väärtus on 47,2%, antud tulemus on kõrgem kui erasektoris. Testimisel jääkliikmete allumist normaaljaotusele andis p-väärtuse tulemuseks 0,015 ehk tuleb vastu võtta sisukas hüpotees. Taaskord suurest valimimahust tulenevalt ($n=1129$) ei ole oluline, et jääkliikmed alluksid normaaljaotusele. (Brooks 2008) Mudeli õigsust kontrolliti Ramsey RESET testiga, mille tulemusel tuleb vastu võtta nullhüpotees. Antud testi olulisuse tõenäosus on 0,671, kus saadud tulemus on oluliselt kõrgem erasektori mudeliga võrreldes.

Ceteris paribus ehk hoides teised analüüsi sisetatud tunnused fikseerituna, saavad mehed 25,19% kõrgemat netotunnipalka. Töötajad, kelle emakeel on eesti keel, saavad võrreldes vene keelt kõnelevate isikutega 4,45% kõrgemat sissetulekut. Rahvusliku tunnuse p-väärtus on 0,027 ehk tunnus on statistiliselt oluline nivool 5%. Avaliku sektori töötajad, kellel on alluvaid ehk kelle tööalaseks positsiooniks on olla juht või olla juhendaja kuni viiele töötajale, teenivad 26,07% kõrgemat palka, võrreldes töötajaga, kellel ei ole juhendatavaid. Laste olemasolu mõjutab netotunnipalka positiivselt, see tähendab, et töötajad, kellel on vähemalt üks laps, teenib 6,21% kõrgemat sissetulekut. Laste olemasolu on statistiliselt oluline nivool 10%.

Suurem panus haridusse on seotud kõrgema sissetulekuga, kus iga täiendava aasta panustamine haridusse suurendab sõltuvat tunnust 7,91%, juhul kui teised tunnused jäävad samaks. Samuti saab mudelist välja lugeda, et töötaja jaoks täiendavate töötundide tegemine ei mõjuta positiivselt netotunnipalga kasvu. Nimelt muutuja töötundide koefitsient on väärtusega -0,0024, mis tähendab,

et iga täiendav ületöötund vähendab inimese netotunnipalka 0,24%. Samasugune langustrend esineb ka töökogemuse puhul, kus iga täiendav aasta vähendab sissetulekut 0,24%. Taaskord on kirjeldatud regressorid statistiliselt olulised nivool 1%.

Erinevad tegevusvaldkonnad nii hariduselt kui ka tööalaselt mõjutavad sissetulekut. Mudeli põhjal saab välja tuua, et haridusvaldkondade võrdlusel on statistiliselt olulised 4 valdkonda- haridus-, humanitaar-, sotsiaalteadus ja tervishoid. Kui kõik tunnused jäetakse samaks, siis teenivad kõige rohkem tervishoiu haridustaustaga töötajad, võrreldes keskhariduse omandanud isikutega. Negatiivse mõjuga palgale on inseneri- ning põllumajandusteadus. Sama võrdlust rakendades tööalasele valdkonnale, kus võrreldakse tegevusalasid avaliku haldusega, on statistiliselt olulised kuus tegevusvaldkonda. Statistiliselt oluliste valdkondade võrdlusel mõjutab netotunnipalka kõige vähemal määral kunsti- ja meelelahutussektor ning kõige rohkem kaevandusvaldkond.

3.4. Järeldused

Käesolevas töös läbi viidud regressioonanalüüsi tulemuste põhjal on võimalik teha järeldusi töötajate netotunnipalka mõjutavate tegurite kohta sektorite lõikes. Sõltumatute muutujate valik ja kaasamine mudelisse põhineb varasematel empiirilistel uuringutel ja teoreetilistel töödel. Antud bakalaureuse töös kajastatud mudelite eesmärgiks oli jõuda selgusele, millised tunnused avaldavad mõju sissetulekule ning kui suur erinevus esineb erasektori ja avaliku sektori töötajate sissetulekutes.

Antud valimi keskmine netotunnipalk 2011. aastal on 5,08 eurot. Kirjeldavas statistikas kajastuvate tulemuste põhjal selgus, et keskmine netotunnipalk erasektoris on 5,25 eurot ning avalikus sektoris 4,73 eurot, ilma erinevate muutujate mõju arvesse võtmata. Absoluutsete keskmiste võrdlusel on näha, et erasektori töötaja teenib keskmiselt 10% kõrgemat netotunnipalka võrreldes avaliku sektori töötajaga. Protsentuaalne erinevus sektorite vahel sarnaneb 2003. aasta andmete põhjal läbi viidud uuringuga Eesti näitel, kus tulemustes selgus, et avaliku ja erasektori palgaerinevuse keskmine regressioonhinnang on negatiivne ehk keskmiselt vähendab avalikus sektoris töötamine palgamäära ligi 6%. (Leping 2005) Adamchik (2000) on uuringu tulemustes välja toonud asjaolu, et erasektori töötaja teenib keskmiselt 7% kõrgemat palka. Samuti on Melly (2002) uuringu tulemustes kajastatud, et ka Saksamaal 2000. aasta andmete põhjal teenivad avaliku sektori töötajad ligikaudu 8% väiksemat töötasu.

Kontrollmuutujaid arvesse võtmata on absoluutne sooline palgaerinevus erasektoris 33,07% ning avalikus sektoris 23,42%. Arvutatud protsendid annavad ülevaate, kui palju väiksemat sissetulekut teenisid naised 2011. aasta valimi põhjal. Erasektoris on sooline palgalõhe kõrgem kui avalikus sektoris. Erasektori palgalõhe sarnaneb 2008. aastal läbi viidud uuringuga, kus valimis kasutatavad andmed pärinesid Eesti kodanikelt ning uuringus selgus, et mehed teenisid tol ajaperioodil keskmiselt 31% kõrgemat palka võrreldes naistega. (Anspal *et al.* 2010) Madalam palgaerinevus avalikus sektoris on tingitud asjaolust, et erasektor lähtub turupõhimõtelt, kus eesmärkiks on eristuda konkurentsist ning püüda turuliidri positsiooni, kuid avaliku sektori siht on tagada jätkusuutlik seaduste järgija roll ja heaolu ühiskond. Erasektoril on suurem vabadus kujundada töötasu subjektiivselt ning lähtuda iseenda võimekusest, mis on üheks peamiseks põhjuseks, miks erasektori palgalõhe on suurem võrreldes avaliku sektoriga. (Navarro, Selman 2014) Avalik sektor peab olema eeskujuks erasektoris olevatele tööandjatele ning maksma võrdväärset palka ning sellest tulenevalt ollakse nõus maksma kõrgemat palka ka madalama kvalifikatsiooniga töötajatele, mis omakorda vähendab palgalõhet. (Giordano *et al.* 2011)

Kontrollmuutujaid arvesse võtmata on absoluutne rahvuslik palgalõhe erasektoris 18,95% ning avalikus sektoris 13,52%. Arvutatud protsent näitab seda, et konkreetse valimi põhjal teenivad eestlased erasektoris keskmiselt 18,95% suuremat netotunnipalka ning avalikus sektoris keskmiselt 13,52% suuremat netotunnipalka võrreldes venelastega. Nii nagu soolise palgalõhe puhul on ka rahvuslik palgalõhe erasektoris suurem. Arvutatud tulemused sarnanevad Toometi ja Ridala (2019) läbi viidud uuringuga, kus tulemustes selgus, et eestlased teenivad keskmiselt 10-20% rohkem kui venelased. Lisaks on rahvuslikku palgaerinevust kajastatud ka Lepingu ja Toomet'i (2007), Hannson'i ja Aaviku (2012) ning Lindemann'i ja Võõrmani (2010) teostatud uuringutes, nimelt rahvuslik tegur avaldab mõju palgakujunemisele ehk vähemusgrupid teenivad keskmiselt väiksemat sissetulekut.

Regressioonanalüüsis kasutatavad sõltumatud muutujad on töö teoreetilises osas esitatud E. Glinskaya (2005), S. Uğural'i (2009), J. Ramoni-Perazzi ja D. Bellante (2006), O. Soosaar'e (2019), M. Morikawa (2014) poolt läbiviidud uuringutes kajastatud peamised sissetulekut mõjutavad tegurid. Erasektori ja avaliku sektori mudelite tulemuste alusel võib öelda, et soolisel muutujal on oluline mõju sissetuleku kujunemisel. Teiste tunnuste samaks jäämisel (*ceteris paribus*) teenivad mehed erasektoris 44% kõrgemat netotunnipalka ning avalikus sektoris teenivad mehed 25,19% kõrgemat sissetulekut. Saadud tulemused ei erine eelnevalt arvutatud

absoluutsetest soolistest palgalõhedest. Palga kujunemisel on eelis nendel töötajatel, kelle koduseks keeleks on eesti keel. Vene keelt kõnelevad töötajad teenivad erasektoris ligikaudu 15,9% väiksemat netotunnipalka, kuid avalikus sektoris ei ole sooline palgalõhe niivõrd suur, kus venelased teenivad 4,5% väiksemat netotunnipalka.

Glinskaya (2005) on välja toonud, et sissetulekut mõjutavad peamiselt töötaja töökogemus ning haridustase. Haridustase ja töökogemus on omavahel atsüklilised, mis tähendab, et iga täiendav aasta panustatud tööstaažile vähendab töötaja sissetulekut erasektoris 0,49% ning iga täiendav aasta panustatud eneseharimisele tõstab töötaja sissetulekut 5,38%. See-eest avalikus sektoris iga lisanduv aasta töökogemusele vähendab sissetulekut 0,24%, kuid enesetäiendamine tõstab iga aasta sissetulekut 7,9%. Pikem tööstaaž tähendab väiksemat sissetulekut, mille üheks põhjuseks on ealine diskrimineerimine. See tähendab, et staažikamate töötajate seisund tööturul on kehvem, kuna nad saavad väiksemat töötasu, vaatamata pikemale töökogemusele. Antud tulemused sarnanevad Adamchik'i (2000) läbi viidud uuringuga, kus selgus, et kõrgharidus tagab keskmiselt 21% kõrgema töötasu.

Laste ja alluvate olemasolu regressorid on samasuunalised, see tähendab, et mõlema teguri olemasolu suurendab sissetulekut. Erasektori töötajale tähendab vähemalt ühe lapse olemasolu ligikaudu kaks protsenti kõrgemat sissetulekut võrreldes avaliku sektori töötajaga. Samasugust erinevust sektorite vahel ei saa välja tuua alluvate olemasolu kohta. Nimelt juhupositsioon kuni viiele alluvale tähendab erasektoris 25,7% kõrgemat netotunnipalka ning avalikus sektoris 26,07% kõrgemat sissetulekut.

Haridusvaldkonna valikul mõjutab mõlemas sektoris kõige rohkem sissetulekut tervishoiu valdkond, võrreldes keskhariduse omandanud inimestega ning kõige suuremat negatiivset mõju netotunnipalgale avaldab mõlemas sektoris põllumajandus. Tegevusvaldkonna valikul teenitakse erasektoris protsentuaalselt kõige rohkem avalikus halduses ning kõige vähem majutuse ja toitlustuse sektoris, võrreldes lähtegrupiga ehk töötleva tööstusega. Avalikus sektoris mõjutab protsentuaalselt netotunnipalka kõige rohkem kaevandus ning kõige vähem kunsti ja meelelahtuse tegevusvaldkond, kus võrreldavaks lähtegrupiks on valitud avalik haldus.

Kõikide eelnevalt välja toodud protsentuaalsete muutuste puhul tuleb arvestada, et kirjeldatud muutused kehtivad juhul, kui kõik muud tunnused jäävad samaks ehk *ceteris paribus*. Regressioonanalüüsi mudelites kasutatavad sõltumatud muutujad (sugu, emakeel, alluvate

olemasolu, töötunnid, töökogemus, haridustase, haridusvaldkond ning tegevusala) on vaid väike osa regressoritest, mis avaldavad mõju sissetuleku kujunemisele. Tegelikuses on erasektori ja avaliku sektori palgaerinevust mõjutavaid tegureid rohkem. Kõikide tegurite arvesse võtmisel muutuks regressioonanalüüs keeruliseks ning nõuaks täiendavaid teadmisi. Kindlasti ei kattu lõputöös kajastatud analüüsitulemused varasemate uuringute tulemustega, kuna läbiviidud uuringud on sooritatud erinevate andmete ja ajaperioodide põhjal.

KOKKUVÕTE

Bakalaureusetöö eesmärgiks oli välja selgitada, kuidas palgalõhed erinevad sektorite lõikes. Välja toodud eesmärgi saavutamiseks esitles autor töö esimeses osas teemakohaseid teoreetilisi seisukohti varasematest empiirilistest uuringutest, mille tulemil loodi teoreetiliste teadmiste kogum ning millest sõltus ka töö regressioonanalüüs.

Töö esimeses osas tutvustati erasektori ja avaliku sektori palgaerinevuse põhjuseid, soolise palgalõhe põhjuseid, soolist diskrimineerimist ning rahvusliku palgalõhe põhjuseid. Töö teises osas antakse ülevaade andmetest, metoodikast ja kirjeldavast statistikast. Analüüsis käsitleti mõlemat sektorit eraldi, kuid mõlema mudeli koostamisel kasutati samasuguseid kontrollmuutujaid ja valimit, et leida palgalõhet mõjutavate tegurite erinevus sektorite lõikes. Lõputöös kasutatav valim pärineb 2011. aastast, kuna hilisemad mikroandmed pole kättesaadavad ning mudeli koostamisel kasutati vähim ruutude meetodit.

Mudelite tulemuste ja teoreetiliste käsitluste uurimisel oli võimalik teha kindlaid järeldusi ning vastu võtta või ümber lükata töös püstitatud hüpoteese. Antud töö sissejuhatuses esitatud hüpoteesid leidsid kinnitust:

- 1) Erasektoris on palgalõhed suuremad kui avalikus sektoris;
- 2) Inimese sugu mõjutab palka, arvestades ka kontrollmuutujaid;
- 3) Palgalõhet mõjutavad lisaks soolisele erinevusele töökogemus, haridustase, haridusvaldkond, rahvus.

Bakalaureusetöös kasutatava valimi põhjal leiti, et keskmine sooline palgalõhe erasektoris on 33,07% ning avalikus sektoris 23,42%. Kontrollmuutujaid arvesse võttes teenivad mehed erasektoris keskmiselt 44% kõrgemat sissetulekut ning avalikus sektoris on sooline palgalõhe 25,19%, kui kõik muud tunnused jäävad samaks. Keskmine absoluutne rahvuslik palgalõhe on erasektoris 18,95% ning avalikus sektoris 13,52%. Kui lisada regressioonanalüüsi kontrollmuutujad, siis on erasektori rahvuslik palgalõhe ligikaudu 10% suurem kui avalikus sektoris.

Haridustaseme puhul selgus, et juhul kui kõik muud muutujad jäävad samaks, siis teenivad avaliku sektori töötajad iga täiendava aasta panustamisel oma haridusse keskmiselt 2,5% kõrgemat netotunnipalka kui erasektori töötajad. Vanuse võrdlusel on arvestatud tugeva korrelatsiooni tõttu töökogemusega. Analüüsisist selgus, et suurem töökogemus tähendab ligikaudu 0,2% väiksemat palgakaotust avalikus sektoris. Iga täiendav aasta vähendab netotunnipalka erasektoris ligikaudu 0,5%. Vähemalt ühe lapse olemasolu tagab keskmiselt 2% kõrgema sissetuleku erasektoris, kuid alluvate olemasolu ei anna sektorite lõikes kindlat vastust. Erasektoris tagab kuni viie alluva olemasolu 25,7% kõrgema sissetuleku võrreldes töötajatega, kelle roll ei ole juht või juhendaja. Samaaegselt tagab avalikus sektoris alluvate olemasolu 26,07% kõrgema sissetuleku.

Nii hariduse erialavalikul kui ka tegevusvaldkonna valikul selgus, et erasektoris tagab kõrghariduse omandamisel kõige suurema sissetuleku erinevuse keskhariduse omandanud töötajatega tervishoiu valdkond ning samaaegselt kõige väiksema sissetuleku põllumajandus. Avalikus sektoris tagab kõige kõrgema netotunnipalga samuti tervishoid ning kõige madalama kontrollgrupp ehk keskhariduse omandanud töötajad. Tegevusvaldkonna valikul erasektoris mõjutab positiivselt kõige rohkem avalik haldus, võrreldes töötleva tööstusega ning kõige vähem majutuse ja toitlustuse eriala. Avalikus sektoris on see-eest kontrollgrupiks avalik haldus ning sellega võrreldes on kaevandustöötajad kõige suurema positiivse mõjuga ning kõige suurema negatiivse mõjuga on kunsti ja meelelahutusega tegelevad inimesed.

Eelnevalt välja toodud tulemuste alusel saab väita, et töö sissejuhatuses püstitatud eesmärk on täidetud, milleks oli uurida palgalõhe mõjureid ja mõjusid, selgitamaks välja palgaerinevuse olemus sektorite vahel. Selles on töös peamised kontrollmuutujad sugu ja rahvus, mis mõjutavad oluliselt palka. Täpsemalt on palgalõhe olemus suurem erasektoris kui avalikus sektoris.

SUMMARY

WAGE GAPS IN THE PUBLIC AND PRIVATE SECTORS IN ESTONIA

Arles Egert Lelle

The wage differences between the public sector and private sector are based on the principle of economic profit. The private sector's aim is to differentiate itself from the competition and strive for the market leader position as the public sector's aim is to serve the public in an exemplary manner. The aim of this thesis is to examine how wage gaps considering age and ethnicity differ between the public and private sectors in Estonia.

The first part of the thesis introduces the causes for the pay gap between private and public sectors, the reasons for gender pay gap, gender discrimination and the causes for pay gap based on nationality. The second part of the thesis provides an overview of data, methodology and descriptive statistics. The analysis looked at both sectors separately, but both models used the same regressors and population sample to find the factor influencing the pay gap in different sectors. The data used in the thesis dates from 2011, because later data was not available. For the linear regression model the ordinary least squared method was used.

All hypotheses for this thesis were confirmed:

- 1) The wage gap influenced by gender and nationality is larger in the private sector than in the public sector;
- 2) The gender affects the salary, including control variables;
- 3) In addition to the gender difference, the pay gap is also affected by work experience, level of education, field of education and nationality.

Based on the sample used in the bachelor's thesis, the average gender pay gap was found to be 33.07% in the private sector and 23.42% in the public sector. Using control variables, men in the private sector have on average 44% higher incomes and in the public sector a pay gap of 25,19%

between the genders. The average absolute national wage gap is 18.95% in the private sector and 13.52% in the public sector. If the control variables of the regression analysis are added, then the national wage gap in the private sector is 10% bigger than in the public sector.

Regarding the level of education, it was found that if all other variables remain the same, public sector employees will earn on average 2.5% higher net hourly wages than private sector employees in each additional year of education. The analysis showed that each additional year of work experience decreases the net hourly wage by 0.2% in the public sector and 0.5% in the private sector. In the private sector with at least one child, there is on average a 2% increase in income compared to the public sector. The existence of a subordinate does not definite answer through the sectors, namely in the private sector up to five subordinates provides a 25.7% higher income compared with employees without a managerial roll. At the same time subordinates in the public sector provide a 26,07% higher hourly income.

Looking at the private sector and compared to employees with a secondary education, people with an education in their field of work have a bigger increase in income. The benefits of secondary education in their field of work reflects most in healthcare and least in agriculture. The same correlation is seen in the public sector regarding healthcare, while employees with secondary education earn the least.

Based on the empirical analysis all three hypotheses for this thesis were proved. The wage gap influenced by gender and nationality is larger in the private sector than in the public sector. The gender affects the salary, including control variables. In addition to the gender difference, the pay gap is also affected by work experience, level of education, field of education and nationality.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Adamchik, V. A., Bedi, A. S. (2000). Wage differentials between the public and the private sectors: evidence from an economy in transition. – *Handbook of Labor Economics*, Vol. 7, 203-224.
- Altonji, J.G., Blank, R.M., (1999). Race and gender in the labor market. – *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, 3143-3259.
- Anspal, S., Biin, H., Kallaste, E. (2009). *Sooline palgalõhe. Teoreetilise ja empiirilise kirjanduse ülevaade*. Kättesaadav: https://www.sm.ee/sites/default/files/content-editors/Ministeerium_kontaktid/Uuringu_ja_analuusid/Sotsiaalvaldkond/1_raport.pdf, 14. detsember 2020.
- Anspal, S., Turk, P., Kraut, L., Kallaste, E. (2011). *Sooline palgalõhe Eestis. Empiiriline analüüs*. Kättesaadav: <https://www.tooelu.ee/UserFiles/Sisulehtede-failid/Teemad/vordne-kohtlemine/Sooline-palgalohe-Eestis.pdf>, 14. detsember 2020.
- Anspal, S., Järve, J. (2012). *Avaliku ja erasektori palkade erinevus. Teoreetilise ja empiirilise kirjanduse ülevaade*. Kättesaadav: <https://centar.ee/uus/wp-content/uploads/2012/03/2012.11.05-Avaliku-ja-erasektori-palkade-erinevus-05.11.2012.pdf>, 14. detsember 2020.
- Armstrong, M., Cummins, A., Hastings, S., Wood, W. (2005). *Job Evaluation: A Guide to Achieving Equal Pay*.
- Arulampalam, W. (2004). Is There a Glass Ceiling over Europe? Exploring the Gender Pay Gap across the Wages Distribution. – *ILR Review*, Vol. 60, No. 2, 163-186.
- Baron, J. D., Cobb-Clark, D. A. (2010). Occupational segregation and the gender wage gap in private-and public-sector employment: a distributional analysis. – *Economic Record*, Vol. 86, No. 273, 227-246.
- Bartolucci, C. (2013). Gender Wage Gaps Reconsidered A Structural Approach Using Matched Employer-Employee Data. – *Journal of Human Resources*, Vol. 48, No. 4, 998-1034.
- Belman, D. a. (2004). Public-sector wage comparability: The role of earnings dispersion. – *Public Finance Review*, Vol. 32, 6.
- Bertrand, M. (2010). New perspective on gender. – *Handbook of Labor Economics*, Vol. 4, 1543-1590.

- Bertrand, M., Mullainathan, S. (2004). Are Emily and Greg more employable than Lakisha and Jamal? A field experiment on labor market discrimination. – *American Economic Review*, Vol. 94, No. 4, 991-1013.
- Bettio, F. (2002). The Pros and Cons of Occupational Gender Segregation in Europe. – *Canadian Public Policy*, University of Toronto Press, Vol. 28, No. 1, 65-84.
- Black, D., Haviland, A., Sanders, S., Taylor, L. (2006). Why do minority men earn less? a study of wage differentials among the highly education. – *Review of Economic Studies*, Vol. 88, No. 2, 300-313.
- Blau, F. D., Kahn, L. M. (2013). Female Labor Supply: Why Is the United States Falling Behind? – *The American Economic Review*, Vol. 103, No. 3, 251-256.
- Blau, F. D., Brummund, P., Yung-Hsu Liu, A. (2012). Trends in Occupational Segregation by Gender 1970-2009: Adjusting for the Impact of Changes in the Occupational Coding System. – *IZA Discussion Paper*, No. 6490.
- Bobbitt-Zeher, D. (2007). The Gender Income Gap and the Role of Education. – *Sociology of Education*, Vol. 80, 1–22.
- Borjas, G. J. (2002). The wage structure and the sorting of workers into the public sector. – *National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper*, No. 9313.
- Borjas, G. J., Freeman, R. B., Katz, L. F. (1996). Searching for the effect of immigration on the labor market. – *American Economic Review*, Vol. 86, No. 2, 246–251.
- Bound, J., Freeman, R. B. (1992). What went wrong? the erosion of relative earnings and employment among young black men in the 1980s. – *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 1, 201–232.
- Bowles, H. R. (2012). Psychological perspectives on gender in negotiation. – *Working Paper Series*, No. 12, 46.
- Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance*, 2nd ed. Cambridge: Cambridge University Press.
- Castro, F. d., Salto, M., Steiner, H. (2013). The gap between public and private wages: new evidence for the EU. – *European Commission, Economic Paper*, No. 508.
- Chubb, C., Melis, S., Potter, L., Storry, R. (2008). The Global Gender Pay Gap. – *International Trade Union Confederation, ITUC Report*. Kättesaadav: <http://www.ituc-csi.org/IMG/pdf/gap-1.pdf>, 14. detsember 2020.
- Dittrich, M., Knabe, A., Leipold, K. (2014). Gender differences in experimental wage negotiations. – *Economic Inquiry*, Vol. 52, No. 2, 862-873.
- Dustmann, C., Fabbri, F. (2003). Language proficiency and labour market performance of immigrants in the UK. – *Economic Journal*, Vol. 113, No. 489, 695–717.

- Elena Glinskaya, M. L. (2005). Wage differentials between the public and private sectors in india. – *World Bank Policy Research Working Paper*, No. 3574.
- Eurostat (2009). The unadjusted gender pay gap 2009. Kättesaadav: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>, 14. detsember 2020.
- Foubert, P. (2010). The Gender Pay Gap in Europe from a Legal Perspective. – *Publications Office of the European Union*. Kättesaadav: http://www.era-comm.eu/oldoku/SNLLaw/05_Equal_Pay/2011_09%20Foubert_EN.pdf, 14. detsember 2020.
- Giordano, R., Depalo, D., Pereira, M. C. (2011). The public sector pay gap in a selection of Euro Area countries. – *European Central Bank, Working Paper*, 1406.
- Goldberg, J., & Hill, C. (2007). Behind the pay gap. – *American Association of University Women Educational Foundation*. Kättesaadav: <https://files.eric.ed.gov/fulltext/ED496176.pdf>, 14. detsember 2020.
- Griffiths W.W., Carter Hill R., Judge G. G. (1993). Learning and practicing econometrics. – *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 9, No. 2, 225-226.
- Gunderson. M. (2006). Male-Female Wage Differentials: How Can That Be? – *Canadian Journal of Economics*, Vol. 39, No. 1, 1-21.
- Gujarati, D. N., Porter, D. C. (1999). *Essentials of Econometrics*. 4th ed. McGraw-Hill/Irwin.
- Gujarati, D. N. (2004). *Basic Econometrics*. 4th ed. New-York: McGraw-Hill/Irwin
- Gujarati D.N., Dawn C.P. (2009). *Basic Econometrics*. 5th ed. United States of America: McGraw-Hill Companies.
- Hansson, L., Aavik, K. (2012). The Effect of Gender and Ethnicity and their Intersection on Work Satisfaction and Earnings in Estonia, 1993-2008. – *Studies of Transition States and Societies*, Vol. 4, No. 2.
- Heyman, F., Svaleryd, H., Vlachos, J. (2013). Competition, Takeovers, and Gender Discrimination. – *Cornell University ILR School*, Vol. 66, Nr. 2.
- Hinnosaar, M., Rõõm, T. (2003). The Impact of Minimum Wage on the Labour Market in Estonia: An Empirical Analysis. – *Bank of Estonia, Working Papers*, No. 8.
- Janneke Plantenga, C. R. (2006). The gender pay gap. Origins and policy responses. A comparative review of 30 European countries. – *Utrecht School of Economics*, 1–60.
- Joy, L. (2003). Salaries of Recent Male and Female College Graduates: Educational and Labor Market Effects. – *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 56, No. 4, 606-621.
- Kahanec, M. (2007). Ethnic Competition and Specialization. – *IZA Discussion Papers*, No. 3167.

- Kallaste, E., Karu, M., Kraut, L. (2010). Sooline palgalõhe Eestis. Juhtumite uuringud. *Empiiriline analüüs*. Kättesaadav: <https://centar.ee/uus/wp-content/uploads/2010/03/3.-Juhtumiuuringud.pdf>, 14. detsember 2020.
- Kennedy, P. (2008). *A Guide to Econometrics*. 6th ed. Malden: Blackwell Publishing.
- Krusell, S. (2007). Noorte eestlaste ja mitte-eestlaste tööturupositsioonid. – *Sotsiaaltrendid*, Vol. 4, 56-62.
- Le, A., T., Miller, P. W., Slutske, W.S., Martin, N.G. (2011). Attitudes towards economic risk and the gender pay gap. – *Labour Economics*, Vol. 18, 555-561.
- Leaker, D. (2008). The gender pay gap in the UK. – *Economic & Labour Market Review*, Vol. 2, No. 4.
- Lepik, A. (2010). *Töötud mitte-eestlased Eesti tööturul*. Sotsiaalministeeriumi toimetised, Tallinn: Sotsiaalministeerium.
- Leping, K. O. (2005). Public-private sector wage differential in Estonia: Evidence from quantile regression. – *Tartu Univeristy Press*, No. 431.
- Leping, K.-O., Toomet, O. (2007). Ethnic wage gap and political break-ups: Estonia during political and economic transition. – *Faculty of Economics and Business Administration Tartu University Press*, No. 147.
- Leping, K.-O., Toomet, O. (2008). Emerging ethnic wage gap: Estonia during political and economic transition. – *Journal of Comparative Economics*, Vol. 36, 599-619.
- Lindemann, K., Võormann, R. (2010). Second generation Russians in the Estonian labour market. – *Estonia Human Development Report*, 99-102.
- Marksoo, Ü. (2010). *Töövaldkonna areng 2009-2010*. Sotsiaalministeeriumi toimetised, Tallinn: Sotsiaalministeerium.
- Marksoo, Ü., Järv, K. (2008). Risk groups of the labour market, in Ü. Marksoo (ed.), *Employment and working life in Estonia 2007*. – *Series of Ministry of Social Affairs*, Vol. 5, 10-18.
- Masso, J., Meriküll, J., Vahter, P., (2020). *The role of firms in the gender wage gap*. The University of Tartu FEBA
- Melly, B. (2002). Public-private sector wage differentials in Germany: Evidence from quantile regression, – *Empirical Economics*, Vol. 30, 505-520.
- Melly, B. (2004). Public-private sector wage differentials in Germany: Evidence from quantile regression. – *Swiss Institute for International Economics and Applied Economic Research*.
- Meriküll, J., Mötsmees, P. (2017). Do you get what you ask? The gender gap in desired and realised wages. – *International Journal of Manpower*, Vol. 38, No. 6, 893-908.

- Mora, R., Ruiz-Castillo, J. (2004). Gender segregation by occupations in the public and the private sector. The case of Spain. – *Investigaciones económicas*, Vol. 28, No. 3, 399-428.
- Morikawa, M. (2014). A Comparison of the Wage Structure between the Public and Private Sectors in Japan. – *RIETI Discussion Paper Series*, Vol. 14, 60.
- Mudelisse sisestatud lõplikud andmed. Kättesaadav: https://docs.google.com/spreadsheets/d/16-O_EYlvvfygX4B8dUCgr5sQ0EpZDJpTW7N31MnsyvA/edit?usp=sharing, 14. detsember 2020.
- Navarro, L., Selman, J. (2014). *Wage differentials between the public and private sectors in Chile: Evidence from longitudinal data*. Cepal Review.
- Nekby, L. (2003). Gender differences in rent sharing and its implications for the gender. – *Economics Letters*, Vol. 81, No. 3, 403-410.
- Nielsen, H. S., Rosholm, M., Smith, N., Husted, L. (2001). Qualifications, Discrimination, or Assimilation? An Extended Framework for Analysing Immigrant Wage Gaps. – *IZA Discussion Papers*, No. 365.
- Paas, T. (1995). *Sissejuhatus ökonomeetriasse*. Tartu Ülikooli Kirjastus, Tellimuse nr. 329.
- Ramoni-Perazzi, J., Bellante, D. (2006). Wage Differentials Between The Public And The Private Sector: How Comparable Are The Workers? – *Journal of Business & Economics Research*, Vol. 4, No. 5.
- Rooth, D.-O., (2007). Implicit discrimination in hiring: Real world evidence. – *Discussion Paper*, No. 2764.
- Rubery, J., Grimshaw, D., Figueiredo, H. (2005). How to close the gender pay gap in Europe: towards the gender mainstreaming of pay policy. – *Industrial Relations Journal*, Vol. 36, No. 3, 184-213.
- Sauga, A. (2020). *Statistika õpik majanduseriala üliõpilastele*. Tallinn, Eesti: TalTech Kirjastus
- Sevin Uğural, F. G. (2009). Gender Wage Gap in Public and Private Sector: Case of North Cyprus. – *Eastern Mediterranean University Press Famagusta*, Vol. 1.
- Solnick, S. (2001). Gender differences in the ultimatum game. – *Economic Inquiry*, Vol. 39, No. 2, 189-200.
- Soosaar, O. (2019). *Avaliku sektori palgakasv ületab erasektori oma*. Eesti Pank.
- Stewart, M. B. (2014). Why is the Gender Pay Gap Higher in the Private Sector? – *University of Warwick*. Kättesaadav: https://warwick.ac.uk/fac/soc/economics/staff/mstewart/gender_pay_gap_in_private_sector.pdf, 14. detsember 2020.

- Tansel, A. (2005). Public-Private Employment Choice, Wage Differentials. – *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 53, No. 2, 453-477.
- Toomet, O., Ridala, S. (2019). Wage Gap in an Ethnically Segmented Labor Market: The Role of Cognitive Skills. – *Eastern European Economics*, Vol. 57, No. 1, 20-30.
- Turner, T., Flannery, D. (2019). Assessing the wage gap between public and private sector employees in Ireland: issues, evidence and challenges. – *The Irish Journal of Management*, Vol. 37, No. 1.
- Vetik, R., Helemäe, J. (2011). *The Russian Second Generation in Tallinn and Kohtla-Järve*. The TIES Study in Estonia. Amsterdam: Amsterdam University Press.
- Virkus, H. (2011). *Palkade erinevus avalikus ja erasektoris perioodil 2005-2009*. (Bakalaureusetöö) Tartu Ülikooli majandusteaduskond, rahvamajanduse instituut, Tartu.
- Vöörmann, R., Helemäe, J. (2011). Income inequality, in R. Vetik & J. Helemäe (eds.), *The Russian Second Generation in Tallinn and Kohtla-Järve*. – *Amsterdam University Press*, 117-139.
- Yellen, G. A. (1990). The Fair Wage-Effort Hypothesis and Unemployment. – *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105, No. 2, 255-283.

LISAD

Lisa 1. Esimene mudel ja testide tulemused

Mudel 1: OLS, Vaatluste arv n=3396
Sõltuv tunnus: TUNNIPALK

	<i>Koefitsient</i>	<i>Standardviga</i>	<i>P-väärtus</i>	
Konstant	-0,0744479	0,438015	0,8650	
Sugu (mees)	1,82953	0,108678	<0,0001	***
Töökogemus (aastates)	-0,0168168	0,00421877	<0,0001	***
Haridusvaldkond (Üldprogrammid):				
Haridusteadus	0,371276	0,248257	0,1349	
Humanitaarteadus	0,0153912	0,257641	0,9524	
Sotsiaalteadus	0,348323	0,171543	0,0424	**
Matemaatika	-0,0499911	0,272230	0,8543	
Inseneriteadus	-0,178959	0,143491	0,2124	
Põllumajandusteadus	-0,511887	0,250480	0,0411	**
Tervishoid	0,975138	0,265037	0,0002	***
Teenindus	-0,307334	0,181848	0,0911	*
Erasektor				
Alluvad olemas	0,774772	0,184325	<0,0001	***
Töötunnid	1,27329	0,0999443	<0,0001	***
Lapsed olemas	-0,0355123	0,00507489	<0,0001	***
Eesti keel	0,424351	0,120521	0,0004	***
Haridustase (aastates)	0,527827	0,109919	<0,0001	***
	0,315955	0,0274599	<0,0001	***
Tegevusvaldkond (töötlev tööstus):				
Hulgi- ja jaekaubandus	-0,294302	0,164019	0,0729	*
Majutus ja toitlustus	-0,890976	0,268397	0,0009	***
Kinnisvara	-0,220548	0,435874	0,6129	
Tervis ja sotsiaal	0,710147	0,215072	0,0010	***
Transport	1,06577	0,261820	<0,0001	***
Avalik haldus	1,89694	0,288588	<0,0001	***
Info ja kommunikatsioon	0,717306	0,282216	0,0111	**
Kutse-, teadus- ja tehnikaalane	1,66119	0,204193	<0,0001	***
Ehitus	-0,212427	0,289887	0,4637	

Põllumajandus, metsandus ja kalapüük	0,00327175	0,250705	0,9896	
Haridusalane	-0,156432	0,273597	0,5675	
Kunst ja meelelahutus	-0,448427	0,353162	0,2043	
Haldus- ja tugiteenused	0,332708	0,267217	0,2132	
Finantstegevus	1,83066	0,324755	<0,0001	***
Kaevandus	1,91264	0,494536	0,0001	***
Muud teenused	0,610706	0,448424	0,1733	
Kanaliseerimine ja jäätmed	0,526328	0,596836	0,3779	
Elekter ja gaas	1,08041	0,446529	0,0156	**
Mean dependent var	5,079728	S.D. dependent var	3,106230	
Sum squared resid	23009,38	S.E. of regression	2,616484	
R-squared	0,297579	Adjusted R-squared	0,290473	
F(34, 3361)	41,87875	P-value(F)	1,3e-228	
Log-likelihood	-8067,505	Akaike criterion	16205,01	
Schwarz criterion	16419,57	Hannan-Quinn	16281,70	

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 743,318

with p-value = $P(\text{Chi-square}(397) > 743,318) = 2,35603e-023$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 1310,96

with p-value = $2,12912e-285$

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 3359) = 11,4107$

with p-value = $P(F(2, 3359) > 11,4107) = 1,15116e-005$

Allikas: OECD (2020), autori poolt koostatud Gretl's läbi viidud analüüsil

Lisa 2. Lisas 1 esitatud regressioonimudeli multikollineaarsuse raport

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0

Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

Sugu (mees)	1,415
Töökogemus (aastates)	1,346
Haridusteadus	1,766
Humanitaarteadus	1,399
Sotsiaalteadus	2,126
Matemaatika	1,443
Inseneriteadus	1,968
Põllumajandusteadus	1,247
Tervishoid	1,850
Teenindus	1,412
Erasektor	3,740
Alluvad olemas	1,103
Töötunnid	1,101
Lapsed olemas	1,330
Eesti keel	1,147
Haridustase (aastates)	1,853
Hulgi ja jaekaubandus	1,594
Majutus ja toitlustus	1,208
Kinnisvara	1,070
Tervis ja sotsiaal	1,284
Transport	2,862
Avalik haldus	1,192
Info ja kommunikatsioon	1,227
Kutse-, teadus- ja tehnikaalane	1,332
Ehitus	1,168
Põllumajandus, metsandus...	3,631
Haridusalane	2,297
Kunst ja meelelahutus	1,354
Haldus ja tugiteenused	1,159
Finantstegevus	1,145
Kaevandus	1,097
Muud ja teenused	1,075
Kanaliseerimine ja jäätmed	1,035
Elekter ja gaas	1,123

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, where $R(j)$ is the multiple correlation coefficient between variable j and the other independent variables

Allikas: OECD (2020), autori poolt koostatud Gretl's läbi viidud analüüsil

Lisa 3. Erasektori lõplik regressioonimudel ja testide tulemused

Mudel 2: OLS, vaatluste arv n=2267
 Sõltuv tunnus: log_TUNNIPALK
 Kohandatud robustsete standardvigadega

	<i>Koefitsient</i>	<i>Standardviga</i>	<i>p-väärtus</i>	
Konstant	0,641476	0,0975614	<0,0001	***
Sugu (mees)	0,370804	0,0228849	<0,0001	***
Töökogemus (aastates)	-0,00481201	0,000971249	<0,0001	***
Haridusvaldkond (Üldprogrammid):				
Haridusteadus	-0,0622576	0,0842985	0,4603	
Humanitaarteadus	-0,0389205	0,0659354	0,5551	
Sotsiaalteadus	0,0228342	0,0372163	0,5396	
Matemaatika	0,00697295	0,0645312	0,9140	
Inseneriteadus	-0,0295966	0,0298193	0,3210	
Põllumajandusteadus	-0,111643	0,0551074	0,0429	**
Tervishoid	0,255627	0,0597053	<0,0001	***
Teenindus	-0,0643223	0,0390478	0,0996	*
Alluvad olemas	0,229563	0,0222416	<0,0001	***
Töötunnid	-0,00120175	0,000345479	0,0005	***
Lapsed olemas	0,0837039	0,0260685	0,0013	***
Eesti keel	0,147731	0,0241248	<0,0001	***
Haridustase (aastates)	0,0537965	0,00642355	<0,0001	***
Tegevusvaldkond (Töötlev tööstus):				
Hulgi- ja jaekaubandus	-0,0706859	0,0277386	0,0109	**
Majutus ja toitlustus	-0,216905	0,0472059	<0,0001	***
Kinnisvara	-0,0941488	0,0977142	0,3354	
Transport	0,133784	0,0403040	0,0009	***
Info ja kommunikatsioon	0,314969	0,0557809	<0,0001	***
Ehitus	0,242738	0,0417722	<0,0001	***
Põllumajandus, metsandus ja kalapüük	-0,0928064	0,0553956	0,0940	*
Haldus ja tugiteenused	-0,0189444	0,0620639	0,7602	
Finantstegevus	0,341893	0,0538269	<0,0001	***
Tervis ja sotsiaal	-0,185068	0,0528395	0,0005	***
Kutse-, teadus- ja tehnikaalane	0,162155	0,0518943	0,0018	***
Muud teenused	0,0252238	0,126479	0,8419	
Kanaliseerimine ja jäätmed	0,221395	0,0821576	0,0071	***
Elekter ja gaas	0,397031	0,102897	0,0001	***
Kunst ja meelelahutus	-0,0371078	0,183336	0,8396	
Kaevandus	0,155135	0,138373	0,2624	
Haridusalane	0,156591	0,107166	0,1441	
Avalik haldus	0,488247	0,209782	0,0200	**
Mean dependent var	1,487698	S.D. dependent var	0,572849	
Sum squared resid	492,9920	S.E. of regression	0,469868	

R-squared	0,337021	Adjusted R-squared	0,327224
F(33, 2233)	39,64250	P-value(F)	2,0e-196
Log-likelihood	-1487,330	Akaike criterion	3042,661
Schwarz criterion	3237,352	Hannan-Quinn	3113,695

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 2231) = 2,24527$

with p-value = $P(F(2, 2231) > 2,24527) = 0,106138$

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: $LM = 541,794$

with p-value = $P(\text{Chi-square}(339) > 541,794) = 1,50765e-011$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: $\text{Chi-square}(2) = 34,2321$

with p-value = $3,68638e-008$

Allikas: OECD (2020), autori poolt koostatud Gretl's läbi viidud analüüsil

Lisa 4. Lisas 3 esitatud erasektori regressioonimudeli multikollineaarsuse raport

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0

Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

Sugu (mees)	1,359
Töökogemus (aastates)	1,398
Haridusteadus	1,129
Humanitaarteadus	1,205
Sotsiaalteadus	2,015
Matemaatika	1,293
Inseneriteadus	1,891
Põllumajandusteadus	1,199
Tervishoid	1,476
Teenindus	1,345
Alluvad olemas	1,118
Töötunnid	1,119
Lapsed olemas	1,385
Eesti keel	1,126
Haridustase (aastates)	1,770
Hulgi ja jaekaubandus	1,506
Majutus ja toitlustus	1,210
Kinnisvara	1,067
Transport	1,217
Info ja kommunikatsioon	1,207
Ehitus	1,304
Põllumajandus, metsandus ja kalapüük	1,151
Haldus ja tugiteenused	1,147
Finantstegevus	1,149
Tervis ja sotsiaal	1,383
Kutse-, teadus- ja tehnikaalane	1,166
Muud teenused	1,066
Kanaliseerimine ja jäätmed	1,022
Elekter ja gaas	1,042
Kunst ja meelelahutus	1,038
Kaevandus	1,026
Haridusalane	1,063
Avalik haldus	1,013

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, where $R(j)$ is the multiple correlation coefficient between variable j and the other independent variables

Allikas: OECD (2020), autori poolt koostatud Gretl's läbi viidud analüüsil

Lisa 5. Avaliku sektori lõplik regressioonimudel ja testide tulemused

Mudel 3: OLS, Vaatluste arv n=1129
 Sõltuv tunnus: log_TUNNIPALK
 Kohandatud robustsete standardvigadega

	<i>Koefitsient</i>	<i>Standardviga</i>	<i>p-väärtus</i>	
Konstant	0,667928	0,104916	<0,0001	***
Sugu (mees)	0,224712	0,0305565	<0,0001	***
Töökogemus (aastates)	-0,00240207	0,00103245	0,0202	**
Haridusvaldkond (Üldprogrammid):				
Haridusteadus	0,211068	0,0482448	<0,0001	***
Humanitaarteadus	0,143160	0,0542878	0,0085	***
Sotsiaalteadus	0,110899	0,0472509	0,0191	**
Matemaatika	0,0240851	0,0630141	0,7024	
Inseneriteadus	-0,0658483	0,0458275	0,1510	
Põllumajandusteadus	-0,112169	0,0630599	0,0756	*
Tervishoid	0,237869	0,0563131	<0,0001	***
Teenindus	-0,0117623	0,0470416	0,8026	
Alluvad olemas	0,231708	0,0245265	<0,0001	***
Töötunnid	-0,00243456	0,000372172	<0,0001	***
Lapsed olemas	0,0621124	0,0328638	0,0590	*
Eesti keel	0,0445467	0,0291713	0,0270	**
Haridustase (aastates)	0,0791203	0,00577693	<0,0001	***
Tegevusvaldkond (Avalik haldus)				
Kutse-, teadus- ja tehnikaalane	-0,131410	0,0868743	0,1307	
Haridusalane	-0,331314	0,0308981	<0,0001	***
Tervis ja sotsiaal	-0,274748	0,0449291	<0,0001	***
Kunst ja meelelahutus	-0,423337	0,0562974	<0,0001	***
Transport	-0,0238386	0,0772380	0,7577	
Kaevandus	0,415181	0,0813372	<0,0001	***
Muud teenused	-0,171245	0,171809	0,3191	
Elekter ja gaas	-0,0583009	0,0667731	0,3828	
Finantstegevus	-0,00245236	0,208457	0,9906	
Kinnisvara	-0,340138	0,160825	0,0347	**
Hulgi ja jaekaubandus	-0,349462	0,161361	0,0305	**
Haldus ja tugiteenused	-0,233125	0,310390	0,4528	
Töötlev tööstus	-0,0958878	0,0992823	0,3344	
Põllumajandus, metsandus ja kalapüük	0,0533339	0,222624	0,8107	
Ehitus	0,127701	0,183161	0,4858	
Info ja kommunikatsioon	-0,0995008	0,0688391	0,1486	
Majutus ja toitlustus	-0,260732	0,170074	0,1256	
Kanaliseerimine ja jäätmed	-0,148088	0,122906	0,2285	
Mean dependent var	1,434938	S.D. dependent var	0,485857	
Sum squared resid	140,5512	S.E. of regression	0,358270	

R-squared	0,472153	Adjusted R-squared	0,456246
F(33, 1095)	32,87104	P-value(F)	2,8e-139
Log-likelihood	-425,8371	Akaike criterion	919,6742
Schwarz criterion	1090,663	Hannan-Quinn	984,2780

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 355,229

with p-value = $P(\text{Chi-square}(257) > 355,229) = 4,67433e-005$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 8,30555

with p-value = 0,0157207

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 1093) = 0,397913$

with p-value = $P(F(2, 1093) > 0,397913) = 0,671817$

Allikas: OECD (2020), autori poolt koostatud Gretl's läbi viidud analüüsil

Lisa 6. Lisas 5 esitatud avaliku sektori regressioonimudeli multikollineaarsuse raport

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0

Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

Sugu (mees)	1,407
Töökogemus (aastates)	1,235
Haridusteadus	2,806
Humanitaarteadus	1,929
Sotsiaalteadus	2,789
Matemaatika	1,947
Inseneriteadus	2,200
Põllumajandusteadus	1,505
Tervishoid	2,528
Teenindus	1,737
Alluvad olemas	1,115
Töötunnid	1,083
Lapsed olemas	1,241
Eesti keel	1,284
Haridustase (aastates)	1,795
Kutse-, teadus- ja tehnikaalane	1,125
Haridusalane	1,954
Tervis ja sotsiaal	1,921
Kunst ja meelelahutus	1,191
Transport	1,165
Kaevandus	1,165
Muud teenused	1,034
Elekter ja gaas	1,144
Finantstegevus	1,016
Kinnisvara	1,030
Hulgi ja jaekaubandus	1,040
Haldus ja tugiteenused	1,037
Töötlev tööstus	1,096
Põllumajandus, metsandus ja kalapüük	1,107
Ehitus	1,042
Info ja kommunikatsioon	1,030
Majutus ja toitlustus	1,022
Kanaliseerimine ja jäätmed	1,029

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, where $R(j)$ is the multiple correlation coefficient between variable j and the other independent variables

Allikas: OECD (2020), autori poolt koostatud Gretl's läbi viidud analüüsil

Lisa 7. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina Arles Egert Lelle (*autori nimi*)

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose
PALGALÕHED AVALIKUS JA ERASEKTORIS EESTI NÄITEL,
(*lõputöö pealkiri*)

mille juhendaja on Heili Hein,
(*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.

04.01.2021(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 loomingulise tegevusega ning lõputöö kaas- või ühisautor(id) ei ole andnud lõputööd kaitsvale üliõpilasele kindlaksmääratud tähtjaks nõusolekut lõputöö reprodutseerimiseks ja avalikustamiseks vastavalt lihtlitsentsi punktidele 1.1. ja 1.2, siis lihtlitsents nimetatud tähtaja jooksul ei kehti.