

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Anna Stepanova

COVID-19 JA SOOLISED LÕHED EESTI TÖÖJÕUTURUL

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Heili Hein, MA

Tallinn 2022

Deklareerin, et olen koostanud lõputöö iseseisvalt ja olen viidanud kõikidele selle koostamisel kasutatud teiste autorite töödele, olulistele seisukohtadele ja andmetele, ning ei ole esitanud sama tööd varasemalt ainepunktide saamiseks.

Töö pikkuseks on 6872 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Anna Stepanova

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 193907TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: annste@ttu.ee

Juhendaja: Heili Hein, MA:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE	5
SISSEJUHATUS	6
1. TEOREETILISED JA EMPIIRILISED KÄSITLUSED	8
1.1. Sooline ebavõrdsus	8
1.1.1. Soolise ebavõrdsuse olemus	8
1.1.2. Soolise ebavõrdsuse põhjused	8
1.2. Sooline lõhede mõju tööturule Eesti näitel	10
1.2.1. Sooline ebavõrdsus tööhõives	10
1.2.1.1. Töehõive	11
1.2.1.2. Tööpuudus	14
1.2.2. Sooline segregatsioon	15
1.2.3. Palk	17
1.3. Soolised lõhed ja ebavõrdsus COVID-19 ajal	19
1.3.1. Covid 19 pandeemia põhjustatud majanduslik kahju	19
2. ANALÜÜSI ANDMED JA METOODIKA	21
2.1. Ülevaade andmetest	21
2.2. Kirjeldav statistika	22
2.3. Analüüsi meetodika ja mudel	27
3. ÕKONOMEETRILINE ANALÜÜS	29
3.1. Korrelatsioonanalüüs	29
3.2. Regressioonanalüüs	30
3.3. Järeldused	33
KOKKUVÕTE	35
SUMMARY	37
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	39
LISAD	41
Lisa 1. 20–64-aastaste naiste töehõive ja aktiivsus 2021. aastal	41
Lisa 2. 20–64-aastaste meeste ja naiste töehõive määr Eestis perioodil 2008–2021	43
Lisa 3. 20–49-aastaste meeste ja naiste töehõive määr laste arvu järgi	44
Lisa 4. Meeste ja naiste töehõive määr hariduse taseme järgi	45

Lisa 5. 20–64-aastaste meeste ja naiste töötuste määr Eestis perioodil 2008–2021.....	46
Lisa 6. Sooline segregatsioon Eestis perioodil 2008–2021	47
Lisa 7. Sooline palgalõhe Eestis perioodil 2011–2021	48
Lisa 8. Meeste ja naiste töötajate keskmine brutopalk Eestis perioodil 2011–2021	49
Lisa 9. ISCO klassifikatsioonid	50
Lisa 10. Meeste ja naiste tööstuse levitamine 2020. aastal valimi tunnuste lõikes	51
Lisa 11. Meeste ja naiste töökaotused tööstuse järgi 2020. aastal valimi tunnuste lõikes	52
Lisa 12. COVID-19 pandeemia mõju meestele ja naistele 2020. aastal valimi tunnuste lõikes	53
Lisa 13. Sõltumatute tunnuste kodeering	54
Lisa 14. Euroopa Sotsiaaluuringu lühendid.....	56
Lisa 15. Esialgne logit mudel	57
Lisa 15 järgi.....	59
Lisa 16. Logit mudeli analüüsi tulemused.....	61
Lisa 17. Logit mudeli analüüsi tulemused.....	63
Lisa 18. Logit mudeli analüüsi tulemused.....	65
Lisa 18 järgi.....	67
Lisa 19. Logit mudeli analüüsi tulemused.....	69
Lisa 20. Logit mudeli analüüsi tulemused.....	71
Lisa 21. Esialgne logit mudel	73
Lisa 22. Logit mudeli analüüsi tulemused.....	75
Lisa 23. Logit mudeli analüüsi tulemused.....	77
Lisa 24. Logit mudeli analüüsi tulemused.....	79
Lisa 24 järgi.....	81
Lisa 25. Logit mudeli analüüsi tulemused.....	83
Lisa 26. Logit mudeli analüüsi tulemused.....	85
Lisa 27. Lihtlitsents	87

LÜHIKOKKUVÕTE

Bakalaureusetöö põhieesmärk on analüüsida soolise ebavõrdsuse probleemi Eesti tööturul keskendudes COVID-19 pandeemia tagajärgedele.

Töö eesmärgi täitmiseks viib autor läbi regressioonanalüüsi, kus kasutab sõltuva muutujana seda, kas inimene kaotas töö COVID-19 tõttu. Sõltumatute muutujatena on hõlmatud emakeel, sugu, vanus, laste olemusolu, töösuhted, haridustase, ametikoht ja sissetulekuallikas. Läbilõikeandmed mikrotasandil saadi Euroopa Sotsiaaluuringu kümnenda ehk 2020. aastal läbi viidud vooru käigus. Regressioonanalüüs viiakse läbi hinnates Gretli programmis logit-mudeleid.

Töö alguses püstitatakse varasemale kirjandusele tuginedes kaks hüpoteesi. Esimene hüpotees on, et COVID-19 põhjustatud majanduslangus mõjutab rängemalt naisi. Töö teine hüpotees on, et COVID-19 pandeemia süvendas soolisi lõhesid Eesti tööturul. Esimene hüpotees ei leidnud kinnitust, kuna soo tunnus ei ole statistiliselt oluline ei korrelatsioonimaatriksis ega logit-mudelites. Teine hüpotees ei leia ka kinnitust: Eesti tööturu mõningaid aspekte analüüsides on näha kiireid paranemisi, eriti viimasel kahel aastal pärast pandeemiat.

COVID-19 pandeemia ajal töö kaotamise tõenäosuse olulisemateks teguriteks on emakeel, sugu, vanus, aga ka haridustase. COVID-19 tõttu jäid tööta eelkõige vene emakeelega inimesed, naised ja eakad. Kõige väiksema tõenäosusega kaotasid töö eesti keelt kõnelevad inimesed, mehed ja noored. Pandeemia ajal töö kaotamise tõenäosus vähenes haridustaseme tõustes. Analüüsist ilmnes veel, et COVID-19 tabas kõige rängemalt teenindus- ja müügipositsioone.

Võtmesõnad: COVID-19, Eesti tööjõuturg, sooline ebavõrdsus, töötus

SISSEJUHATUS

COVID-19 pandeemia on proovile pannud tervishoiu- ja sotsiaalteenuste süsteemide tugevuse, suurendanud sotsiaal-majanduslikku ebavõrdsust ja ebakindlust poliitiline poliitilises ja sotsiaalne sfääris. Nii COVID-19 Pandeemia on raputanud kogu maailma elu aluseid. See on lõhkunud perekondi ja sõpru, rikkunud igapäevaelu ja seadnud isegi ohtu demokraatia. See on mõjutanud meie elustiili kõiki aspekte. Kuid see kriis ei ole kõiki ühiskonnaliikmeid võrdselt mõjutanud. Sissetulekute ebavõrdsus, geograafia, vanus ja eriti sugu määravad, kuidas kriis kodanikke mõjutab ja mõjutab.

Teema „COVID-19 ja soolised erinevused Eesti tööturul“ aktuaalsus tuleneb sellest, et COVID-19 pandeemia tõttu on sellel negatiivne mõju makromajanduslikule stabiilsusele ja maailmamajanduse jätkusuutlikkusele ning süvendab ka olukorda soolise ebavõrdsusega maailmas, et COVID-19 pandeemia ja sellega seotud piirangud on enamikus arenenud riikides mõjutanud meeste ja naiste tööhõivet ja töökoormust, mõjutades neid ebaproportsionaalselt. Seega on koroonaviiruse pandeemia kontekstis maailmas sooline ebavõrdsus suurenenud.

Käesolevas lõputöös vaadeldakse sooliste lõhede probleemi tööturul Eesti näitel, keskendudes eelkõige COVID-19 pandeemia mõjudele. Töö eesmärgi saavutamiseks esitati järgmised uurimisküsimused:

- Mis on sooline ebavõrdsus ja millised on selle põhjused?
- Millised on sooliste lõhede tagajärjed, eriti pandeemia ajal? Kas see on positiivne või negatiivne?
- Millised aspektid mängivad võtmerolli soolise ebavõrdsuse mõjutamisel tööturul?
- Kuidas on sooline ebavõrdsus tööturul seotud COVID-19 epideemia mõjuga?

Toetudes varasemale teaduskirjandusele püstitati kaks hüpoteesi:

- COVID-19 põhjustatud majanduslangus mõjutab tõenäoliselt kõige rängemalt naisi
- Soolised lõhed Eesti tööturul on COVID-19 pandeemia tulek veelgi süvendanud.

Käesolevas töös kasutatakse ristandmeid mikrotasandil 2020. aasta kohta. Kõik andmed on kogutud Euroopa Sotsiaaluuringu (European Social Survey, ESS) kümndas küsitlusvoorus ja on täpsema analüüsi tegemiseks kõige värskemad.

Analüüsimeetodina kasutatakse korrelatsioon- ja regressioonanalüüsi. Töös hinnatakse logit-mudeleid. Antud töös viiakse läbi ka regressioonanalüüs hinnates logit-mudeleid programmis Gretl ning korrelatsioonanalüüs programmis Excel. Sõltumatuteks muutujateks on keel, vanus ja haridustase. Sõltuvate ja sõltumatute muutujate valikul lähtutakse teoreetilisest ja empiirilistest kirjandusest. Sõltuv muutuja on see, kas inimene kaotas COVID-19 tõttu töö. Sõltumatute tunnused on keel, vanus ja haridustase, haridusvaldkond, laste kohalolek, tegevusvaldkond, partneri ja alluvate kohalolek, staaž ja töötunnid. See, kas inimene kaotas töö COVID-19 tagajärjel, laste, partneri ja alluvate olemusolu ning eesti keel emakeelena on binaarsed tunnused, kus tunnuste vastused on jah, mis on märgitud 1 või ei, mis on märgitud 0.

Käesolev bakalaureusetöö koosneb kolmest peatükist. Esimeses peatükis antakse ülevaade teoreetilisest kirjandusest, mis uurib erinevaid tegureid, mis soolist lõhet põhjustavad. Seejärel antakse ülevaade soolisest ebavõrdsusest Eesti tööturul ning uuritakse soolist ebavõrdsust COVID-19 pandeemia ajal. Teises peatükis kirjeldatakse töös kasutatud andmeid ja tutvustatakse kasutatud meetodikat. Kolmandas peatükis viidi läbi korrelatsioon-regressioonanalüüs ning esitati saadud tulemused ja tehakse järeldused.

1. TEOREETILISED JA EMPIIRILISED KÄSITLUSED

1.1. Sooline ebavõrdsus

Vanusega samal tasemel töötaja sugu on üks peamisi tegureid, mis mõjutab nii palga- ja hõivetaset, karjääri kasvu kui ka tegevusala valikut. Vaatamata postindustriaalse majanduse kujunemisele ning seaduslikult kehtestatud meeste ja naiste võrdõiguslikkusele töajõusfääris maailma arenenud riikides on sooline ebavõrdsus endiselt olemas.

1.1.1. Soolise ebavõrdsuse olemus

Soolise lõhe või soolise ebavõrdsuse olemus on kindlasti tänapäeva maailmas üsna terav probleem. Mõiste sooline ebavõrdsus ilmus esmakordselt 1986. aastal tänu gender-kontseptsiooni esilekutsumisele feministliku kontseptsiooni alusena (Scott, 1986).

Sooline ebavõrdsus väljendub meeste ja naiste tasakaalutuses. See eksisteerib ühiskonnas, kus meestel ja naistel on erinevad õigused, võim ja ressursid. Soolisest ebavõrdsusest rääkides tähendavad need enamasti naiste ebasoodsat positsiooni ühes või teises valdkonnas: palka, tasustamata majapidamistööid, ligipääsu juhtivatele kohtadele jne (Dickinson, Oaxaca, 2009). Kuid sageli puudutab soolise ebavõrdsuse probleem ka mehi: näiteks selliste parameetrite osas nagu oodatav eluiga, pensioniiga, stereotüüpsed ootused "edusaamisele" jne. Igal juhul, ükskõik kumb soost ebasoodsas olukorras on, kogu ühiskond kannatab soolise ebavõrdsuse all. Seega võib öelda, et sooline ebavõrdsus mõjutab kõiki majanduse ja ühiskonna valdkondi, sealhulgas tööturgu.

1.1.2. Soolise ebavõrdsuse põhjused

Sooline ebavõrdsus kujuneb paljude tegurite mõjul, sealhulgas kultuur ja keel ("tugeva" ja "nõrga" soo ideed, ametite jagunemine "naisteks" ja "meesteks"), religioon (naine peab kuuletuma oma mehele kõiges) ja isegi mängud (tüdrukud - nukud, poisid - autod).

On tuvastatud kolm peamist soolise ebavõrdsuse põhjust:

- Bioloogiline. Naised vajavad lapse sünniks ja järgneva kasvatamiseks palju energiat ja jõudu; pealegi on mehed füüsiliselt keskmiselt tugevamad kui naised.
- Majanduslik. Olenevalt selle riigi majandusstruktuurist, kus mees või naine elab, võivad bioloogilised tunnused olla enam-vähem olulised. Näiteks mida suurem on põllumajanduse roll ühiskonnas, seda olulisem on füüsiline jõud ja seda suurem on meeste konkurentsieelis.
- Kultuuriline. Teatud väljakujunenud sotsiaalsed normid tänapäeva maailmas mängivad olulist rolli soolise ebavõrdsuse küsimustes. Ühiskond dikteerib naisele ja mehele, kuidas nad peaksid käituma, milliseid eesmärgesid taotleda, millist elustiili eelistada.

Lisaks selle ebavõrdsuse üks peamisi põhjuseid on ajalooliselt väljakujunenud sooline tööjaotus, mille kohaselt on meestele "kaevandaja" ja naistele "koldehoidja" roll. Selline tööjaotus väljendub selles, et mehed on spetsialiseerunud perevälisele tööle, naised aga kodutöödele (Munch et al. 1997).

Tänapäevaks on meeste ja naiste vaheline ebavõrdsus tänu majandusarengule vähenenud. Tehnoloogia arenguga ei oma enam sellist väärtust need majandusharud, kus meestel oli konkurentsieelis. See juhtus eeskätt põllumajanduse valdkonnas, mis lakkas mängimast majanduses juhtivat rolli ja mis oli oluliselt robotiseeritud. Nüüd on domineeriv nende sektorite osakaal, kus füüsilist jõudu pole vaja (Maceria, 2017). Tänu tehnoloogia arengule on kodutöödele kuluv aeg viimase 50 aasta jooksul oluliselt vähenenud. See omakorda tegi elu lihtsamaks ja võimaldas paljudel naistel rohkem aega tööle pühendada.

Kuid arenenud riikides väheneb erinevate ebavõrdsust mõjutavate tegurite mõju, välja arvatud üks - "emaduse efekt". Lapse sünni tagajärjeks on naiste töötundide ja sissetulekute vähenemine. Seega hakkavad naised eelistama paindlikumat graafikut või vältima juhtivaid positsioone (Kleven et al 2019). Selle tulemusena on isegi tehnoloogia mõjust hoolimata raske saavutada naiste ja meeste täielikku võrdõiguslikkust majandussfääris. Lõpuks, isegi kõige arenenumates riikides, jääb laste saamise mõju alles ja seal on kultuuriline jalajälg, mis mõjutab soolist ebavõrdsust.

1.2. Sooline lõhede mõju tööturule Eesti näitel

Sooline ebavõrdsus tööturul on sotsiaalne nähtus ja seda ei põhjusta naiste ja meeste bioloogilised erinevused, vaid eelkõige asjaolu, et majanduslikud, poliitilised ja sotsiaalsed ressursid on nende vahel ebaühtlaselt jaotunud (Klasen, 1999). Sooline ebavõrdsus tööturul on osa majanduslikust ebavõrdsusest, mis on seotud naiste ja meeste haridusliku, tervishoiu ja sotsiaalse ebavõrdsusega. Seega võib öelda, et soolise võrdõiguslikkuse edendamine tööturul aitab kaasa võrdõiguslikkuse ja tasakaalu saavutamisele teistes valdkondades ning vastupidi – soolise ebavõrdsuse vähendamisele hariduses, avalikus elus jne.

World Economic Forumi andmetel on Eesti soolise ebavõrdsuse indeksi järgi 52. kohal, võrdõiguslikkuse poolest Leedust ja Lätist tagapool. Maailma soolise võrdõiguslikkuse edetabelis 136 riigi seas on Läti 26. kohal ja Leedu 11. kohal. Soolise lõhe indeks ehk Gender Gap Index arvutatakse nelja parameetri alusel: tervis ja oodatav eluiga, kõrgharidus, tööhõive ja palgalõhe, poliitiline osalus. Eesti parim näitaja naiste majanduses osalemise ja võimaluste poolest, mis on 34.koht ning naiste poliitikas osalemise poolest halvim, mis on 73. koht (World Economic Forum 2022).

Sooliste lõhede täpsemaks mõistmiseks tööturul Eestis käsitletakse põhjalikumalt järgmisi teemasid:

- Sooline ebavõrdsus tööhõives
- Sooline segregatsioon
- Töö- ja pereelu ühitamine
- Palk

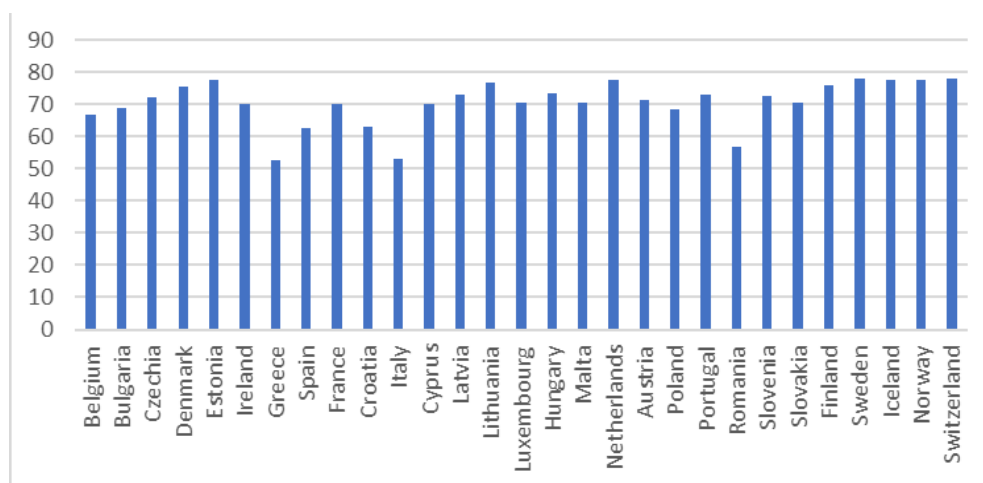
1.2.1. Sooline ebavõrdsus tööhõives

Töehõive teema on aktuaalne kogu Euroopas, kus üha suurem hulk naisi osaleb aktiivselt tööturul. Suurem osa majanduslikult aktiivsest elanikkonnast, nii mehed kui naised, on palgatud töötajad. Põhiline osa nende heaolust kujuneb nende tööjõu arvelt, tööjõu sissetulekute arvelt. Seetõttu on majandusliku soolise võrdõiguslikkuse ehk ebavõrdsuse aluseks meeste ja naiste positsioon tööturul. Olukorra tööturul määravad eelkõige kaks näitajate rühma: töehõive ja töötuse näitajad.

1.2.1.1. Tööhõive

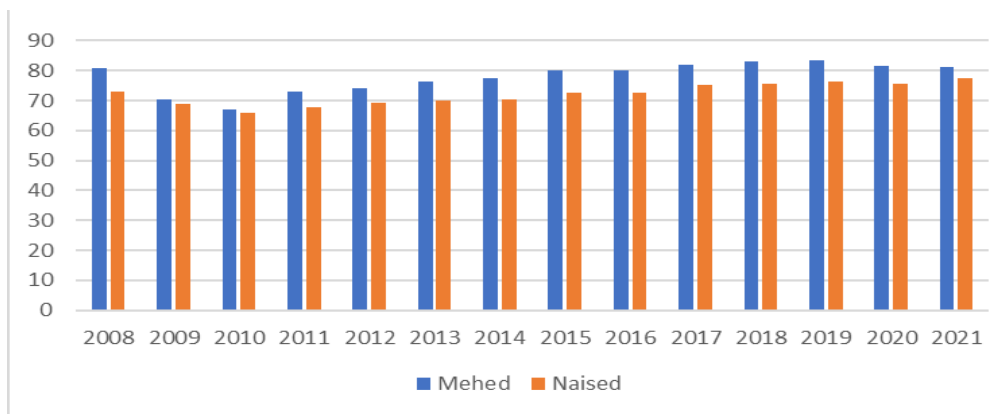
Palgatöö annab inimesele suurema majandusliku kindlustunde ning võimaluse eneseteostuseks ja oma eesmärkide elluviimiseks, raskuste paremaks ületamiseks. Vananeva elanikkonna ja tööealise elanikkonna kahanemise juures on oluline tagada võimalikult paljude inimeste hõivatus tööturul ning panus ühiskonna sotsiaal-majanduslikku arengusse ja heaolu saavutamisse. Tööhõive määr näitab, kui suur osa töötavast elanikkonnast on hõivatud.

Naiste tööturul osalemise taset mõjutavad eelkõige lastehoiuteenuste kättesaadavus ja paindlikkus. Erinevalt paljudest teistest riikidest on Eestis palju naisi toetavaid toetusi ja teenuseid, mistõttu võib öelda, et naiste tööhõive on Eestis üsna kõrge. Eurostati andmetel on 20-64-aastaste naiste tööhõive määr Eestis üks Euroopa Liidu kõrgemaid (77,5%), mida edastavad 2021. aastal vaid Rootsi (78%) ja Šveits (77,8%).



Joonis 1. 20–64-aastaste naiste tööhõive ja aktiivsus 2021. aastal

Allikas: Autori poolt koostatud Eurostati andmete põhjal, lisa 1 toodud andmetele toetudes

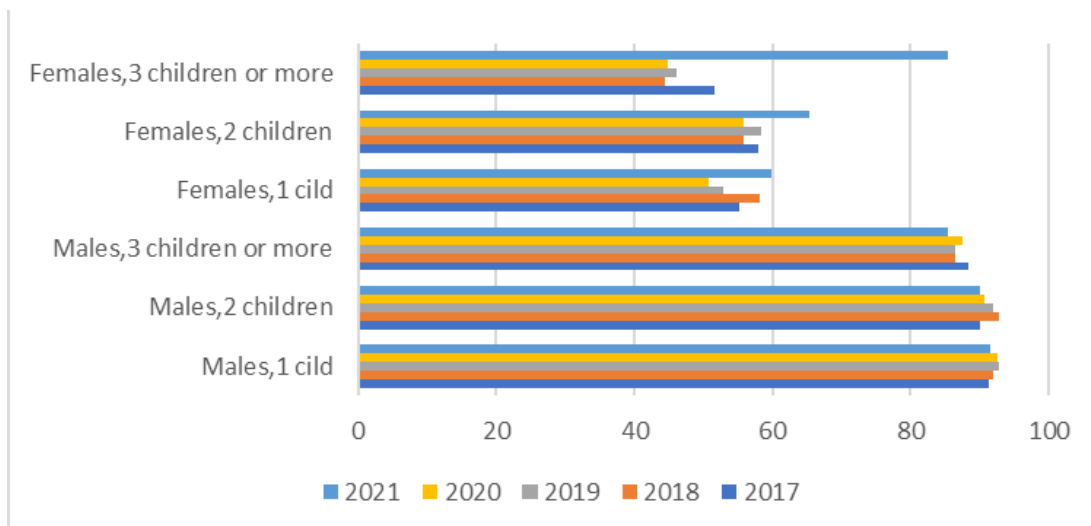


Joonis 2. 20–64-aastaste meeste ja naiste tööhõive määr Eestis perioodil 2008–2021

Allikas: Autori poolt koostatud Statistikaameti andmete põhjal, lisas 2 toodud andmetele toetudes

Riigisisese tööhõive pildi täieliku väärtuse nägemiseks vaatame joonis nr 2. Ajavahemikus 2008-2021 on Eesti naiste tööhõive määr kasvanud 4,6% võrra ja meeste tööhõive 0,4% võrra. 2021. aastal oli Eestis 20–64-aastaste meeste tööhõive 81,2% ja samas vanuserühmas naiste tööhõive oli 77,5%. Ajavahemikus 2019-2021 on Eesti naiste tööhõive määr kasvanud 1,3% võrra. Võrreldes 2019. aastaga vähenes meeste tööhõive määr 2021. aastaks 2,4%. 20-24-aastaste meeste tööhõive määr oli kõrgeim 2019. aastal (83,6%), naiste kõrgeim tööhõive määr oli 2021. aastal. Perioodil 2008-2021 20-24-aastaste naiste tööhõive kasvas kiiremini kui samaealiste meeste tööhõive.

Võimalus töötada ja karjääriredelil tõusta on väga oluline vahend inimeste eneseteostuseks ja viis majandusliku iseseisvuse saavutamiseks. Võrdsete võimaluste puudumine tööelus mõjutab ebavõrdsust ka teistes eluvaldkondades, näiteks naiste raskem positsioon tööturul mõjutab otseselt nende sissetulekut ja omakorda majanduslikku iseseisvust. Meeste puhul avaldub edu- ja karjääri surve sageli tööelus, mis piirab nende võimalust pere elus aktiivselt osaleda. Naiste ja meeste ebavõrdsus tööelus Eestis ei pruugi esmapilgul silma paista. Kuid lapsevanemaks olemine vähendab naiste ja suurendab meeste tööhõive. See on tingitud asjaolust, et just naine võtab enda peale laste kasvatamisega seotud peamise koormuse. Siiski tuleb märkida, et naiste ja meeste tööhõive määra erinevus kasvab laste arvu suurenedes.



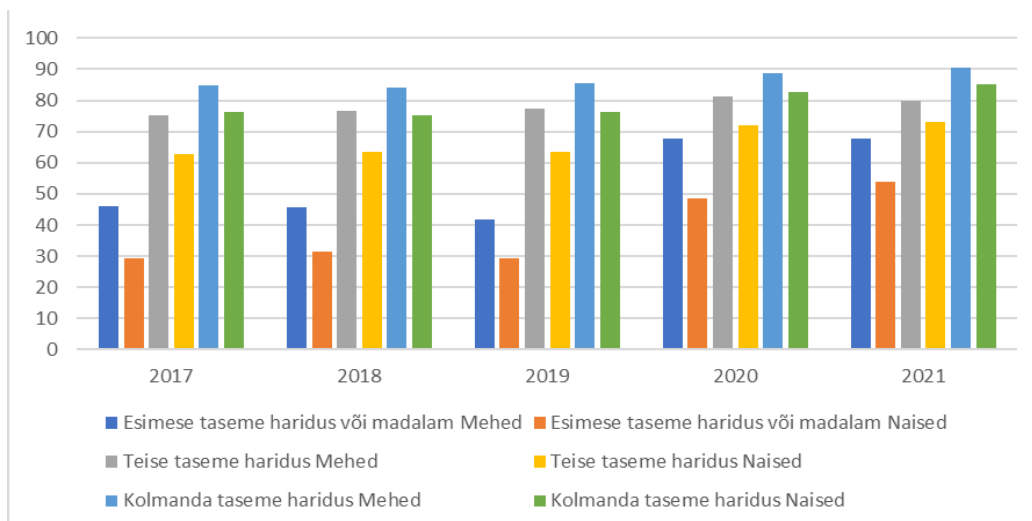
Joonis 3. 20-49-aastaste meeste ja naiste tööhõive määr laste arvu järgi

Allikas: Autori poolt koostatud Eurostati andmete põhjal, lisas 3 toodud andmetele toetudes

Sõltumata laste arvust püsib meeste tööhõive määr Eestis umbes samal tasemel. 2019. aastal oli ühe lapsega naiste tööhõive määr 52,8%, kahe lapsega - 58,4%, kolme ja enama lapsega - 46,2%. Soolised erinevused tööhõives ulatusid vastavalt 40%, 33,6% ja 40,3%ni. Niisiis 2021. aastal oli ühe lapsega naiste tööhõive määr 59,9%, kahe lapsega - 65,4%, kolme ja enama lapsega - 54,6%. Soolised erinevused tööhõives ulatusid vastavalt 31,6%, 24,8% ja 30,9%ni. Seega võime järeldada, mida rohkem lapsi, seda suurem on erinevus naiste ja meeste tööhõive määra vahel.

Lapse saamine on naiste jaoks raske tööotsus, kuna emasid palgatakse harvemini kõrget kvalifikatsiooni nõudvatele töökohtadele ja neile makstakse vähem kui sarnaste oskustega meessoost kolleegidele. Samal ajal nähakse vanemlikkust meeste jaoks boonuseks: nad on tõenäolisemalt tööle võetud ja teenivad kõrgemat palka kui nende lastetud kolleegid.

Kuid ei tasu unustada, et haridustase mõjutab naiste majandusaktiivsust positiivselt rohkem kui meestel ning väheneb meeste ja naiste tööhõive erinevus (Kamison, Fabra, 2009). See tähendab, et naise tööturupositsiooni parandamise seisukohalt toob haridus rohkem tulu.



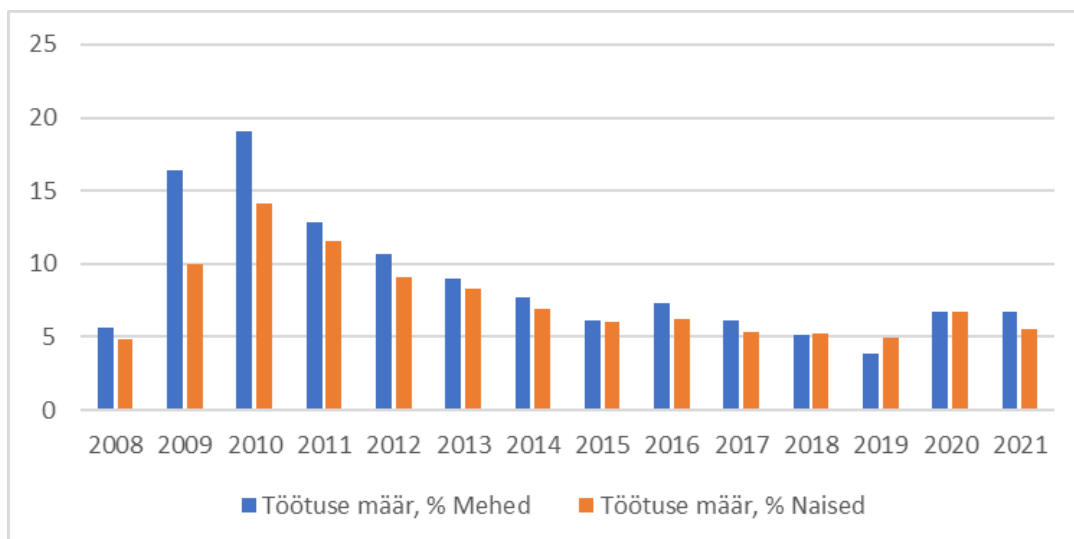
Joonis 4. Meeste ja naiste tööhõive määr hariduse taseme järgi

Allikas: Autori poolt koostatud Statistikaameti andmete põhjal, lisa 4 toodud andmetele toetudes

Tööturul põhiharidusega naised on halvimal positsioonil ning nende tööhõivemäär on võrreldes teiste rühmadega oluliselt madalam. Lõhe tööhõives kõrg- ja põhiharidusega töötajate vahel suureneb pidevalt. Võrreldes 2019. aastaga, kõrgharidusega ja põhiharidusega naiste tööhõivemäär kasvab 2021. aastal 9,8 % võrra (2019. aastal oli 63,3%) ja meestel 2,5% võrra (2019. aastal oli 77,2%). Graafiku põhjal saame järeldada, et haridustaseme tõustes väheneb ka sooline lõhe tööhõives. 2021. aastal põhiharidusega meeste ja naiste hõivelõhe oli 13,9%, kesk- ja keskeriharidusega meestel ja naistel - 6,6% ning kõrgharidusega meestel ja naistel - 5,4%.

1.2.1.2. Tööpuudus

Lisaks majandusaktiivsuse tasemele meeste ja naiste majandusliku olukorra oluliseks tunnuseks on töötuse määr. Töötuse määr näitab, kui suur osa majanduslikult aktiivsest elanikkonnast või tööjõust on töötud. Töötud on töövõimelised kodanikud, kes otsivad tööd, on arvel töbörsil ja kellel puudub reaalne võimalus oma haridusele, profiilile, töösksustele vastavat tööd saada.



Joonis 5. 20–64-aastaste meeste ja naiste töötuste määr Eestis perioodil 2008–2021

Allikas: Autori poolt koostatud Statistikaameti andmete põhjal, lisas 5 toodud andmetele toetudes

2008. aastal oli Eestis 20–64-aastaste meeste töötus keskmiselt 5,6%, naiste töötus oli 4,8%. 2021. aastal oli samas vanuserühmas meeste töötus 6,7% ja naiste töötus oli 5,5%. 20-24-aastaste meeste ja naiste töötuse määr oli kõrgeim 2010. aastal (meestel 19,1% ja naistel 14,1%). Tuleks eeldada, et nii kõrge tööpuuduse tase on 2008. aastal alanud ja meie ajani ulatuva ülemaailmse majanduskriisi tagajärg. Viimastel aastatel on näha ka tööpuuduse kasvu, seega oli 2021. aastal meeste töötuse määr 6,7% ja naiste töötuse määr oli 5,5%, mis on 2,8% suurem kui meeste töötuse määr 2019. aastal ja 0,6% suurem kui naiste töötuse määr 2019. aastal (COVID-19 pandeemia algas). Graafiku järgi olulisi soolisi erinevusi ei täheldata.

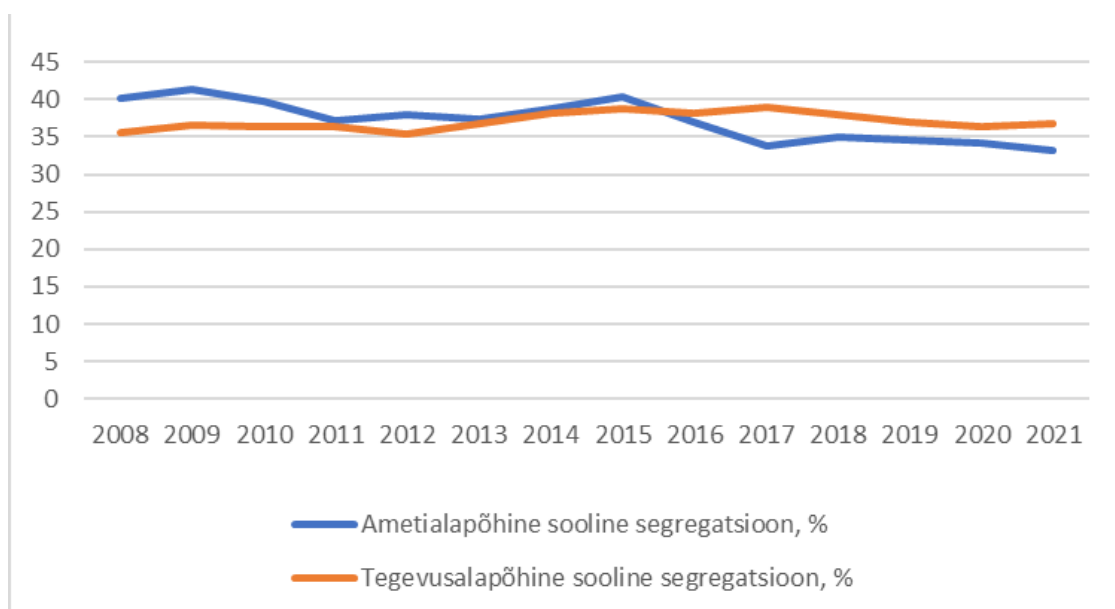
1.2.2. Sooline segregatsioon

Majandusteaduses on sooline segregatsioon üks tööturu tunnuseid. Tööalane sooline segregatsioon on üks enim arutatud meeste ja naiste majandusliku ebavõrdsuse küsimusi. Segregatsiooni kõrget taset peetakse oluliseks teguriks erinevustes palgatasemes, karjäärivõimalustes jne. Sõna "segregatsioon" tähendab sõna-sõnalt jagunemist või eraldamist. Sellest lähtuvalt soolise segregatsiooni all mõistetakse meeste ja naiste stabiilset suundumust tööle võtta rangelt määratletud kutsealadel, tööstusharudes ja ametikohtadel.

Suur osa soolisest lõhest on seletatav soolise segregatsiooniga tööturul. Seega on Eesti naised ja mehed koondunud erinevatele ametitele ja tegevusaladele. Väga harva näeb naisi ja mehi tegemas sama tööd. Naised töötavad sagedamini madalapalgalistel töökohtadel. Eesti on ametialase segregatsiooni, aga ka soolise palgalõhe poolest Euroopa Liidu kõrgeimate hulgas (Bettio, Verashchagina, 2009).

Soolise segregatsiooni puhul tööturul võetakse arvesse kahte aspekti:

- Vertikaalne sooline segregatsioon - meeste ja naiste ebavõrdne jaotus erinevatel tasanditel sama ameti piires ("klaaslagi").
- Horisontaalne sooline segregatsioon – naiste ja meeste ebavõrdne jaotus erinevatel ametialadel ("klaasseinad").



Joonis 6. Sooline segregatsioon Eestis perioodil 2008–2021

Allikas: Autori poolt koostatud Statistikaameti andmete põhjal, lisa 6 toodud andmetele toetudes

Perioodil 2008-2021 vähenes ametialane sooline segregatsioon 6,8% ja jõudis 2021. aastal 33,3 %-ni. Kuid horisontaalne ehk tegevusalapõhine sooline, mis näitab meeste ja naiste koondumist erinevatesse tegevusvaldkondadesse, kasvas samal perioodil 0,2%. Kõrgem tegevuspõhise segregatsiooni määr oli 2017. aastal (39%) ja hakkas järgnevatel aastatel järk-järgult vähenema. 2021. aastal oli sooline segregatsioon aktiivsuse poolest vaid 36,7%. Seega saame graafiku põhjal järeldada, et ametialapõhine sooline segregatsioon väheneb natuke kiiremini kui tegevusalapõhine sooline segregatsioon.

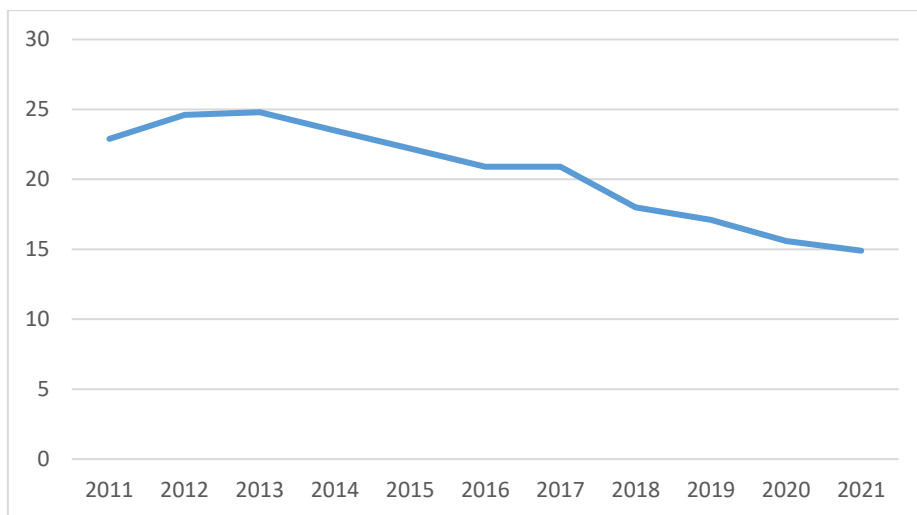
1.2.3. Palk

Inimesed töötavad peamiselt selleks, et saada vastutasuks erinevaid hüvitisi. Nende väärtust mõõdetakse rahas. Seetõttu on palk töösuhtes kõige olulisem läbiräägitav teema. Palk on enamikule inimestest peamine sissetulekuallikas, mis lisaks elatusrahale mõjutab ka toetuste ja pensionide suurust ning elukvaliteeti läbivalt inimese elu.

Mitmete teooriate kohaselt toovad kodutööd ja lapsevanemaks olemine kaasa erinevusi naiste ja meeste oskustes, kogemustes ja teadmistes, mis omakorda mõjutab soolist lõhet. Sellised lähenemised kirjeldavad, kuidas perekonna loomisega kaasnevad pikad karjääripausid mõjutavad naiste karjääri. Eestis kestab lapsehoolduspuhkus kuni kolm aastat, millest ligikaudu poolteist aastat on tasustatud. Seega puuduvad naised sageli laste olemasolu tõttu tööturul mitu aastat. Selliste karjäärikatkestuste korral kaotavad naised sageli oma staaži ning jäävad ilma tööalasest koolitusest ja karjäärivõimalustest (O'Dorchai, 2008).

Naiste karjäär edeneb laste tõttu aeglasemalt kui meestel ja see seletab sageli nende madalamat palka. Soolist palgalõhet ei seleta üks konkreetne põhjus, vaid see on erinevate põhjuste koosmõju tagajärg. Sooline palgalõhe tekib näiteks naiste karjäärivõimaluste katkemisest, personalipraktikatest töökohal, soolisest segregatsioonist haridusvalikutes ja tööturul, sotsiaalsetest hoiakutest, väärtushinnangutest ja muudest asjaoludest. Siiski võib eristada üks olulisemaid soolise palgalõhe tekkimise ja püsimise allikaid on segregatsioon tööturul. Segregatsioon põhjustab palgaerinevust, kuna naised koonduvad tegevus- või ametialadele, mis on keskel läbi madalamalt tasustatud, ja vastupidi (Anspal et al, 2009).

Sooline palgalõhe kui soolise ebavõrdsuse näitaja Eestis on viimastel aastatel muutunud olulisemaks, kuna palk on määrav ka hüvitiste (töötuskindlustus, ravikindlustus, vanemahüvitis) ja pensionide arvestamisel. Seega võib öelda, et meie praegune palk mõjutab ka elukvaliteeti tulevikus.



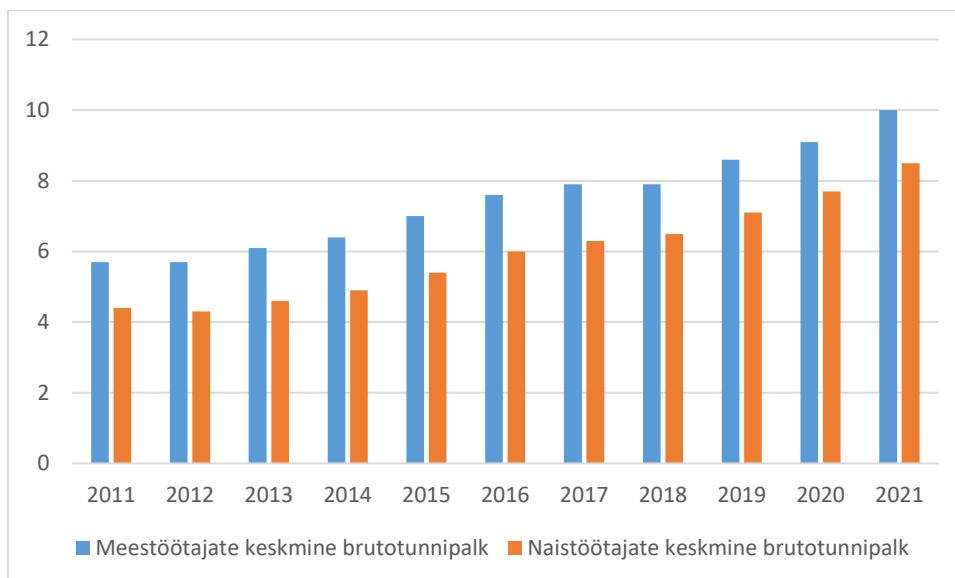
Joonis 7. Sooline palgalõhe Eestis perioodil 2011–2021

Allikas: Autori poolt koostatud Statistikaameti andmete põhjal, lisas 7 toodud andmetele toetudes

2011.aasta palgalõhe Eestis oli 22,9% ja 2021. aasta palgalõhe Eestis oli 14,9%. Kõige suurem palgalõhe oli 2013. aastal, mis oli 24,8%. Tuleb jälgida, et igal aastal palgavahe kiiresti langeb. Seega oli 2021. aastal erinevus 8% kui 2011 aastal ja 9,9% väiksem kui 2013. aastal.

Kuid enamikul juhtudel saavad mehed kõrgemat palka kui naised. Eestis on sooline palgalõhe kõrgeim kogu Euroopa Liidus. (World Economic Forum 2022). Eurostati andmetel on sooline palgalõhe Eestis 2021. aastal 25,3%, mis on oluliselt kõrgem Euroopa Liidu keskmisest (16%).

Korrigeerimata näitajana annab sooline palgalõhe üldpildi soolisest ebavõrdsusest tunnipalga osas. Osa palgalõhest on seotud töötavate naiste ja meeste individuaalsete omadustega (nt kogemus ja haridus) ning soolise segregatsiooniga sektorite ja ametite lõikes. Seega on sooline palgalõhe seotud paljude kultuuriliste, õiguslike, sotsiaalsete ja majanduslike teguritega ning on palju laiem teema kui võrdse töö eest võrdne tasu.



Joonis 8. Meeste ja naiste töötajate keskmine brutopalk Eestis perioodil 2011–2021

Allikas: Autori poolt koostatud Statistikaameti andmete põhjal, lisa 8 toodud andmetele toetudes

Seega graafiku põhjal võib täheldada üsna suurt palgalõhet. Keskmise brutotunnipalga järgi teenisid naised Eestis 2021. aastal 1,5 eurot vähem kui mehed.

1.3. Soolised lõhed ja ebavõrdsus COVID-19 ajal

Koroonaviiruse pandeemia on muutnud globaalse ebavõrdsuse probleemi. Mõned riigid, näiteks Hiina, kannatasid selle all vähem, teised tugevamini ning seetõttu on selle mõju määr majandusele ja sotsiaalse kihistumise kasvule erinev. World Inequality Report 2022 avaldatud ebavõrdsuse uuringud näitavad, et ebavõrdsuse tase maailmas on kasvanud ja jõudnud peaaegu 20. sajandi alguse tasemele (Chancel et al, 2022).

1.3.1. Covid 19 pandeemia põhjustatud majanduslik kahju

Kriis mõjutab naisi ja mehi erinevalt ja mitte alati samas suunas. Tavaliselt mõjutab majanduslangus mehi rohkem kui naisi, sest mehed kipuvad töötama majandustsüklitega tihedalt seotud tööstusharudes (nt ehitus ja tootmine), samas kui naised domineerivad tööstusharudes, mida sellised tsüklid vähem mõjutavad (nt tervishoid ja haridus). COVID-19 põhjustatud majanduslangus erineb aga varasematest kriisidest. Hoolimata soolise ebavõrdsuse ilmsest süvenemisest COVID-19 pandeemia mõjul, võib sellest tulenev kriis kaasa tuua mõningaid

muutusi sotsiaalsetes normides, mis aitavad kaasa soolise ebavõrdsuse vähenemisele, eelkõige tööturul (Alon, 2020).

Põhiprobleem tekkis praeguse pandeemia ajal mitte majanduses tervikuna, vaid üksikutes sektorites ja tööhõivevaldkondades. Kriis tabas eelkõige väikeseid ja keskmise suurusega ettevõtteid, suurlinnade kontaktteenuste sektorit ehk teenuseid, mis nõuavad otsest füüsilist kontakti kliendiga või on seotud suure hulga inimeste kuhjumisega. Siia kuuluvad peaaegu kõik meditsiiniteenused, abivajajate hooldusteenused, ilu- ja kehahooldusteenused, majutusvaldkonnad, kaubandus, spordi- ja kultuuriüritused.

Teine probleem, mis süvendab soolist ebavõrdsust tööturul on muutunud haavatavaks positsiooniks, eriti naiste jaoks üksikemad, töösuhete süsteemis, kuna nende Tööhõive on reeglina meeste omast sagedamini seotud ebastandardse graafiku alusel töötamisega (osaajaga töö) või mitteametliku tööga. See on toonud kaasa naiste madalama tunnipalga, piiratud juurdepääsu sotsiaaltoetustele ja töökindluse puudumise (mitteametlikul tööhõivel), samuti halvemad võimalused õppimiseks ja uuesti tööle asumiseks.

Kriis tabab alati neid sotsiaalseid rühmi, kelle tingimused olid kriisi eelõhtul kõige hullemad, kes pandeemia eelõhtul olid kõige hullemad, sisenevad kriisi suurema sissetuleku- ja töökaotuse riskiga (Nassif-Pires et al. 2020). Kuid koroonakriis ei ole Eesti tööturul naisi nii negatiivselt mõjutanud, kui aasta tagasi ootasime. Meeste ja naiste palgalõhe on vähenenud (vt joonis 7), nii naiste kui ka meeste tööhõive määr on kasvanud (vt joonis 2) ja isegi töötuse määr on viimasel kahel aastal nii meeste kui naiste seas langenud (vt joonis 5)

2. ANALÜÜSI ANDMED JA METOODIKA

Bakalaureusetöö esimeses osas selgitas autor, mis on sooline ebavõrdsus ja selle esinemise põhjused, andis ülevaate tööturust, uurides ebavõrdsuse probleemi. Teise peatüki eesmärk on arutleda empiirilises uuringus kasutatud ekonomeetriliste meetodite ja andmete üle. Peatüki lõpus antakse hinnang mudeli loomisele ning ülevaade mudeli võimalikest probleemidest.

2.1. Ülevaade andmetest

Käesoleva bakalaureusetöö uurimisküsimustele ja hüpoteesidele vastamiseks käsitletakse meeste ja naiste töö kaotust COVID-19 pandeemia ajal. Töös on kasutatud Euroopa sotsiaaluuringu (ESS) andmeid Eesti kohta. Uus küsitlusvoor toimub iga kahe aasta tagant. Seega käesolevas töös kasutatakse ristandmeid mikrotasandil 2020. aasta kohta. Kõik andmed on kümnes küsitlusvoorus. Selle kogumisaasta valiku põhjuseks on COVID-19 pandeemiaga seotud kõige värskemad andmed ja täpsemad küsimused, mida teistel aastatel ei käsitletud. Samuti töö kirjutamise ajal on tegemist kõige värskemate andmetega. Küsitlusi tehakse enam kui kolmekümnes riigis koos intervjuerijaga ning igas voorus käsitletakse uut juhuvalimi. Uuringu eesmärk on koguda andmeid inimeste arvamuste ja põhimõtete kohta, et oleks võimalik analüüsida käitumismustreid. Tänu sellele on võimalik uurida sotsiaalse struktuuri stabiilsust ja nende muutusi (Euroopa sotsiaaluuring 2022).

Sõltuva ja sõltumatute muutujate valimisel tuginetakse eelnevas peatükis toodud teoreetilisele ja empiirilisele kirjandusele. Sõltuv tunnus on see, kas inimene kaotas COVID-19 tõttu töö. Sõltuvad tunnused on sugu, vanus, kodune keel, haridustase, laste kohalolek, sissetulekuallikas, töösuhe ja ametikoht.

See, kas inimene kaotas töö COVID-19 tagajärjel, sugu ning eesti keel emakeelena on binaarsed tunnused, kus tunnuste vastused on jah, mis on märgitud 1 või ei, mis on märgitud 0. Seega soo puhul näitab 0 meessoost vastajaid, 1 naissoost vastajaid. Kas inimene kaotas töö COVID-19

tagajärjel kohta vastus on kas jah, mis on tähistatud 1-ga, või ei, mis on tähistatud 0-ga. Emakeelt tähistavate tunnuste vastused on eesti, mis on tähistatud 1-ga, või vene, mis on tähistatud 0-ga. Haridustasemed jagunevad mõlema soo puhul viide kategooriasse. Mõlema soo puhul ka üheksa ametivaldkonda.

2.2. Kirjeldav statistika

Valimi parema ülevaate saamiseks koostati kirjeldava statistika tabelid. Tabelid annavad ülevaate järgmistest muutujatest: sugu, keel, vanus, haridustase ja laste kohalolek.

Analüüsi lõplik valim põhineb 1542 vastaja vastustel. Analüüsitud valimisse kuulus 693 naist (45%), mehi - 849 (55%). Eesti keelt emakeelena kõnelejaid oli 1138 (74%), vene keelt emakeelena kõnelejaid oli 396 (26%) ja muid keeli oli 8 inimest (0,01%). Seega ei pruugi tööanalüüsi tulemused kehtida kogu Eesti kohta, vaid on omased ainult valimile. Tabel 1 annab ülevaate isikutunnustest.

Tabel 1. Isikutunnuste kirjeldav statistika

	Arv valimis	Osakaal %
Mehed	693	45%
Naised	849	55%
Eestikeelsed	1138	74%
Venekeelsed	396	26%
Muukeelsed	8	0,01%

Allikas: ESS (2020), autori arvutused

Alljärgnev tabel 2 annab ülevaate vanusest. Samuti jagas autor vastajad kolme põhilisesse vanuserühma, kus nooremisse ehk 15-30-aastaste gruppi kuulus 236 (15,3%) inimest, keskmisse ehk 31-54-aastaste gruppi 607 (39,7%). Vanem rühm ehk 55-90 aastased koosnes 699 inimest (45,3%). Kõige rohkem on vastajaid vanemasse vanuserühma ja oluliselt vähem nooremisse vanuserühma.

Tabel 2. Vanuse kirjeldav statistika

	Vanus kokku	15-30 vanusegrupp	31-54 vanusegrupp	55-90 vanusegrupp
Keskmine	45	24	43	69
Mediaan	43	24	43	68
Standarthälve	2	5	7	9
Miinum	15	15	31	55
Maksimum	90	30	54	90
Variatsioonikordaja	0,05	0,20	0,16	0,13
Vaatlusi	1542	236	607,0	699

Allikas: ESS (2020), autori arvutused

Tabel 3. Haridustaseme kirjeldav statistika

	Arv valimis	Osakaal %
Põhiharidust ja madalam	200	12,97%
Keskharidus	56	3,6%
Kutseõpe keskhariduse baasil	492	31,90%
Keskeriharidus keskhariduse	264	17,12%
Bakalauresekraad	188	12,19%
Magistri- ja doktorikraad	340	22,04%
Pole vastust	2	0,2%

Allikas: ESS (2020), autori arvutused

Tabel 3 on näidatud haridustasemed valimijaotuse alusel seitse rühma vahel. Tabelist on näha, et kõige vähem on keskharidusega vastajaid (3,6%). Suurim osa vastanutest, kes valitud „Kutseõpe keskhariduse baasil“ (31,9%). Kõrghariduse (nii bakalaureuse- kui magistrikraadi ning doktorikraadi) saanud vastajaid kokku 34,23%.

Tabel 4. Laste olemasolu kirjeldav statistika

	Arv valimis	Osakaal %
Lasteta	614	39,80%
1 laps	303	19,00%
2 last	422	27,00%
3 last	134	8,00%
4 last	38	2,00%
5 ja rohkem	29	1,00%
Pole vastust	2	0,10%

Allikas: ESS (2020), autori arvutused

Tabel 4 annab üldise ettekujutuse laste olemasolust. Tabelist selgub, et enamikul vastajatest lapsi ei ole (39,80%). Vastajaid, kellel oli üks laps, oli 303 inimest (19%).Kahe lapsega vastajaid moodustas 422 inimest (27%).Kõige vähem oli vastajaid nende seas, kellel on 5 või enam last (1%).

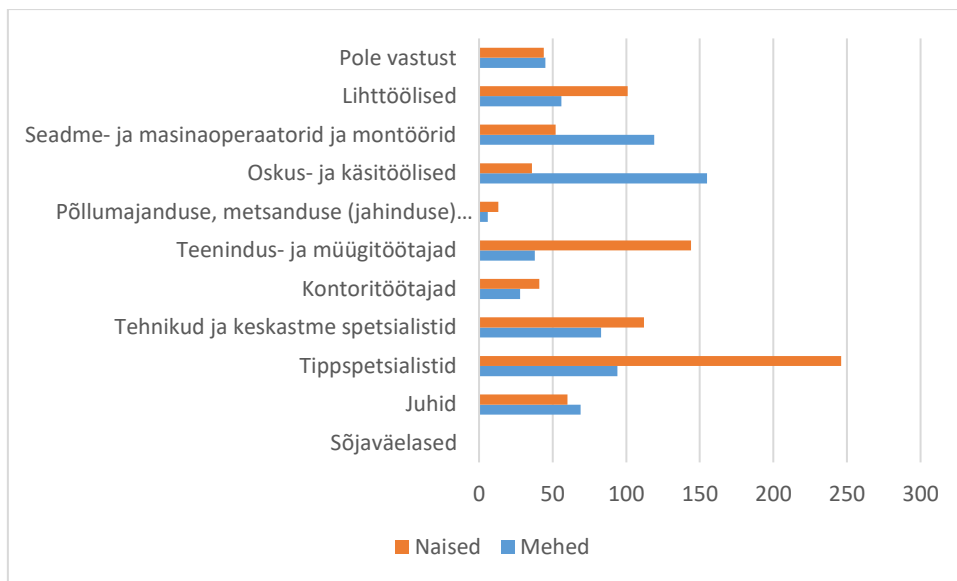
Tabel 5. Sissetuluallikate kirjeldav statistika

	Arv valimis	Osakaal %
Palk	989	64,14%
Tulu füüsilisest isikust ettevõtjana tegutsemisest (va põllumajandus)	48	3,11%
Põllumajandusest saadav tulu	3	0,19%
Pension	422	27,37%
Tulu investeringutest-	8	0,52%
Töötü/ koondamishüvitis	15	0,97%
Muud sotsiaaltoetused ja stipendiumid-	31	2,01%
Tulu muudest allikatest	24	1,56%
Pole vastust	2	0,13%

Allikas: ESS (2020), autori arvutused

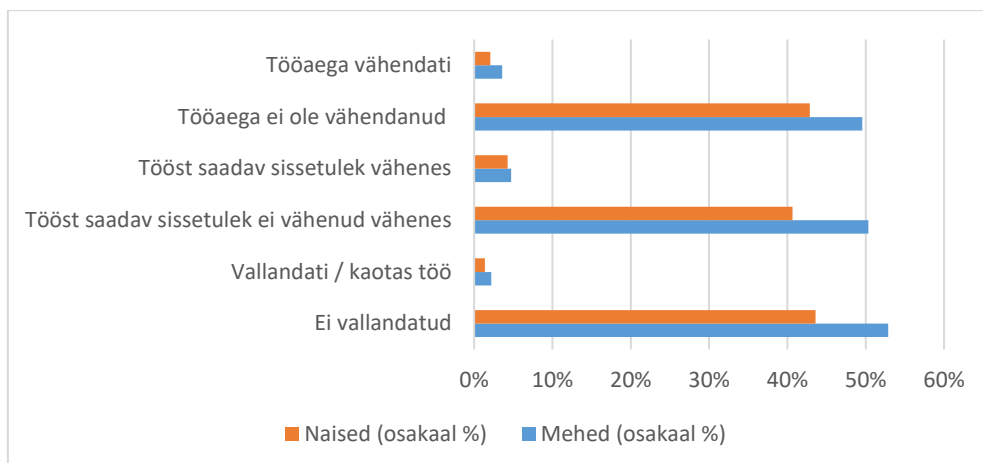
Tabelis 5 on võimalik näha vastajate peamisi sissetulekuallikaid.Seega enamikul vastajatest, kes saavad palka (64,14%). Inimesed, kes saavad pensioni on 422 ehk 27,37%. Kõige vähem inimesi, kes saavad oma tulu investeringutest (8 inimest ehk 0,52%).

Sõltuva muutuja arvutus põhineb ISCO normatiivsel klassifitseerimismeetodil (Ramos et al. 2012). Selle meetodi eeliseks on objektiivsus ja süsteemsus. See on ka ainus meetod, mis vastab selle töö valimi suurusele. ISCO-08 standardi klassifikatsiooni tasemed on eraldi näha lisan 9. Alloleval joonisel on näidatud ISCO-08 ametite jaotus selles valimis. Naistel kõige rohkem vastajaid oli aga tippspetsialistide ametialalt (246 inimest) ja meestel kõige rohkem vastajaid oli oskus- ja käsitöölise ametialalt (155 inimest). Kõige madalamad on põllumajanduse, metsanduse (jahinduse) ja kalanduse oskustöölise osas, kus naistel oli 13 inimest ja meestel oli 6 inimest.



Joonis 9. Meeste ja naiste jaotus eri ametikohtadel 2020. aastal.

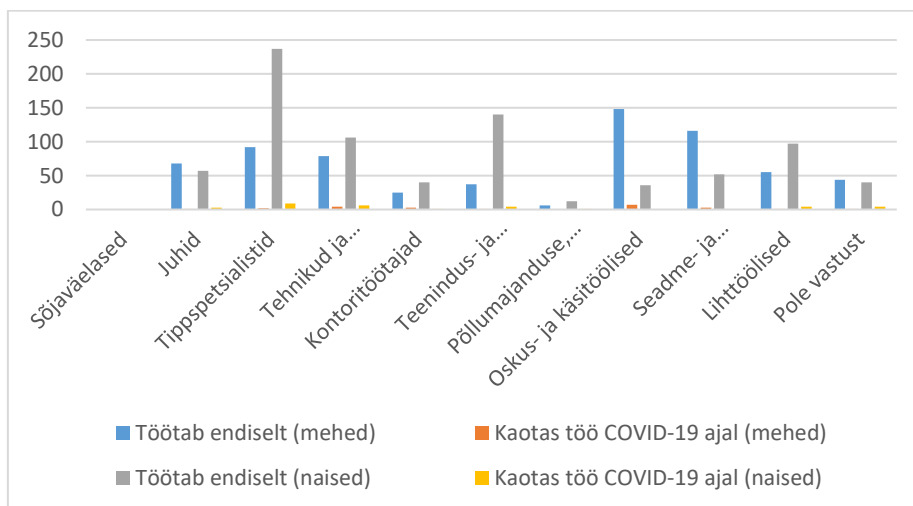
Allikas: Autori poolt koostatud Euroopa sotsiaaluuring andmete põhjal, lisan 10 toodud andmete toetudes



Joonis 10. COVID-19 pandeemia mõju meestele ja naistele 2020. aastal

Allikas: Autori poolt koostatud Euroopa sotsiaaluuring andmete põhjal, lisas 12 toodud andmetele toetudes

Tabelit analüüsid võime järeldada, et COVID-19 pandeemia tagajärjed puudutasid nii mehi kui naisi. Samas võib ka järeldada, et tagajärjed ei olnud nii tugevad, kui arvati. Pole ületanud ühegi näitaja osakaal 6% piiri. Seega oli töö kaotanud meeste protsent vaid 1%, naiste osakaal oli 2%. Meeste osakaal, kelle sissetulek vähenes, oli 4%, naiste osakaal oli 5%. Meeste osakaal, kellel on lühendanud töoaega, oli 2% ning naisi - 4%.



Joonis 11. Meeste ja naiste töökaotused tööstuse järgi 2020. aastal

Allikas: Autori poolt koostatud Euroopa sotsiaaluuring andmete põhjal, lisas 11 toodud andmetele toetudes

Joonisel 11 on näha, et naiste seas kõige rohkem kaotusi tippspetsialistide ametialalt, seega sellel grupil töö kaotas 9 inimest ja meestel kõige rohkem kaotusi oli oskus- ja käsitöölise ametialalt (7 inimest). Ülejäänud sektorites olulisi muutusi ei toimunud.

Andmeanalüüsi kokku võttes võib öelda, et juba on tekkimas selge muster, mis iseloomustab valimit kui soolist ebavõrdsust. Analüüs kinnitab ka tõsiasi, et Eestis ei olnud Covidi-19 pandema nii raskeid tagajärgi, kui sellelt eeldati. Jooniselt 12 võib aga järeldada, et COVID-19 pandeemia ja selle tagajärjed on mõjutanud mehi rohkem kui naisi.

2.3. Analüüsi metoodika ja mudel

Töö eesmärkide saavutamiseks kasutatakse analüüsimeetodina regressioonanalüüsi ja hinnatakse kaheväärtuselisi logit-mudeleid. Seda tüüpi statistilist mudelit kasutatakse sageli klassifitseerimiseks ja ennustavaks analüütikaks. Logiti mudelit kasutatakse funktsioonide kogumi väärtuste põhjal sündmuse toimumise tõenäosuse ennustamiseks. Selleks sisestatakse nn sõltuv muutuja, mis võtab ainult ühe kahest väärtusest - reeglina on need numbrid 0 ja 1 ning komplekt sõltumatutest muutujatest (nimetatakse ka tunnusteks, ennustajateks või regressoriteks) - põhinevad väärtustel, mida on vaja sõltuva muutuja ühe või teise väärtuse aktsepteerimise tõenäosuse arvutamiseks. Selle mudeli abil saate teada selgitavate muutujate mõju suuna sõltuvale muutujale (Gujarati, 2004).

Käesoleva bakalaureusetöö ökonomeetriliseks analüüsiks loodud logit mudelite üldvaade on järgmine:

$$\Lambda = \ln (P (1-P)) = \beta_1 + \beta_2 X_i + \dots + u_i \quad (1)$$

kus

Λ – sõltuv muutuja (see, kas inimene kaotas töö COVID-19 tagajärjel);

β_1 – vabaliige;

X_i – sõltumatu tunnus (selgitavad muutujad: sugu, vanus, vanuse ruut, kodune keel, haridustase, laste kohalolek, sissetulekuallikas, töösuhe ja ametikoht.);

β_2 – hinnatav parameeter;

u_i – vealiige.

Selles logistilise regressiooni võrrandis on Λ sõltuv muutuja ja X_i on sõltumatu muutuja. See meetod testib erinevaid beetaversioone mitme iteratsiooni jooksul, et optimeerida parima logaritmi sobivuse saavutamiseks. Kõik need iteratsioonid loovad log-tõenäolisuse funktsiooni ja logistiline regressioon püüab seda funktsiooni maksimeerida, et leida parameetri parim hinnang. Kui

optimaalne koefitsient (või koefitsiendid, kui on rohkem kui üks sõltumatu muutuja) on leitud, saab iga vaatluse tingimuslikud tõenäosused arvutada, registreerida ja kokku liita, et saada prognoositav tõenäosus (Gujarati, 2004).

Töös kasutatud muutujad ja nende kodeeringud on toodud lisas 14. Antud töös viiakse läbi ka regressioonanalüüs. Andmete töötlemiseks, visualiseerimiseks kodeerimiseks kasutati Microsoft Exceli tabelisüsteemi. Analüüsiks kasutati Gretli statistikapaketti.

3. ÖKONOMEETRILINE ANALÜÜS

See peatükk annab empiirilise analüüsi COVID-19 pandeemia mõjust tööhõivele Eesti tööturul 2020. aastal. Selle peatüki eesmärk on anda ülevaade analüüsiprotsessist, leitud tulemustest, ning leida vastused selles töös tõstatatud uurimisküsimustele. Lisaks analüüsitakse saadud tulemusi, mille põhjal vormistatakse järeldused.

3.1. Korrelatsioonanalüüs

Selles artiklis tehakse esmalt korrelatsioonianalüüs ja korrelatsioonimaatriks on esitatud tabelis 5. Korrelatsioonimaatriks näitab mis järjekorras tunnuseid mudelisse lähevad, kuna töös on ainult kümme parameetri, siis korrelatsioonimaatriks iseloomustab väärtust, mis peegeldab kümme muutuja suhet. Korrelatsioonimaatriksist saab välja lugeda, et maatriksis on toodud Spearmani korrelatsioonikordajad ning statistiline olulisus. Selgus, et töökaotuse pandeemia COVID-19 tõttu ja soo vahel on nõrk positiivne seos, mis on ootuspärane ($r = 0,0261$). Kõige tugevamat positiivset korrelatsiooni täheldatakse vanuse ning tuluallika vahel ($r = 0,348$). Samuti korrelatsioonimaatriks näitas, et kõige tugevamaid seoseid vanuse ja vanuse ruudu vahel, kuid see on paratamatu polünoomse seose tõttu ($r = 0,9829$). Teisest küljest COVID-19 pandeemiast tingitud töökaotuse ja vanuse vahel on väga nõrk negatiivne korrelatsioon ($r = -0,0953$). Kuna kõigi näitajate vahelise korrelatsioonikordaja absoluutväärtus on alla 0,8 (kõrgeim väärtus tabelis oli 0,383), siis puudub vajadus arvesta multikollineaarsusega.

Tabel 5. Korrelatsioonimaatriks (Spearmani korrelatsioonikordajad)

hapljc19	inghom1	gndr	agea	sq_agea	hincsrca	emplrel	isco08	eisced	chldo			
1	-0,0081	0,0261	-	0,095	-0,098	0,046	0,054	-	0,0004	-0,043	0,027	hapljc19
	1	-	-	0,0004	0,020	-0,025	-0,045	-0,026	-0,008	0,017	0,008	inghom1
		1	0,096	0,101	0,047	-0,058	0,077	0,012	0,009	0,009	gndr	
			1	0,983	0,348	-0,047	-0,027	-0,146	0,213	agea		
				1	0,383	-0,059	-0,034	-0,097	0,192	sq_agea		
					1	-0,005	-0,073	0,009	0,149	hincsrca		
						1	0,065	0,003	0,004	emplrel		
							1	-0,020	0,002	isco08		
								1	0,023	eisced		
									1	chldo		

Allikas: Autori arvutused kasutatud allikate loetelus toodud andmete põhjal

3.2. Regressioonanalüüs

Esmalt koostas autor valitud andmete põhjal mudeli kasutades logit-binaaranalüüsi. Autor lisas kõik valitud näitajad esialgsesse mudelisse, et leida neist olulisemad, millest saab teha kõik järeldused. Esialgne mudel on välja toodud lisa 15.

Mudeli andmete põhjal võime järeldada, et tõepära suhte testi olulisuse tõenäosus võrdub 48,1015 [0,0025] ning nullhüpotees on ümber lükatud, seega mudel tervikuna on statistiliselt oluline. Mudeli determinatsioonikordaja väärtus on 0,101330 ehk mudeli kirjeldusvõime on 10%. Õigesti prognoosimisvõime vaatluste arv on 1487 ehk 96,4% kõigist vaatlustest. Selles mudelis on ainult kaks näitajat, mille p-väärtus on alla 0,05, ehk näitajad, mis on statistiliselt olulised. Need on vanus ($p = 0,0000168$) ja sissetulekuallik ($p = 0,0020$). Kitsenduste testi kinnitas, et kõik järjestuskaala tunnused ei ole ka statistiliselt olulised (lisa 15 järgi). Kuna esines heteroskedastiivsus, hinnatas autor sama mudelit uuesti, kasutades kohandatud standardvigu. Järelikult kui võrrelda kohandatud standardvigu (mudel 1 on lisa 16) tavaliste standardvigadega (mudel 2 on lisa 16) on võimalik

näha, et kohandatud standardvead on suuremad. Samuti mudelisse lisati veel kaks statistilist olulist näitajat. See on Disco08_5 ($p = 0,0000000184$) ja Disco08_8 ($p = 0,0190$).

Järgnevas mudelis otsustas töö autor uurida tõenäosuse marginaalväärtusi (vt lisa 17). Mudelist on võimalik näha kuidas muutub töökoha kaotamise COVID-19 tõttu tõenäosus keskmiste parameetrite väärtustega isikul. Näiteks kui vanus suureneb 1 aasta võrra, siis kaotamise COVID-19 tõttu tõenäosus vähenes 0,00075 võrra. Kuid töökoha kaotamise tõenäosus suureneb 0,089 võrra keskmiste parameetritega naistel kui keskmiste parameetritega mehel.

Sõltuvus vanusest on tihti mittelineaarne. Selle kontrollimiseks lisas töö autor esialgsesse mudelisse vanuse ruudu. Mudel vanuse ruuduga on välja toodud lisa 18.

Likelihood ratio test: Chi-square(11) on 51,9526 [0,0012], seega see mudel ka tervikuna on statistiliselt oluline. Mudel paranes, sest korrigeeritud determinatsioonikordaja ehk McFaddeni R2 paranes: enne oli 0,10, nüüd aga on 0,11. Mudeli prognoosimisvõime jäi samaks 96,4% õigeid. Selles mudelis on ainult üks näitaja, mille p-väärtus on alla 0,05 ja statistiliselt oluline. See on sissetulekuallik ($p = 0,0012$). Kitsenduste testi kinnitas ka, et kõik järjestusskaala tunnused ei ole ka statistiliselt olulised (vt lisa 18 järgi). Kui hinnata sama mudelit uuesti, kasutades kohandatud standardvigu, siis on võimalik näha, et kohandatud standardvead nagu esimese mudelis on suuremad. Samuti lisati veel kolm statistilist olulist näitajat ja need on sq_Vanus ($p = 0,0245$), Disco08_6 ($p = 6,10e-011$) ja Disco08_4 ($p = 0,0012$).

Mudelis 6 (lisa 20), kus uuritakse tõenäosuse marginaalväärtusi, on võimalik näha et praegu kui vanus suureneb 1 aasta võrra, siis töö kaotamise COVID-19 tõttu tõenäosus suureneb 0,00118 võrra (enne mudelis 3 vähenes 0,00075 võrra). Ehk mida vanem on inimene, seda suurema tõenäosusega ta võib töö kaotada. Keskmiste parameetritega naistel praegu töökoha kaotamise tõenäosus suureneb 0,0081 (enne mudelis 3 suureneb 0,0089 võrra). Samuti on näha, et töö kaotamise tõenäosus suureneb koos inimese haridustasemega.

Samuti logistilise regressioonanalüüsi kasutatakse ka, et hinnata näitajate mõju töökaotuse šansside suhet. Šanss on sündmuse toimumise tõenäosus jagatud tõenäosusega, et sündmust ei toimu. Šansside suhe aga näitab, mitu korda erineb uuritava sündmuse tõenäosus sãritatud ja sãritamata. Mudelist 6 (lisa 20) on võimalik näha, et $f(\beta \cdot x)$ ehk tõenäosuse marginaalväärtus

logiti suhtes = 0,016. Kui korrutada see saadud koefitsientidega, on võimalik arvestada kui palju peaksid selgitavad muutujad suurenema või vähenema, et töö kaotamise tõenäosus 1 ühiku võrra suureneb. Seega kui sugu on naine, siis töökoha kaotamise COVID-19 tõttu tõenäosus suureneb 0,0081 võrra. Teisisõnu naistel on pandeemia ajal raskem tööhõivetena püsida. Kuid aga kui isiku emakeel on eesti keel, siis töökoha kaotamise COVID-19 tõenäosus väheneb 0,002 võrra kui vene keelt kõnelevatel inimestel. Vanuse ühe aasta suurenedes, suureneb ka töö kaotamise Covidi-19 tõttu tõenäosus 0,0012 võrra. Laste olemusolu 1 ühiku suurenedes aga, väheneb töö kaotamise tõenäosus 0,00003 võrra. Võrreldes keskharidusega inimestega on bakalaureusekraadiga inimestel töö kaotamise tõenäosus 0,024 võrra väiksem. Lisaks keskharidusega kutsehariduse baasil inimestel töö kaotamise tõenäosus on 0,013 võrra väiksem kui keskharidusega inimestel. Seega on võimalik järeldada, et mida kõrgem on inimese haridustase, seda väiksem on tõenäosus, et ta oma töö kaotab COVID-19 pandeemia ajal.

Samuti võib järeldada, et palgatöötajad on turvalisemas olukorras kui eriettevõtjad. Seega suureneb palgatöötajate töö kaotamise tõenäosus 0,02 ja eraettevõtjatel 0,03 võrra. Ametikohtade analüüsil töö kaotamise tõenäosus suureneb kõige vähem kontoritöötajatel (vähenes 0,2 võrra) ja oskus- ja käsitöölised (vähenes 0,2 võrra). Teenindus- ja müügitöötajad (0,3) ning lihttöölised (0,3) – nendel kõigil on suurem töö kaotuse COVID-19 tõttu tõenäosus.

Analüüsides ei tule eriti statistiliselt olulisi tulemusi, kuna ainult 55 inimest vallandati. Seega töö autor tegis sellise mudeli, kus on sõltuv muutuja 1, kui mistahes negatiivne muutus COVID-19 tõttu ehk kas inimene vallandati/ tööaega vähendati/ tasu vähendati jne ning 0, kui midagi sellist ei tehtud. Tulemused kuvatakse lisa 21. Järelikult mudeli andmete põhjal on võimalik näha, et töepära suhte testi olulisuse tõenäosus võrdub 612,563 [0,0000], seega mudel tervikuna on statistiliselt oluline. Mudeli determinatsioonikordaja väärtus on 0,344156 ehk mudeli kirjeldusvõime on 34%. Õigesti prognoosimisvõime vaatluste arv on 1304 ehk 84,6% kõigist vaatlustest. Selles mudelis on juba neli näitajat, mille p-väärtus on alla 0,05. Need on const (p = 0,0484), kodunekeel (p = 2,02e-011), vanus (p = 4,06e-012) ja Demplrel_4 (p = 0,0401). Kuna esines heteroskedastiivsus, hinnatas autor sama mudelit uuesti, kasutades kohandatud standardvigu. Mudelis 2 (lisa 22) kohandatud standardvead on suuremad. Statistilised olulised näitajad on const, kodunekeel ja vanus.

Mudelis 3 (lisa 23), uuritakse tõenäosuse marginaalväärtusi. Seega on võimalik näha, et praegu kui vanus suureneb 1 aasta võrra, siis töö kaotamise COVID-19 tõttu tõenäosus vähenes 0,0071 võrra.

Keskliste parameetritega naistel praegu töökoha kaotamise tõenäosus suureneb 0,0171 (enne mudelis 3 suureneb 0,0081 võrra).

Järgmisesse mudlisse lisas autor vanust ruudus ja saatis järgmiseid tulemusi (lisa 24): Likelihood ratio test: Chi-square on 627,855 [0,0000], seega see mudel ka tervikuna on statistiliselt oluline. Mudel paranes, sest korrigeeritud determinatsioonikordaja ehk McFaddeni R² paranes: enne oli 0,34, nüüd aga on 0,4. Mudeli prognoosimisvõime veidi vähenenud, praegu on 84,4% õigeid. Selles mudelis on kolm näitaja, mille p-väärtus on alla 0,05. See on kodunekeel, vanus ja sq_agea. Kitsenduste testi kinnitas ka, et kõik järjestusskaala tunnused ei ole ka statistiliselt olulised (vt lisa 24 järgi). Kuna esines heteroskedastiivsus, on soovitatav kasutada kohandatud standardvigu. Selleks viias autor uuesti läbi mudeli hindamine ning selgitas, et kohandatud standardvead on suuremad. Statistiliselt olulistele näitajatele on lisatud konstant.

Mudelis 10 (lisa 26) on näha, et kui vanus suureneb 1 aasta võrra, siis töö kaotamise COVID-19 tõttu tõenäosus suureneb 0,015 võrra ja nagu parameetritega naistel praegu töökoha kaotamise tõenäosus suureneb 0,016 (enne mudelis 3 suureneb 0,0089 võrra). Samuti on näha, et juhtivatel kohtadel olevad inimestel töö kaotamise COVID-19 tõttu tõenäosus vähendab 0,201 võrra, teenindus- ja muugitootajatel aga suureneb 0,272. Kõikide mudelite analüüsi käigus võib täheldada trendi, et mida kõrgem on haridustase, seda väiksem on tõenäosus COVID-19 pandeemia tõttu töökoha kaotamiseks. Seega inimestel keskharidusega töö kaotamise COVID-19 tõttu tõenäosus suurendab 0,46 võrra, inimestel magistrii kraadiga aga töö kaotamise tõenäosus suurendab ainult 0,22 võrra.

3.3. Järeldused

Logit mudel suudab korrektselt ennustada sellest valimist 1487 kas kaotas inimene oma töö COVID-19 tõttu või mitte ehk 96,4% puhul. Regressioonanalüüsi tulemused on sarnased kirjeldava statistika omadega. Kirjeldavas statistikas esinevad andmed kajastuvad peamiselt mudeli hindamise tulemustes. Kokkuvõttes on oluline märkida, et COVID-19 pandeemia ajal töö kaotamise tõenäosuse kõige olulisemad näitajad on emakeel, sugu, vanus ja haridustase.

Seega oli COVID-19 tõttu töö kaotamise tõenäosus kõige suurem venekeelsetel, naissoost ja kõrgemas eas inimestel. Ametikohtade analüüsil kõige suurem töö kaotuse COVID-19 tõttu

töenäosus oli teenindus- ja müügitöötajatel ning lihttöölistel. Arvestades haridustaset, kaotasid töö kõige sagedamini keskharidusega inimesed. Samuti saadi teada, et palgatöötajad oli turvalisemas olukorras kui eraettevõtjad. Kõige väiksem töenäosus töö kaotada oli eestikeelsetel, meessoost ja nooremas eas inimestel; kontoritöötajatel ning oskus- ja kasitoolistel.

Siiski tuleb märkida, et Euroopa Sotsiaaluuringu andmetel Eestis 2020. aastal küsitletud oli 1542 inimesest, sealhulgas 693 meest (44,94%) ja 849 naist (55,06%). COVID-19 pandeemia ajal kaotas töö vaid 55 inimest, sealhulgas 21 meest (38%) ja 34 naist (61%). Seega võib analüüsi põhjal väita, et vaatamata puudujääkidele on Eesti majandusel selliseid omadusi nagu uuendusmeelsus ja kohanemisvõime, mis teevad sellest laiaulatusliku epideemia väärilise vastase. Samuti võib järeldada, et käesolevas töös esitatud hüpoteesid ei leidnud kinnitust, kuna sootunnus ei olnud statistiliselt oluline logit-mudelites.

Kuna algses mudelis olulisi näitajaid praktiliselt ei ole (kuna ainult 55 inimest oli vallandatud 1542-st), siis otsustas autor ehitada teise muduli, kuhu kaasas autor kõik vastajad, kui neil tekkis COVID-19 tõttu negatiivseid muutusi. Seega COVID-19 pandeemia ajal tekkis negatiivseid muutusi vaid 238 inimest, sealhulgas 92 meest (39%) ja 146 naist (61,3%), seega suurenes statistiliselt oluliste näitajate arv, mis aitas analüüsimisel. See ka ei aidanud hüpoteesidele kinnitust leida, kuna sootunnus pole uues mudelis statistiliselt oluline.

KOKKUVÕTE

COVID-19 pandeemia on sundinud paljusid meeles pidama soolist tasakaalustamatust, mis pikemas perspektiivis kahjustab mitte ainult naisi, vaid kogu ühiskonda. COVID-19 pandeemia mõju majandusele, tööturule ja ühiskonnale on olnud enneolematu. Euroopa Liidu majandus on märgatavalt kahanenud ning on varaseid märke, et kriisi mõjude jätkudes aeglaselt tõuseb.

Bakalaureusetöö eesmärk on uurida ja analüüsida soolise ebavõrdsuse probleemi tööturul Eesti näitel, pöörates erilist tähelepanu COVID-19 pandeemia tagajärgedele. Selle analüüsimiseks kasutas artikli autor sõltuva muutujana seda, kas inimene kaotas COVID-19 tõttu töö ning sõltumatuteks muutujateks olid kodune keel, sugu, vanus, laste olemusolu, töösuhed, haridustase, ametikoht ning sissetulekuallikas. Mikrotasandi ristandmed saadi 2020. aasta Euroopa sotsiaaluuringu kümnest voorust. Analüüsimeetodina kasutati korrelatsioon-regressioonanalüüsi. Antud töös viidi läbi ka regressioonanalüüs, hinnates Gretli programmis logit-mudeleid ja Excelis korrelatsioonianalüüsi.

Töö alguses püstitati töö eesmärgi saavutamiseks ja varasemale teaduskirjandusele tuginedes kaks hüpoteesi. Esimene hüpotees oli, et COVID-19 põhjustatud majanduslangus mõjutab tõenäoliselt kõige rängemalt naisi. Antud hüpotees ei leidnud kinnitust. Soo tunnus ei korrelatsioonimaatriksis ega logit mudelites statistiliselt oluline, seega ei saa kindlalt väita, et COVID-19 põhjustatud majanduslangus mõjutab kõige enam naisi. Töö teine hüpotees oli, et soolisi lõhesid Eesti tööturul süvendab veelgi COVID-19 pandeemia tulek. Väga raske on vastata, et hüpotees on kinnitust leidnud, sest Eesti turu mõningaid aspekte analüüsides on märgata kiireid paranemisi, eriti viimasel kahel aastal pärast pandeemiat. Statistikaameti andmetel on viimasel kahel aastal pärast pandeemiat näha palgalõhe kiiret kahanemist (vt joonis 7). Lisaks kasvas perioodil 2019–2021 Eesti naiste tööhõive määr 1,3%. Seega oli 20-64-aastaste meeste tööhõive Eestis 2021. aastal 81,2% ja sama vanuserühma naiste tööhõive oli 77,5% (vt joonis 2).

COVID-19 pandeemia ajal töö kaotamise tõenäosuse olulisemateks näitajateks on emakeel, sugu, vanus, samuti haridustase. Seega kaotasid COVID-19 tõttu töö kõige enam vene keelt kõnelevad, naised ja eakad. Kõige vähem kaotasid töökoha eesti keelt kõnelevad mehed ja noored. Kõige enam mõjutas Covid teeninduse ja müügiga seotud ametikohti ning kõige vähem juhtivatel ametikohtadel. Samuti söödi analüüsi käigus välja seaduspärasus, et haridustaseme tõustes väheneb pandeemia ajal töö kaotamise tõenäosus.

Kuigi autori uurimus ja analüüs vastas kõigile küsimustele ja täitsid kõik ülesanded, ei anna käesolev uuring lõplikke tulemusi soo ja COVID-19 pandeemia tagajärgede vahelise seose kohta Eesti puhul. Pandeemia tagajärjed tuletavad end tulevikus üha sagedamini meelde ja seetõttu selle teema põhjalikum uurimine annab siiski võimaluse seda uurida järgmistes töödes. Tööandmete põhjal hinnati COVID-19 tõttu töökohtade kaotust Eestis ning lõpuks analüüsiti, millised mõjutegurid on antud teema puhul olulised.

SUMMARY

COVID-19 and gender gaps in the Estonian labor market

Anna Stepanova

The COVID-19 pandemic has forced many to remember the gender imbalance, which in the long run harms not only women, but society as a whole. The impact of the COVID-19 pandemic on the economy, labor market and society has been unprecedented. The economy of the European Union has shrunk considerably and there are early signs that it will slowly pick up as the effects of the crisis continue.

The aim of the bachelor's thesis is to study and analyze the problem of gender inequality in the labor market on the example of Estonia, paying special attention to the consequences of the COVID-19 pandemic. To analyze this, the author of the article used whether the person lost his job due to COVID-19 as the dependent variable, and the independent variables were the home language, gender, age, nature of children, work relationships, level of education, position and source of income. Micro-level cross-sectional data were obtained from the tenth round of the 2020 European Social Survey. Correlation-regression analysis was used as the analysis method. In this work, regression analysis was also carried out by estimating logit models in the Gretl program and correlation analyzes in Excel.

At the beginning of the work, two hypotheses were established to achieve the goal of the work and based on previous scientific literature. The first hypothesis was that the economic downturn caused by COVID-19 is likely to affect women the hardest. This hypothesis was not confirmed. Gender is not statistically significant in the correlation matrix or in the logit models, so it cannot be said with certainty that the economic downturn caused by COVID-19 affects women the most. The second hypothesis of the work was that gender gaps in the Estonian labor market were further aggravated by the arrival of the COVID-19 pandemic. It is very difficult to answer that the hypothesis has been confirmed, because when analyzing some aspects of the Estonian market,

rapid improvements can be noticed, especially in the last two years after the pandemic. According to Statistics Estonia, in the last two years after the pandemic, a rapid reduction of the wage gap can be seen (see Figure 7). In addition, the employment rate of Estonian women increased by 1.3% in the period 2019–2021. Thus, the employment of men aged 20-64 in Estonia in 2021 was 81.2%, and the employment of women of the same age group was 77.5% (see figure 2).

The most important indicators of the probability of losing a job during the COVID-19 pandemic are mother tongue, gender, age, as well as education level. Thus, Russian speakers, women and the elderly lost their jobs the most due to COVID-19. Estonian-speaking men and young people lost their jobs the least. Service and sales related positions were most affected by Covid and management positions were least affected. Also, during the analysis, the regularity that the probability of losing a job during the pandemic decreases as the level of education increases.

Although the author's research and analysis answered all questions and fulfilled all tasks, this study does not provide definitive results on the relationship between gender and the consequences of the COVID-19 pandemic in the case of Estonia. The consequences of the pandemic will remind themselves more and more often in the future, and therefore a more in-depth study of this topic will still provide an opportunity to study it in future works. Based on labor data, the loss of jobs in Estonia due to COVID-19 was assessed, and finally it was analyzed which influencing factors are important for this topic.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Alon, T., Doepke, M., Olmstead-Rumsey, J., Tertilt, M. (2020), The Impact of COVID-19 on Gender Equality, NBER working paper No. 26947, Cambridge (MA)
- Banerjee, R., Verma, A., Zhang, T. (2019). Brain Gain or Brain Waste? Horizontal, Vertical, and Full Job-Education Mismatch and Wage Progression Among Skilled Immigrant Men in Canada. *International Migration Review*, 53 (3), 646-670
- Bettio, F., Verashchagina, A. (2009), Gender Segregation in the Labour Market, Root Causes, Implications and Policy Responses in the EU, LUXEMBOURG : Publications Office of the European Union
- Boniol, M., McIsaac, M., Xu, L., Wuliji, T., Diallo, K. et al. (2019). Gender equity in the health workforce: analysis of 104 countries. World Health Organization
- Cuberes, D., Teignier, M. (2014). Gender inequality and economic growth: A critical review. *Journal of International Development*, 26(2), 260–276
- Chancel L., Piketty T., Saez E., Zucman G. (2022). World Inequality Report 2022. World Inequality Lab.
- Dickinson D., Oaxaca R. (2009). Statistical Discrimination in Labor Markets: An Experimental Analysis *Southern Economic Journal*. 6(1), 16-31.
- Eesti Statistikaamet (2022) TT330: Hõiveseisund soo ja vanuserühma järgi (kvartalid) [Eandmebaas]. Kättesaadav: <https://andmed.stat.ee/et/stat>, 12. september 2022
- Eesti Statistikaamet (2022) TKL23: Meeste ja naiste tööhõive määr hariduse taseme järgi [Eandmebaas]. Kättesaadav: <https://andmed.stat.ee/et/stat>, 12. september 2022
- Eesti Statistikaamet (2022) TKS03: Sooline segregatsioon [Eandmebaas]. Kättesaadav: <https://andmed.stat.ee/et/stat>, 12. september 2022
- Eesti Statistikaamet (2022) PA5335: Hõiveseisund Sooline palgalõhe tegevusala järgi [Eandmebaas]. Kättesaadav: <https://andmed.stat.ee/et/stat>, 15. september 2022
- Eurostat (2022) lfsi_emp_a: Employment and activity by sex and age [Eandmebaas]. Kättesaadav: <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>, 4. november 2022
- Eurostat (2022) lfst_hheredch: Employment rate of adults by sex, age groups, educational attainment level, number of children and age of youngest child (%) [Eandmebaas]. Kättesaadav: <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>, 4. november 2022
- Gujarati, D. N. (2004). *Basic Econometrics*. 4th ed. New-York: McGraw-Hill/Irwin
- Gunderson, M. (2006). Male-Female Wage Differentials: How Can That Be? – *Canadian Journal of Economics*, Vol. 39, No. 1, 1-21.

- Kleven, H., Camille L., Søgaaard E. (2019). "Children and Gender Inequality: Evidence from Denmark." *American Economic Journal: Applied Economics*, 11 (4), 181-209.
- Klasen, S. (1999). *Does Gender Inequality Reduce Growth and Development?*, World Bank Policy Research Department Working Paper 7, World Bank: Washington DC.
- Kamison, C., Fabra, E.(2009). Direct and indirect effects of education on job satisfaction: A structural equation model for the Spanish case – *Economics of Education Review* 28, 608
- Munch, A., McPherson, M., Smith-Lovin, L. (1997). Gender, Children and Social Contact: The Effects of Childrearing for Men and Women. – *American Sociological Review*, 1997, 62 (4),509-520.
- Maceira, H. M. (2017). Economic benefits of gender equality in the EU. *Intereconomics*, 52(3), 178-183
- Nassif-Pires L., de Lima Xavier L., Masterson T., Nikiforos M., Rios-Avila F. (2020). Pandemic of inequality. *The Public Policy. Brief Ser.* The Levy Economics Institute of Bard College. 149, 3—14.
- O’Dorchai, S. (2008). Pay inequality in 25 European countries. Working paper DULBEA, Research series No 0806.RS
- Scott, J. (1986) Gender: A Useful Category of Historical Analysis: *The American Historical Review*, 91 (5), 1053-1075
- Spence, M.A. (1973). Job Market Signalling. *Quarterly Journal of Economics*, 87 (3), 355–374
- Triventi, M. (2013). The Gender Wage Gap And Its Institutional Context: A Comparative Analysis Of European Graduates. *Work, Employment And Society*, 27 (4), 563-580
- World Economic Forum 2022 [Eandmebaas].
- Käättesaadav: https://www3.weforum.org/docs/WEF_GGGR_2022.pdf

LISAD

Lisa 1. 20–64-aastaste naiste tööhõive ja aktiivsus 2021. aastal

Riik	Tööhõive (%)
Belgium	66,80
Bulgaria	68,90
Czechia	72,10
Denmark	75,60
Estonia	77,50
Ireland	70,00
Greece	52,70
Spain	62,40
France	70,20
Croatia	62,90
Italy	53,20
Cyprus	70,00
Latvia	72,90
Lithuania	76,70
Luxembourg	70,30
Hungary	73,50
Malta	70,30
Netherlands	77,50
Austria	71,30
Poland	68,40
Portugal	73,10
Romania	56,90
Slovenia	72,60
Slovakia	70,40
Finland	75,80
Sweden	78,00
Iceland	77,50
Norway	77,50

Switzerland	77,80
-------------	-------

Allikas: Eurostat (2022), autori koostatud

Lisa 2. 20–64-aastaste meeste ja naiste tööhõive määr Eestis perioodil 2008–2021

Aasta	Mehed	Naised
2008	80,8	72,9
2009	70,4	69
2010	67,2	65,9
2011	73	67,7
2012	74,3	69,3
2013	76,2	70
2014	77,6	70,5
2015	79,9	72,5
2016	80,1	72,5
2017	81,9	75,1
2018	82,9	75,6
2019	83,6	76,2
2020	81,5	75,7
2021	81,2	77,5

Allikas: Eesti Statistikaamet (2022) , autori koostatud

Lisa 3. 20-49-aastaste meeste ja naiste tööhõive määr laste arvu järgi

Aasta	Males,1 child	Males,2 children	Males,3 children or more	Females,1 child	Females,2 children	Females,3 children or more
2017	91,4	90,1	88,4	55,3	57,9	51,7
2018	92	92,9	86,6	58,2	55,9	44,4
2019	92,8	92	86,5	52,8	58,4	46,2
2020	92,7	90,8	87,5	50,7	55,9	44,8
2021	91,5	90,2	85,5	59,9	65,4	85,5

Allikas: Eurostat (2022), autori koostatud

Lisa 4. Meeste ja naiste tööhõive määr hariduse taseme järgi

		2017	2018	2019	2020	2021
Esimese taseme haridus või madalam	Meeste tööhõive määr, %	46,1	45,7	41,8	67,8	67,7
	Naiste tööhõive määr, %	29,2	31,3	29,4	48,5	53,8
Teise taseme haridus	Meeste tööhõive määr, %	75,2	76,8	77,2	81,3	79,7
	Naiste tööhõive määr, %	62,9	63,3	63,3	72,1	73,1
Kolmanda taseme haridus	Meeste tööhõive määr, %	84,7	84,1	85,5	88,6	90,5
	Naiste tööhõive määr, %	76,1	75,3	76,4	82,6	85,1

Allikas: Eesti Statistikaamet (2022) , autori koostatud

Lisa 5. 20–64-aastaste meeste ja naiste töötuste määr Eestis perioodil 2008–2021

Aasta	Mehed	Naised
2008	5,6	4,8
2009	16,4	10
2010	19,1	14,1
2011	12,8	11,6
2012	10,7	9,1
2013	9	8,3
2014	7,7	6,9
2015	6,1	6
2016	7,3	6,2
2017	6,1	5,3
2018	5,1	5,2
2019	3,9	4,9
2020	6,7	6,7
2021	6,7	5,5

Allikas: Eesti Statistikaamet (2022) , autori koostatud

Lisa 6. Sooline segregatsioon Eestis perioodil 2008–2021

Aasta	Ametialapõhine sooline segregatsioon, %	Tegevusalapõhine sooline segregatsioon, %
2008	40,1	35,5
2009	41,3	36,5
2010	39,7	36,3
2011	37,1	36,4
2012	38	35,4
2013	37,4	36,8
2014	38,8	38,1
2015	40,3	38,7
2016	36,9	38,1
2017	33,9	39
2018	35	37,9
2019	34,6	37
2020	34,2	36,4
2021	33,3	36,7

Allikas: Eesti Statistikaamet (2022) , autori koostatud

Lisa 7. Sooline palgalõhe Eestis perioodil 2011–2021

Aasta	Palgalõhe
2011	22,9
2012	24,6
2013	24,8
2014	23,5
2015	22,2
2016	20,9
2017	20,9
2018	18
2019	17,1
2020	15,6
2021	14,9

Allikas: Eesti Statistikaamet (2022) , autori koostatud

Lisa 8. Meeste ja naiste töötajate keskmine brutopalk Eestis perioodil 2011–2021

	Meestöötajate keskmine brutotunnipalk, eurot	Naistöötajate keskmine brutotunnipalk, eurot
2011	5,7	4,4
2012	5,7	4,3
2013	6,1	4,6
2014	6,4	4,9
2015	7	5,4
2016	7,6	6
2017	7,9	6,3
2018	7,9	6,5
2019	8,6	7,1
2020	9,1	7,7
2021	10	8,5

Allikas: Eesti Statistikaamet (2022) , autori koostatud

Lisa 9. ISCO klassifikatsioonid

ISCO kood	ISCO-08 classification	ISCO klassifikaator Eestis
300	Armed forces occupations, other ranks	Sõjaväelased
1000	Managers	Juhid
2000	Professionals	Tippspetsialistid
3000	Technicians and associate professionals	Tehnikud ja keskastme spetsialistid
4000	Clerical support workers	Kontoritöötajad
5000	Service and sales workers	Teenindus- ja müügitöötajad
6000	Skilled agricultural, forestry and fishery workers	Põllumajanduse, metsanduse (jahinduse) ja kalanduse oskustöölised
7000	Craft and related trades workers	Oskus- ja käsitöölised
8000	Plant and machine operators, and assemblers	Seadme- ja masinaoperaatorid ja montöörid
9000	Elementary occupations	Lihttöölised

Allikas: ESS (2020); Eesti Statistikaamet, tabel AK2008ap, autori koostatud

Lisa 10. Meeste ja naiste tööstuse levitamine 2020. aastal valimi tunnuste lõikes

ISCO klassifikaator Eestis	Mehed	Naised
Sõjaväelased	0	0
Juhid	69	60
Tippspetsialistid	94	246
Tehnikud ja keskastme spetsialistid	83	112
Kontoritöötajad	28	41
Teenindus- ja müügitöötajad	38	144
Põllumajanduse, metsanduse (jahinduse) ja kalanduse oskustöölised	6	13
Oskus- ja käsitöölised	155	36
Seadme- ja masinaoperaatorid ja montöörid	119	52
Lihttöölised	56	101
Pole vastust	45	44

Allikas: ESS (2020), autori arvutused

Lisa 11. Meeste ja naiste töökaotused tööstuse järgi 2020. aastal valimi tunnuste lõikes

ISCO klassifikaator Eestis	Töötab endiselt (mehed)	Kaotas töö COVID-19 ajal (mehed)	Töötab endiselt (naised)	Kaotas töö COVID-19 ajal (naised)
Sõjaväelased	0	0	0	0
Juhid	68	1	57	3
Tippspetsialistid	92	2	237	9
Tehnikud ja keskastme spetsialistid	79	4	106	6
Kontoritöötajad	25	3	40	1
Teenindus- ja müügitöötajad	37	1	140	4
Põllumajanduse, metsanduse (jahinduse) ja kalanduse oskustöölised	6	0	12	1
Oskus- ja käsitöölised	148	7	36	0
Seadme- ja masinaoperaatorid ja montöörid	116	3	52	0
Lihttöölised	55	1	97	4
Pole vastust	44	1	40	4

Allikas: ESS (2018), autori arvutused

Lisa 12. COVID-19 pandeemia mõju meestele ja naistele 2020. aastal valimi tunnuste lõikes

	Mehed	Osakaal %	Naised	Osakaal %
Ei vallandatud	672	44%	815	53%
Vallandati / kaotas töö	21	1%	34	2%
Tööst saadav sissetulek ei vähenenud vähenes	627	41%	776	50%
Tööst saadav sissetulek vähenes	66	4%	73	5%
Tööaega ei ole vähendanud	661	43%	764	50%
Tööaega vähendati	32	2%	55	4%

Allikas: ESS (2020), autori arvutused

Lisa 13. Sõltumatute tunnuste kodeering

Arvtunnused	Muutuja kodeering
Vanus	Vastaja vanus aastates
Vanuse ruut	Vastaja vanus aastates ruudus
Binaartunnused	Muutuja kodeering
Töökaotus COVID-19 ajal	Töökaotus – 1, muu – 0
Sugu	Naine – 1, Mees – 0
Kodune keel	Eesti keel – 1, Vene keel – 0
Nominaaltunnused	Muutuja kodeering
Ametikoht	Lihttöölised – 1, muu – 0 Seadme- ja masinaoperaatorid ja montöörid – 1, muu – 0 Oskus- ja käsitöölised – 1, muu – 0 Põllumajanduse, metsanduse (jahinduse) ja kalanduse oskustöölised – 1, muu – 0 Teenindus- ja müügitöötajad – 1, muu – 0 Kontoritöötajad – 1, muu – 0 Tehnikud ja keskastme spetsialistid – 1, muu – 0 Tippspetsialistid – 1, muu – 0 Juhid – 1, muu – 0
Laste olemusolu	Lasteta - 1, muu -0 1 laps - 1, muu -0 2 last - 1, muu -0 3 last - 1, muu -0 4 last - 1, muu -0 5 ja rohkem - 1, muu -0
	Palk - 1, muu -0

	Tulu füüsilisest isikust ettevõtjana tegutsemisest (va põllumajandus) - 1, muu -0 Põllumajandusest saadav tulu -1, muu -0 Pension - 1, muu -0
Sissetulekuallikas	Tulu investeeringutest- 1, muu -0 Töotu/ koondamishüvitis- 1, muu -0 Muud sotsiaaltoetused ja stipendiumid- 1, muu -0 Tulu muudest allikatest - 1, muu -0
Järjestustunnused	Muutuja kodeering
Töösuhe	Palgatöötaja – 1, muu -0 Eraettevõtja – 1, muu -0 Perefirma – 1, muu - 0
Haridustase	Põhiharidust ja madalam – 1, muu - 0 Keskharidus – 1, muu - 0 Kutseõpe keskhariduse baasil – 1, muu -0 Keskeriharidus keskhariduse -1, muu -0 Bakalauresekraad – 1, muu -0 Magistri- ja doktorikraad – 1, muu -0

Allikas: ESS (2020), autori kodeering

Lisa 14. Euroopa Sotsiaaluuringu lühendid

ESS lühendid	Eesti keeles
hapljc19	Töökaotamine COVID-19 tõttu
lnghom1	Kodunekeel
gndr	Sugu
agea	Vanus
sq_agea	Vanus rudus
hincsrca	Sissetulekuallikas
emplrel	Töösuhe
isco08	Ametikoht
eisced	Haridustase
chldo	Laste olemusolu

Allikas: ESS (2012), autori arvutused

Lisa 15. Esialgne logit mudel

Model 1: Logit, using observations 1-1542

Dependent variable: hapljc19

Standard errors based on Hessian

	coefficient	std. error	z	p-value
const	-43.0615	44860.4	-0.0009599	0.9992
ingham1	-0.164854	0.492822	-0.3345	0.7380
gnr	0.504402	0.319414	1.579	0.1143
agea	-0.0420036	0.00976145	-4.303	1.68e-05 ***
hincsrca	0.258490	0.0837055	3.088	0.0020 ***
chldo	0.00425183	0.0548703	0.07749	0.9382
Disco08_1	18.8788	14252.6	0.001325	0.9989
Disco08_2	18.4881	14252.6	0.001297	0.9990
Disco08_3	19.4925	14252.6	0.001368	0.9989
Disco08_4	18.1051	14252.6	0.001270	0.9990
Disco08_5	18.2130	14252.6	0.001278	0.9990
Disco08_6	17.5945	14252.6	0.001234	0.9990
Disco08_7	18.7510	14252.6	0.001316	0.9990
Disco08_8	18.1322	14252.6	0.001272	0.9990
Disco08_10	18.7689	14252.6	0.001317	0.9989
Deisced_1	22.3332	42536.1	0.0005250	0.9996
Deisced_2	21.6021	42536.1	0.0005079	0.9996
Deisced_3	21.4763	42536.1	0.0005049	0.9996
Deisced_4	21.7950	42536.1	0.0005124	0.9996
Deisced_5	20.8674	42536.1	0.0004906	0.9996
Deisced_6	19.8750	42536.1	0.0004673	0.9996
Deisced_8	21.4388	42536.1	0.0005040	0.9996
Demplrel_1	1.16902	1.06023	1.103	0.2702

Demplrel_3	1.24120	1.50395	0.8253	0.4092
Demplrel_4	2.04334	1.13984	1.793	0.0730 *

Mean dependent var 0.035668 S.D. dependent var 0.185521
McFadden R-squared 0.101330 Adjusted R-squared -0.003999
Log-likelihood -213.2992 Akaike criterion 476.5983
Schwarz criterion 610.1192 Hannan-Quinn 526.2709

Number of cases 'correctly predicted' = 1487 (96.4%)
f(beta'x) at mean of independent vars = 0.018
Likelihood ratio test: Chi-square(24) = 48.1015 [0.0025]

Lisa 15 järgi

Test for omission of variables -

Null hypothesis: parameters are zero for the variables

Disco08_1

Disco08_2

Disco08_3

Disco08_4

Disco08_5

Disco08_6

Disco08_7

Disco08_8

Disco08_10

Test statistic: $F(9, 1517) = 0.796405$

with p-value = $P(F(9, 1517) > 0.796405) = 0.619711$

Test for omission of variables -

Null hypothesis: parameters are zero for the variables

Deisced_1

Deisced_2

Deisced_3

Deisced_4

Deisced_5

Deisced_6

Deisced_8

Test statistic: $F(7, 1517) = 1.3972$

with p-value = $P(F(7, 1517) > 1.3972) = 0.202284$

Test for omission of variables -

Null hypothesis: parameters are zero for the variables

Demplrel_1

Demplrel_3

Demplrel_4

Test statistic: $F(3, 1517) = 1.93592$

with p-value = $P(F(3, 1517) > 1.93592) = 0.121831$

Lisa 16. Logit mudeli analüüsi tulemused

Model 2: Logit, using observations 1-1542

Dependent variable: hapljc19

QML standard errors

	coefficient	std. error	z	p-value
const	-43.0615	157.699	-0.2731	0.7848
inghom1	-0.164854	0.478485	-0.3445	0.7304
gndr	0.504402	0.282636	1.785	0.0743 *
agea	-0.0420036	0.00847880	-4.954	7.27e-07 ***
hinsrca	0.258490	0.0917116	2.819	0.0048 ***
chldo	0.00425183	0.0248710	0.1710	0.8643
Disco08_1	18.8788	26.6026	0.7097	0.4779
Disco08_2	18.4881	28.4909	0.6489	0.5164
Disco08_4	18.1051	18.6284	0.9719	0.3311
Disco08_5	18.2130	3.23686	5.627	1.84e-08 ***
Disco08_7	18.7510	28.5127	0.6576	0.5108
Disco08_8	18.1322	7.73322	2.345	0.0190 **
Deisced_1	22.3332	305.211	0.07317	0.9417
Deisced_2	21.6021	204.757	0.1055	0.9160
Deisced_3	21.4763	214.973	0.09990	0.9204
Deisced_4	21.7950	298.721	0.07296	0.9418
Deisced_5	20.8674	297.317	0.07019	0.9440
Deisced_6	19.8750	165.731	0.1199	0.9045
Demplrel_1	1.16902	1.60729	0.7273	0.4670
Demplrel_3	1.24120	1.88743	0.6576	0.5108
Demplrel_4	2.04334	1.68871	1.210	0.2263

Mean dependent var 0.035668 S.D. dependent var 0.185521
McFadden R-squared 0.101330 Adjusted R-squared -0.003999
Log-likelihood -213.2992 Akaike criterion 476.5983
Schwarz criterion 610.1192 Hannan-Quinn 526.2709

Number of cases 'correctly predicted' = 1487 (96.4%)

$f(\beta'x)$ at mean of independent vars = 0.018

Likelihood ratio test: Chi-square(24) = 48.1015 [0.0025]

Lisa 17. Logit mudeli analüüsi tulemused

Model 3: Logit, using observations 1-1542

Dependent variable: hapljc19

Standard errors based on Hessian

	coefficient	std. error	z	slope
const	-43.0615	44860.4	-0.0009599	
ingham1	-0.164854	0.492822	-0.3345	-0.00296244
gnr	0.504402	0.319414	1.579	0.00892803
agea	-0.0420036	0.00976145	-4.303	-0.000754811
hinsrca	0.258490	0.0837055	3.088	0.00464510
chldo	0.00425183	0.0548703	0.07749	7.64060e-05
Disco08_1	18.8788	14252.6	0.001325	0.998201
Disco08_2	18.4881	14252.6	0.001297	0.997166
Disco08_3	19.4925	14252.6	0.001368	0.993983
Disco08_4	18.1051	14252.6	0.001270	0.999616
Disco08_5	18.2130	14252.6	0.001278	0.997826
Disco08_6	17.5945	14252.6	0.001234	0.997348
Disco08_7	18.7510	14252.6	0.001316	0.998258
Disco08_8	18.1322	14252.6	0.001272	0.995923
Disco08_10	18.7689	14252.6	0.001317	0.992012
Deisced_1	22.3332	42536.1	0.0005250	0.991782
Deisced_2	21.6021	42536.1	0.0005079	0.999538
Deisced_3	21.4763	42536.1	0.0005049	0.999956
Deisced_4	21.7950	42536.1	0.0005124	0.999845
Deisced_5	20.8674	42536.1	0.0004906	0.998537
Deisced_6	19.8750	42536.1	0.0004673	0.998170
Deisced_8	21.4388	42536.1	0.0005040	0.986077
Demplrel_1	1.16902	1.06023	1.103	0.0147690
Demplrel_3	1.24120	1.50395	0.8253	0.0416749
Demplrel_4	2.04334	1.13984	1.793	0.0917204

Mean dependent var 0.035668 S.D. dependent var 0.185521
McFadden R-squared 0.101330 Adjusted R-squared -0.003999
Log-likelihood -213.2992 Akaike criterion 476.5983
Schwarz criterion 610.1192 Hannan-Quinn 526.2709

Number of cases 'correctly predicted' = 1487 (96.4%)

$f(\beta'x)$ at mean of independent vars = 0.018

Likelihood ratio test: Chi-square(24) = 48.1015 [0.0025]

Lisa 18. Logit mudeli analüüsi tulemused

Model 4: Logit, using observations 1-1542

Dependent variable: hapljc19

Standard errors based on Hessian

	coefficient	std. error	z	p-value
const	-44.7805	46030.6	-0.0009728	0.9992
ingham1	-0.127178	0.490024	-0.2595	0.7952
gnr	0.506311	0.320524	1.580	0.1142
agea	0.0721546	0.0619870	1.164	0.2444
hinsrca	0.263431	0.0815870	3.229	0.0012 ***
chldo	-0.00237387	0.0764312	-0.03106	0.9752
Disco08_1	18.7358	13969.6	0.001341	0.9989
Disco08_2	18.3840	13969.6	0.001316	0.9989
Disco08_3	19.4402	13969.6	0.001392	0.9989
Disco08_4	17.9979	13969.6	0.001288	0.9990
Disco08_5	18.1047	13969.6	0.001296	0.9990
Disco08_6	17.4426	13969.6	0.001249	0.9990
Disco08_7	18.6283	13969.6	0.001333	0.9989
Disco08_8	17.9717	13969.6	0.001286	0.9990
Disco08_10	18.8169	13969.6	0.001347	0.9989
Deisced_1	22.0962	43859.8	0.0005038	0.9996
Deisced_2	21.3164	43859.8	0.0004860	0.9996
Deisced_3	21.2679	43859.8	0.0004849	0.9996
Deisced_4	21.4579	43859.8	0.0004892	0.9996
Deisced_5	20.5771	43859.8	0.0004692	0.9996
Deisced_6	19.8865	43859.8	0.0004534	0.9996
Deisced_8	21.6265	43859.8	0.0004931	0.9996
Demplrel_1	0.785019	1.08066	0.7264	0.4676
Demplrel_3	0.822852	1.52062	0.5411	0.5884
Demplrel_4	1.57143	1.16679	1.347	0.1780

sq_agea -0.00119357 0.000647896 -1.842 0.0654 *

Mean dependent var 0.035668 S.D. dependent var 0.185521

McFadden R-squared 0.109443 Adjusted R-squared -0.000100

Log-likelihood -211.3736 Akaike criterion 474.7472

Schwarz criterion 613.6089 Hannan-Quinn 526.4068

Number of cases 'correctly predicted' = 1487 (96.4%)

f(beta'x) at mean of independent vars = 0.016

Likelihood ratio test: Chi-square(25) = 51.9526 [0.0012]

Lisa 18 järgi

Test for omission of variables -

Null hypothesis: parameters are zero for the variables

Disco08_1

Disco08_2

Disco08_3

Disco08_4

Disco08_5

Disco08_6

Disco08_7

Disco08_8

Disco08_10

Test statistic: $F(9, 1516) = 0.856561$

with p-value = $P(F(9, 1516) > 0.856561) = 0.563896$

Test for omission of variables -

Null hypothesis: parameters are zero for the variables

Deisced_1

Deisced_2

Deisced_3

Deisced_4

Deisced_5

Deisced_6

Deisced_8

Test statistic: $F(7, 1516) = 1.2268$

with p-value = $P(F(7, 1516) > 1.2268) = 0.284429$

Test for omission of variables -

Null hypothesis: parameters are zero for the variables

Demplrel_1

Demplrel_3

Demplrel_4

Test statistic: $F(3, 1516) = 1.39145$

with p-value = $P(F(3, 1516) > 1.39145) = 0.243683$

Lisa 19. Logit mudeli analüüsi tulemused

Model 5: Logit, using observations 1-1542

Dependent variable: hapljc19

QML standard errors

	coefficient	std. error	z	p-value	
ingham1	-0.127178	0.478625	-0.2657	0.7905	
gnr	0.506311	0.283170	1.788	0.0738	*
agea	0.0721546	0.0537560	1.342	0.1795	
hinsrca	0.263431	0.0863253	3.052	0.0023	***
chldo	-0.00237387	0.0414209	-0.05731	0.9543	
Disco08_2	18.3840	11.3758	1.616	0.1061	
Disco08_3	19.4402	10.7154	1.814	0.0696	*
Disco08_4	17.9979	5.53775	3.250	0.0012	***
Disco08_6	17.4426	2.66651	6.541	6.10e-011	***
Deiscd_3	21.2679	206.577	0.1030	0.9180	
Deiscd_4	21.4579	69.6098	0.3083	0.7579	
Deiscd_8	21.6265	126.928	0.1704	0.8647	
Demplrel_1	0.785019	1.66322	0.4720	0.6369	
Demplrel_3	0.822852	1.92718	0.4270	0.6694	
Demplrel_4	1.57143	1.75635	0.8947	0.3709	
sq_agea	-0.00119357	0.000530663	-2.249	0.0245	**

Mean dependent var 0.035668 S.D. dependent var 0.185521

McFadden R-squared 0.109443 Adjusted R-squared -0.000100

Log-likelihood -211.3736 Akaike criterion 474.7472

Schwarz criterion 613.6089 Hannan-Quinn 526.4068

Number of cases 'correctly predicted' = 1487 (96.4%)

$f(\beta'x)$ at mean of independent vars = 0.016

Likelihood ratio test: Chi-square(25) = 51.9526 [0.0012]

Lisa 20. Logit mudeli analüüsi tulemused

Model 6: Logit, using observations 1-1542

Dependent variable: hapljc19

Standard errors based on Hessian

	coefficient	std. error	z	slope
const	-44.7805	46030.6	-0.0009728	
inghom1	-0.127178	0.490024	-0.2595	-0.00208901
gndr	0.506311	0.320524	1.580	0.00819165
agea	0.0721546	0.0619870	1.164	0.00118520
hincsrca	0.263431	0.0815870	3.229	0.00432709
chldo	-0.00237387	0.0764312	-0.03106	-3.89929e-05
Disco08_1	18.7358	13969.6	0.001341	0.998330
Disco08_2	18.3840	13969.6	0.001316	0.997389
Disco08_3	19.4402	13969.6	0.001392	0.994498
Disco08_4	17.9979	13969.6	0.001288	0.999631
Disco08_5	18.1047	13969.6	0.001296	0.997992
Disco08_6	17.4426	13969.6	0.001249	0.997540
Disco08_7	18.6283	13969.6	0.001333	0.998387
Disco08_8	17.9717	13969.6	0.001286	0.996233
Disco08_10	18.8169	13969.6	0.001347	0.992733
Deisced_1	22.0962	43859.8	0.0005038	0.992443
Deisced_2	21.3164	43859.8	0.0004860	0.999557
Deisced_3	21.2679	43859.8	0.0004849	0.999951
Deisced_4	21.4579	43859.8	0.0004892	0.999847
Deisced_5	20.5771	43859.8	0.0004692	0.998619
Deisced_6	19.8865	43859.8	0.0004534	0.998334
Deisced_8	21.6265	43859.8	0.0004931	0.987329
Demplrel_1	0.785019	1.08066	0.7264	0.0100602

Demplrel_3	0.822852	1.52062	0.5411	0.0203311
Demplrel_4	1.57143	1.16679	1.347	0.0517892
sq_agea	-0.00119357	0.000647896	-1.842	-1.96055e-05

Mean dependent var 0.035668 S.D. dependent var 0.185521
McFadden R-squared 0.109443 Adjusted R-squared -0.000100
Log-likelihood -211.3736 Akaike criterion 474.7472
Schwarz criterion 613.6089 Hannan-Quinn 526.4068

Number of cases 'correctly predicted' = 1487 (96.4%)

f(beta'x) at mean of independent vars = 0.016

Likelihood ratio test: Chi-square(25) = 51.9526 [0.0012]

Lisa 21. Esialgne logit mudel

Model 1: Logit, using observations 1-1542

Dependent variable: hapljc19

Standard errors based on Hessian

	coefficient	std. error	z	p-value	
const	-10.5915	5.36573	-1.974	0.0484	**
inghom1	7.34422	1.09545	6.704	2.02e-011	***
gndr	0.0881255	0.164576	0.5355	0.5923	
agea	-0.0367279	0.00529588	-6.935	4.06e-012	***
hinsrca	-0.0778918	0.0669637	-1.163	0.2448	
chldo	0.00738891	0.0367134	0.2013	0.8405	
Demplrel_1	0.818980	0.908895	0.9011	0.3675	
Demplrel_3	1.93085	1.04667	1.845	0.0651	*
Demplrel_4	1.92479	0.937616	2.053	0.0401	**
Disco08_1	0.734052	0.761331	0.9642	0.3350	
Disco08_2	1.06870	0.769488	1.389	0.1649	
Disco08_4	0.670995	0.750634	0.8939	0.3714	
Disco08_5	1.34993	0.753965	1.790	0.0734	*
Disco08_6	0.538413	0.777064	0.6929	0.4884	
Disco08_7	0.890789	0.753903	1.182	0.2374	
Disco08_8	0.756662	0.774883	0.9765	0.3288	
Disco08_9	-1.78837	1.70638	-1.048	0.2946	
Disco08_10	0.839755	0.797926	1.052	0.2926	
Deisced_1	2.38737	5.11153	0.4671	0.6405	
Deisced_2	2.00554	5.10536	0.3928	0.6944	
Deisced_3	1.70836	5.10441	0.3347	0.7379	
Deisced_4	1.49110	5.10640	0.2920	0.7703	
Deisced_5	2.16343	5.10618	0.4237	0.6718	

Deisced_6	1.72817	5.10479	0.3385	0.7350
Deisced_8	1.55832	5.16862	0.3015	0.7630

Mean dependent var 0.263943 S.D. dependent var 0.440912
McFadden R-squared 0.344156 Adjusted R-squared 0.316064
Log-likelihood -583.6695 Akaike criterion 1217.339
Schwarz criterion 1350.860 Hannan-Quinn 1267.012

Number of cases 'correctly predicted' = 1304 (84.6%)

f(beta'x) at mean of independent vars = 0.195

Likelihood ratio test: Chi-square(24) = 612.563 [0.0000]

Lisa 22. Logit mudeli analüüsi tulemused

Model 2: Logit, using observations 1-1542

Dependent variable: hapljc19

QML standard errors

	coefficient	std. error	z	p-value	
const	-10.5915	2.30035	-4.604	4.14e-06	***
inghom1	7.34422	1.19685	6.136	8.45e-010	***
gndr	0.0881255	0.162309	0.5430	0.5872	
agea	-0.0367279	0.00495024	-7.419	1.18e-013	***
hinsrca	-0.0778918	0.0744415	-1.046	0.2954	
chldo	0.00738891	0.0221736	0.3332	0.7390	
Demplrel_1	0.818980	1.27012	0.6448	0.5191	
Demplrel_3	1.93085	1.37626	1.403	0.1606	
Demplrel_4	1.92479	1.29290	1.489	0.1366	
Disco08_1	0.734052	1.01099	0.7261	0.4678	
Disco08_2	1.06870	1.02762	1.040	0.2984	
Disco08_4	0.670995	1.01312	0.6623	0.5078	
Disco08_5	1.34993	1.00894	1.338	0.1809	
Disco08_6	0.538413	1.02738	0.5241	0.6002	
Disco08_7	0.890789	1.00183	0.8892	0.3739	
Disco08_8	0.756662	1.01760	0.7436	0.4571	
Disco08_9	-1.78837	1.20933	-1.479	0.1392	
Disco08_10	0.839755	1.04329	0.8049	0.4209	
Deisced_1	2.38737	1.40504	1.699	0.0893	*
Deisced_2	2.00554	1.37982	1.453	0.1461	
Deisced_3	1.70836	1.38288	1.235	0.2167	
Deisced_4	1.49110	1.37894	1.081	0.2795	
Deisced_5	2.16343	1.37481	1.574	0.1156	

Deisced_6	1.72817	1.38809	1.245	0.2131
Deisced_8	1.55832	1.61300	0.9661	0.3340

Mean dependent var 0.263943 S.D. dependent var 0.440912
McFadden R-squared 0.344156 Adjusted R-squared 0.316064
Log-likelihood -583.6695 Akaike criterion 1217.339
Schwarz criterion 1350.860 Hannan-Quinn 1267.012

Number of cases 'correctly predicted' = 1304 (84.6%)

f(beta'x) at mean of independent vars = 0.195

Likelihood ratio test: Chi-square(24) = 612.563 [0.0000]

Lisa 23. Logit mudeli analüüsi tulemused

Model 3: Logit, using observations 1-1542

Dependent variable: hapljc19

Standard errors based on Hessian

	coefficient	std. error	z	slope
const	-10.5915	5.36573	-1.974	
inghom1	7.34422	1.09545	6.704	1.43126
gndr	0.0881255	0.164576	0.5355	0.0171373
agea	-0.0367279	0.00529588	-6.935	-0.00715764
hinsrca	-0.0778918	0.0669637	-1.163	-0.0151798
chldo	0.00738891	0.0367134	0.2013	0.00143997
Demplrel_1	0.818980	0.908895	0.9011	0.136927
Demplrel_3	1.93085	1.04667	1.845	0.447860
Demplrel_4	1.92479	0.937616	2.053	0.442547
Disco08_1	0.734052	0.761331	0.9642	0.159240
Disco08_2	1.06870	0.769488	1.389	0.240663
Disco08_4	0.670995	0.750634	0.8939	0.141087
Disco08_5	1.34993	0.753965	1.790	0.307445
Disco08_6	0.538413	0.777064	0.6929	0.114370
Disco08_7	0.890789	0.753903	1.182	0.196220
Disco08_8	0.756662	0.774883	0.9765	0.166234
Disco08_9	-1.78837	1.70638	-1.048	-0.211423
Disco08_10	0.839755	0.797926	1.052	0.188044
Deisced_1	2.38737	5.11153	0.4671	0.534060
Deisced_2	2.00554	5.10536	0.3928	0.451618
Deisced_3	1.70836	5.10441	0.3347	0.362949
Deisced_4	1.49110	5.10640	0.2920	0.329540
Deisced_5	2.16343	5.10618	0.4237	0.489882

Deisced_6	1.72817	5.10479	0.3385	0.396401
Deisced_8	1.55832	5.16862	0.3015	0.365638

Mean dependent var 0.263943 S.D. dependent var 0.440912
McFadden R-squared 0.344156 Adjusted R-squared 0.316064
Log-likelihood -583.6695 Akaike criterion 1217.339
Schwarz criterion 1350.860 Hannan-Quinn 1267.012

Number of cases 'correctly predicted' = 1304 (84.6%)

f(beta'x) at mean of independent vars = 0.195

Likelihood ratio test: Chi-square(24) = 612.563 [0.0000]

Lisa 24. Logit mudeli analüüsi tulemused

Model 4: Logit, using observations 1-1542

Dependent variable: hapljc19

Standard errors based on Hessian

	coefficient	std. error	z	p-value	
const	-12.6539	8.59450	-1.472	0.1409	
ingham1	7.76344	1.13769	6.824	8.86e-012	***
gndr	0.0883151	0.164887	0.5356	0.5922	
agea	0.0791576	0.0316166	2.504	0.0123	**
hinsrca	-0.0297448	0.0642722	-0.4628	0.6435	
chldo	-0.0184668	0.0629077	-0.2936	0.7691	
Demplrel_1	0.433121	0.897578	0.4825	0.6294	
Demplrel_3	1.51297	1.03809	1.457	0.1450	
Demplrel_4	1.46121	0.929136	1.573	0.1158	
Disco08_1	0.539674	0.750826	0.7188	0.4723	
Disco08_2	0.953120	0.757648	1.258	0.2084	
Disco08_4	0.535502	0.737865	0.7257	0.4680	
Disco08_5	1.22034	0.741165	1.647	0.0997	*
Disco08_6	0.341844	0.766773	0.4458	0.6557	
Disco08_7	0.719748	0.741574	0.9706	0.3318	
Disco08_8	0.556221	0.764371	0.7277	0.4668	
Disco08_9	-1.73762	1.58651	-1.095	0.2734	
Disco08_10	0.787596	0.785329	1.003	0.3159	
Deisced_1	2.03290	8.41902	0.2415	0.8092	
Deisced_2	1.62064	8.41607	0.1926	0.8473	
Deisced_3	1.38835	8.41609	0.1650	0.8690	
Deisced_4	1.05045	8.42130	0.1247	0.9007	
Deisced_5	1.78064	8.41814	0.2115	0.8325	

Deisced_6	1.52832	8.41188	0.1817	0.8558	
Deisced_8	1.64257	8.45407	0.1943	0.8459	
sq_agea	-0.00120230	0.000324816	-3.701	0.0002	***

Mean dependent var 0.263943 S.D. dependent var 0.440912
McFadden R-squared 0.352747 Adjusted R-squared 0.323532
Log-likelihood -576.0236 Akaike criterion 1204.047
Schwarz criterion 1342.909 Hannan-Quinn 1255.707

Number of cases 'correctly predicted' = 1302 (84.4%)

f(beta'x) at mean of independent vars = 0.190

Likelihood ratio test: Chi-square(25) = 627.855 [0.0000]

Lisa 24 järgi

Test for omission of variables -

Null hypothesis: parameters are zero for the variables

Demplrel_1

Demplrel_3

Demplrel_4

Test statistic: $F(3, 1516) = 7.55568$

with p-value = $P(F(3, 1516) > 7.55568) = 5.11666e-005$

Test for omission of variables -

Null hypothesis: parameters are zero for the variables

Disco08_1

Disco08_2

Disco08_4

Disco08_5

Disco08_6

Disco08_7

Disco08_8

Disco08_9

Disco08_10

Test statistic: $F(9, 1516) = 1.6946$

with p-value = $P(F(9, 1516) > 1.6946) = 0.0853214$

Test for omission of variables -

Null hypothesis: parameters are zero for the variables

Deisced_1

Deisced_2

Deisced_3

Deisced_4

Deisced_5

Deisced_6

Deisced_8

Test statistic: $F(7, 1516) = 1.69245$

with p-value = $P(F(7, 1516) > 1.69245) = 0.106618$

Lisa 25. Logit mudeli analüüsi tulemused

Model 5: Logit, using observations 1-1542

Dependent variable: hapljc19

QML standard errors

	coefficient	std. error	z	p-value	
const	-12.6539	3.17512	-3.985	6.74e-05	***
inghom1	7.76344	1.31577	5.900	3.63e-09	***
gndr	0.0883151	0.161807	0.5458	0.5852	
agea	0.0791576	0.0290543	2.724	0.0064	***
hinsrca	-0.0297448	0.0671883	-0.4427	0.6580	
chldo	-0.0184668	0.0551307	-0.3350	0.7377	
Demplrel_1	0.433121	1.22198	0.3544	0.7230	
Demplrel_3	1.51297	1.33320	1.135	0.2564	
Demplrel_4	1.46121	1.24788	1.171	0.2416	
Disco08_1	0.539674	0.971514	0.5555	0.5786	
Disco08_2	0.953120	0.985352	0.9673	0.3334	
Disco08_4	0.535502	0.970201	0.5519	0.5810	
Disco08_5	1.22034	0.966599	1.263	0.2068	
Disco08_6	0.341844	0.986364	0.3466	0.7289	
Disco08_7	0.719748	0.959165	0.7504	0.4530	
Disco08_8	0.556221	0.976952	0.5693	0.5691	
Disco08_9	-1.73762	1.18726	-1.464	0.1433	
Disco08_10	0.787596	1.00164	0.7863	0.4317	
Deisced_1	2.03290	2.37620	0.8555	0.3923	
Deisced_2	1.62064	2.35479	0.6882	0.4913	
Deisced_3	1.38835	2.36456	0.5872	0.5571	
Deisced_4	1.05045	2.37310	0.4426	0.6580	
Deisced_5	1.78064	2.35915	0.7548	0.4504	

Deisced_6	1.52832	2.36076	0.6474	0.5174
Deisced_8	1.64257	2.51237	0.6538	0.5132
sq_agea	-0.00120230	0.000297087	-4.047	5.19e-05 ***

Mean dependent var 0.263943 S.D. dependent var 0.440912
McFadden R-squared 0.352747 Adjusted R-squared 0.323532
Log-likelihood -576.0236 Akaike criterion 1204.047
Schwarz criterion 1342.909 Hannan-Quinn 1255.707

Number of cases 'correctly predicted' = 1302 (84.4%)

f(beta'x) at mean of independent vars = 0.190

Likelihood ratio test: Chi-square(25) = 627.855 [0.0000]

Lisa 26. Logit mudeli analüüsi tulemused

Model 10: Logit, using observations 1-1542

Dependent variable: hapljc19

Standard errors based on Hessian

	coefficient	std. error	z	slope
const	-12.6539	8.59450	-1.472	
ingham1	7.76344	1.13769	6.824	1.47766
gndr	0.0883151	0.164887	0.5356	0.0167720
agea	0.0791576	0.0316166	2.504	0.0150665
hinsrca	-0.0297448	0.0642722	-0.4628	-0.00566149
chldo	-0.0184668	0.0629077	-0.2936	-0.00351488
Demplrel_1	0.433121	0.897578	0.4825	0.0760748
Demplrel_3	1.51297	1.03809	1.457	0.352684
Demplrel_4	1.46121	0.929136	1.573	0.333525
Disco08_1	0.539674	0.750826	0.7188	0.112170
Disco08_2	0.953120	0.757648	1.258	0.209448
Disco08_4	0.535502	0.737865	0.7257	0.108887
Disco08_5	1.22034	0.741165	1.647	0.272716
Disco08_6	0.341844	0.766773	0.4458	0.0691227
Disco08_7	0.719748	0.741574	0.9706	0.153055
Disco08_8	0.556221	0.764371	0.7277	0.116900
Disco08_9	-1.73762	1.58651	-1.095	-0.201663
Disco08_10	0.787596	0.785329	1.003	0.172590
Deisced_1	2.03290	8.41902	0.2415	0.467122
Deisced_2	1.62064	8.41607	0.1926	0.361729
Deisced_3	1.38835	8.41609	0.1650	0.288563
Deisced_4	1.05045	8.42130	0.1247	0.223781
Deisced_5	1.78064	8.41814	0.2115	0.404712

Deisced_6	1.52832	8.41188	0.1817	0.346674
Deisced_8	1.64257	8.45407	0.1943	0.383133
sq_agea	-0.00120230	0.000324816	-3.701	-0.000228840

Mean dependent var 0.263943 S.D. dependent var 0.440912
McFadden R-squared 0.352747 Adjusted R-squared 0.323532
Log-likelihood -576.0236 Akaike criterion 1204.047
Schwarz criterion 1342.909 Hannan-Quinn 1255.707

Number of cases 'correctly predicted' = 1302 (84.4%)

f(beta'x) at mean of independent vars = 0.190

Likelihood ratio test: Chi-square(25) = 627.855 [0.0000]

Lisa 27. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina Anna Stepanova,

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose COVID-19 ja soolised lõhed Eesti tööjõuturul, mille juhendaja on Heili Hein,

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

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

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

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

_____ (kuupäev)

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