

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Mandi Soome

**SOOLISE EBAVÕRDSUSE MÕJU MAJANDUSKESKKONNALE
EUROOPA LIIDU RIIKIDE NÄITEL**

Bakalaureusetöö

Õppekava Rakenduslik majandusteadus, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Kaja Lutsoja

Tallinn 2022

Deklareerin, et olen koostanud lõputöö iseseisvalt ja olen viidanud kõikidele töö koostamisel kasutatud teiste autorite töödele, olulistele seisukohtadele ja andmetele, ning ei ole esitanud sama tööd varasemalt ainepunktide saamiseks. Töö pikkuseks on 8185 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Mandi Soome 12.05.2022

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 194063TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: mandi.soome@gmail.com

Juhendaja: Kaja Lutsoja

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE.....	5
SISSEJUHATUS.....	6
1. SOOLISE EBAVÕRDSUSE TEOORIA JA TEEMAT KÄSITLEVAD VARASEMAD UURINGUD.....	8
1.1. Soolise ebavõrdsuse olemus ja mõõtmine	8
1.2. Soolist ebavõrdsust põhjustavad tegurid varasema kirjanduse põhjal.....	10
1.3. Soolise ebavõrdsuse ja makromajanduslike näitajate vahelised seosed	13
1.4. Koroonaviiruse pandeemia oletatavad ja uuritud mõjud soolisele ebavõrdsusele	16
1.5. Varasema kirjanduse kokkuvõtte mõningatest probleemi leevendavatest teguritest	18
2. SOOLISE EBAVÕRDSUSE MÕJU ANALÜÜS.....	20
2.1. Empiirilises analüüsis kasutatud andmete kirjeldus	20
2.2. Töö empiiriline analüüs ja meetodid	26
2.3. Saadud tulemuste analüüs ning võrdlus varasema empiirikaga	28
2.4. Bakalaureusetöö tulemuste võrdlus varasemate töödega	33
2.5. Järeldused analüüsist	35
KOKKUVÕTE.....	37
SUMMARY.....	39
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	41
LISAD	44
Lisa 1. Soolise võrdõiguslikkuse indeks 2019. aastal riigiti.....	44
Lisa 2. Kasutatud andmed	45
Lisa 3. Tunnuste keskmised väärtused perioodil 2009-2019	53
Lisa 4. Kirjeldav statistika	54
Lisa 5. Korrelatsioonimaatriks	55
Lisa 6. Esialgne fikseeritud efektidega mudel.....	56
Lisa 7. Lõplik fikseeritud efektidega mudel kohaldatud standardvigadega. Haridus	57
Lisa 8. Juhuslike efektidega mudel. Haridus	58
Lisa 9. Juhuslike efektidega mudel kohaldatud standardvigadega. Haridus	59
Lisa 10. Esialgne fikseeritud efektidega mudel. Tööturg.....	60
Lisa 11. Lõplik fikseeritud efektidega mudel kohaldatud standardvigadega. Tööturg	61
Lisa 12. Juhuslike efektidega mudel. Tööturg.....	62
Lisa 13. Juhuslike efektidega mudel kohaldatud standardvigadega. Tööturg	63
Lisa 14. Esialgne fikseeritud efektidega mudel. Mõjuvõim	64
Lisa 15. Lõplik fikseeritud efektidega mudel kohaldatud standardvigadega. Mõjuvõim	65

Lisa 16. Fikseeritud efektidega mudel kohaldatud standardvigadega peale tunnuse FEMPARL eemaldamist. Mõjuvõim	66
Lisa 17. Fikseeritud efektidega mudel kohaldatud standardvigadega peale tunnuse FRATE eemaldamist. Mõjuvõim	67
Lisa 18. Juhuslike efektidega mudel. Mõjuvõim.....	68
Lisa 19. Juhuslike efektidega mudel kohaldatud standardvigadega. Mõjuvõim	69
Lisa 20. Lihtlitsents	70

LÜHIKOKKUVÕTE

Käesoleva bakalaureuse töö eesmärgiks on analüüsida soolise ebavõrdsuse mõju majanduskeskkonna näitajale, SKP *per capitale*, Euroopa Liidu riikide põhjal. Töö läbiviimiseks püstitati kolm uurimisküsimust. Üheks ülesandeks oli uurida, kuidas varasemalt on sooline ebavõrdsus makromajanduslikke näitajaid mõjutanud. Teiseks ülesandeks oli uurida, kas sooline ebavõrdsus mõjutab Euroopa Liidu riikides makromajanduslikke näitajaid. Kolmandaks ülesandeks uuriti, kuidas 2020. aastal alguse saanud koroonapandeemia mõjutas soolist ebavõrdsust.

Analüüsi läbi viimiseks kasutati paneelandmeid, koostati nii fikseeritud efektidega mudel kui ka juhuslike efektidega mudel ning valiti sobivam. Antud töös käsitleti 27 riiki ning vaadeldavaks perioodiks sai valitud 2009-2019 tulenevalt andmete kättesaadavusest. Autor kasutas mudelite koostamisel ka kontrollmuutujaid, milleks olid tööjõu produktiivsus, investeerimismäär ja viljakusmäär. Soolist ebavõrdsust mõõdetakse antud töös kolmel tasandil: hariduses, tööturul ja mõjuvõimus. Mõju hindamiseks tehti kolm mudelit, igas mudelis üks soolist ebavõrdsust kirjeldav muutuja. Hariduses esinevat soolist ebavõrdsust kirjeldab antud töös naiste ja meeste suhe hariduses. Tööturul esinevat soolist ebavõrdsust kirjeldab antud töös naiste ja meeste suhe tööturul. Naiste mõjuvõimu kirjeldavaks näitajaks on valitud naiste osakaal parlamendis. Antud näitajad on valitud toetudes varasemalt käsitletud töödele samas valdkonnas.

Uurimistulemused kinnitasid peaaegu kõiki teoreetilisi eeldusi, et soolise ebavõrdsusel on SKP *per capitale* negatiivne mõju. Vaatluse all olevas piirkonnas ja ajaperioodil tehtud analüüsi tulemusena on soolise ebavõrdsuse vähendamisel hariduses ja tööturul positiivne mõju SKP *per capitale*. Naiste osakaalul parlamendis oli tehtud töös statistiliselt ebaoluline mõju SKP *per capitale*.

Võtmesõnad: Sooline ebavõrdsus, SKP *per capita*, paneelandmed

SISSEJUHATUS

Võrdsus on õigussüsteemi alus, mille kohaselt on inimesed võrdsed (Castellino 2021). Sooline ebavõrdsus tähendab, et naised ei kohelda meestega võrdselt. Ebavõrdsus võib avalduda hariduses, sissetulekutes, ametikohtades, poliitilises esindatuses, otsustusvõimena leibkonnasiseselt ja juurdepääsuteedena ametitele, juhtivatele kohtadele ja tootlikutele sisenditele (Cuberes, Teigner 2014). Soolisest võrdõiguslikkusest on saanud ideaal, kus kõikidel inimestel on vabadus otsustada ja arendada ennast, olenemata tööspidamistest (Mida me mõtleme ... 2022). Seetõttu on antud probleemist saanud oluline osa poliitika kujundamisel üle maailma. (Squires 2007).

Kui naistel ei ole samasuguseid võimalusi nagu meestel, siis pikaajaliselt on inimareng takistatud. (Gaye *et al.* 2010). On ignorantne arvata, et riik saab kasutada täielikku potentsiaali, kui ligikaudu pool elanikkonnast jääb ilma võimalustest või kelle tulemusi hinnatakse kehvemalt (Batra, Reio Jr. 2016). Ebavõrdsus avaldab negatiivset mõju riigi arengule ja elanike elukvaliteedile (Baliamoune-Lutz, McFillivray 2015).

Mõju avaldub nii otseselt kui ka kaudselt. Majandusteoorias on haridus inimkapitali üks peamisi mõõdikuid. Otsene mõju sissetulekutele tähendab, et naiste madalam haridustase alandab keskmist inimkapitali. Kaudne mõju tekib, kui ebavõrdsus on avaldanud mõju rahvastiku kasvule ja investeringutele. (*Ibid.*) Haritud naistel on ühiskonnale positiivne välismõju, sest haritud naised on võimelised paremini hoolitsema enda ja laste tervise eest, vähendades sh laste suremust (Klasen, Lamanna 2009).

Varasemalt tehtud töödes on leitud tõendeid selle kohta, et haritud naiste osakaalu tõustes tõuseb ka eeldatav eluiga. Lisaks suureneb ka laste hariduse kvantiteet ja kvaliteet. (Baliamoune-Lutz, McFillivray 2015) Sooline ebavõrdsus avaldab ka majandustulemustele negatiivset mõju, sest näiteks töökohale kandideerimisel vähendatakse kandideerijate hulka, kelle vahel valida. Näiteks eelistatakse kõrgelt kvalifitseeritud naiste asemel vähem kvalifitseeritud mehi. (Klasen, Minasyan 2017)

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks on välja selgitada soolist ebavõrdsust kirjeldavate näitajate mõju majanduskeskkonnale Euroopa Liidus. Majanduskeskonda selgitavaks näitajaks on valitud SKP *per capita*, mis mõõdab riigi keskmist elatustaset. Eesmärgi saavutamiseks seati järgmised uurimisküsimused:

- Kuidas on varasemalt mõjutanud sooline ebavõrdsus peamisi makromajanduslike näitajaid?
- Kas Euroopa Liidus kui valdavalt arenenud riikides mõjutab sooline ebavõrdsus majandustulemusi?
- Millist mõju on koroonaviiruse pandeemia soolise ebavõrdsusele avaldanud?

Euroopa Liit valiti vaadeldavaks regiooniks seetõttu, et Euroopa Liidu riikide makromajanduslikud näitajad on üsna varieeruvad. Samas on riigid võrreldavad seetõttu, et neile kehtivad Euroopa Liidu liikmeks olemisel sarnased õigused ja kohustused.

Käesolev bakalaureusetöö koosneb kahest osast. Esimeses osas uuritakse soolise ebavõrdsuse olemust ning mõjutavaid tegureid läbi teoreetiliste artiklite ja tehtud uuringute. Seejärel uuritakse mõningaid samas valdkonnas varasemalt tehtud töid ning tehakse neist lühiülevaade. Teooria viimases peatükis pakutakse soolise ebavõrdsuse vähendamiseks lahendusi toetudes varasemale kirjandusele.

Töö teine osa annab ülevaate bakalaureuse töö analüüsis kasutatavatest andmetest, kirjeldatakse metoodikat ning analüüsi. Seejärel viiakse läbi korrelatsioonanalüüs. Korrelatsioonanalüüs annab võimaluse vaadelda valitud muutujate vahelisi seoseid. Töö eesmärgi täitmiseks koostatakse kolm ökonomeetrilist mudelit toetudes paneelandmetele, tehakse nii fikseeritud efektidega mudel kui ka juhuslike efektidega mudel. Seejärel valitakse kõige sobivam mudel töö eesmärgi täitmiseks.

1. SOOLISE EBAVÕRDSUSE TEOORIA JA TEEMAT KÄSITLEVAD VARASEMAD UURINGUD

Peatüki esimeses alampunktis tutvutakse ebavõrdsuse ning seejärel soolise ebavõrdsuse olemusega, kirjeldatakse kuidas antud probleemi mõõdetakse. Teises alampunktis saab ülevaate samas valdkonnas tehtud töödest, mis käsitlevad soolise ebavõrdsuse tekkepõhjuseid. Kolmas alampunkt teeb kokkuvõtte mõningastest uuringutest, milliseid soolise ebavõrdsuse ja majanduskeskkonna vahelisi seoseid on teadlased varasemalt leidnud. Viimases punktis tuuakse välja hüpoteetilisi lahendusi probleemi leevendamiseks toetudes varasemale kirjandusele.

1.1. Soolise ebavõrdsuse olemus ja mõõtmine

Võrdsus on õigussüsteemi alus, mille kohaselt iga inimene on sama oluline ja väärtuslik nagu iga teine inimene. Võrdses keskkonnas on kõigil samasugused võimalused, õigused ja kohustused. (Castellino 2021). Käesolevas peatükis kirjeldab autor soolist ebavõrdsuse olemust ning selgitab, kuidas on võimalik antud probleemi võimalikult mõõta.

Sooline ebavõrdsus on paljudes riikides aktuaalne teema. Lõhed meeste ja naiste soorituste ning võimaluste vahel esinevad erinevatel tasanditel: hariduses, sissetulekus, ametikohas, poliitilises esindatuses, otsustusvõimena leibkonnasiseselt ja juurdepääsuteedena ametitele, juhtivatele kohtadele ja tootlikutele sisenditele. (Cuberes, Teigner 2014) Sooline võrdõiguslikkus on muutunud ülemaailmse poliitika kujundamisel oluliseks kohaks. Sellest on saanud ideaal, mille poole püüeldakse, sest see on sotsiaalse õigluse põhitalaks. (Squires 2007)

Sotsiaalne võrdõiguslikkus loob ühiskonnale ideaali, mille kohaselt on kõikidel inimestel vabadus arendada võimeid ja teha ise valikuid, mida ei piiraks traditsioonilised soorollid ega stereotüübid (Mida me mõtleme ... 2022). Mitmed rahvusvahelised lepped on kutsunud riikide valitsusi võtma vastu otsuseid, et tagada ühiskonnas meeste ja naiste vahel võrdsuse arendamine, näiteks 1985. aastal loodud Nairobi edasi vaatav strateegia naiste edendamiseks (inglise keeles *Nairobi Forward Looking Strategy for Advancement of Women*) (Gaye et al. 2010). Inimarengu aspektist on

äärmiselt oluline, et naistel oleksid võrdsed võimalused meessoost isikutega. Kui süstemaatiliselt keeldutakse pakumast naistele samasuguseid võimalusi nagu pakutakse meestele, siis võib pikaajaliselt kasvuväljavaade ja inimarengu edendamine olla takistatud. (Gaye *et al.* 2010) On väärt arvata, et rahvas saab kasutada täielikult kasvupotentsiaali, kui ligikaudu pool elanikkonnast jääb ilma võimalustest. Näiteks Indias, kus sooline ebavõrdsus on suur, on riigi 1,2 miljardi suurusest elanikkonnast pea pooltel (48,2%) inimestel kehvemad võimalused end teostada. (Batra, Reio Jr. 2016)

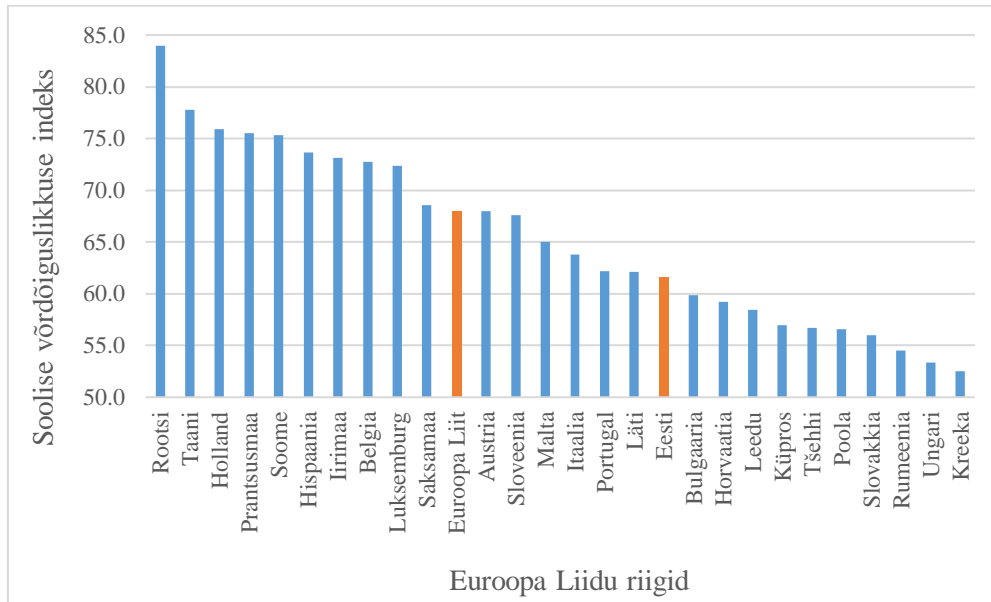
Lisaks on naiste tervis ning heaolu jäetud tahaplaanile. Globaalsel tasandil on emade suremus keskmiselt 400 surma 100 000 sünni kohta, madalama inimarenguga maades on see lausa kahekordne. Tihtipeale arengumaad ei paku naistele kvalifitseeritud ämmaemandaid, professionaalset abi sünnituse eelselt ja järgselt ning erakorralist abi sünnituse ajal. (Gaye *et al.* 2010)

Tulenevalt asjaolust, et sotsiaalne võrdsus on kujunenud ülemaailmse poliitika keskpunktiks on naistel tekkinud paremad võimalused hariduse omandamiseks ning tööturule sisenemiseks. Siiski erineb ideaal tegelikkusest. Hoolimata pingutustest on meeste ja naiste vahel siiski kogu maailmas märkimisväärne ning püsiv ebavõrdsus. (Squires 2007) Naiste osakaal tööturul kõigub ülemaailmselt 51 protsendi ümber, kui samal ajal meestel on see üle 30 protsendi kõrgem, 83 protsenti. Globaalsel tasandil moodustab naiste keskmine osakaal parlamentides vaid 16 protsenti, samal ajal kui mehi on 84 protsenti. (Gaye *et al.* 2010)

Soolise võrdõiguslikkuse indeks on koondnäitaja, mis kirjeldab riigi soolist võrdõiguslikkust. Antud indeks aitab Euroopa Liidu poliitikaraamistikule tuginedes jälgida soolise võrdõiguslikkuse arengut Euroopa Liidus. Euroopa Soolise Võrdõiguslikkuse Instituut töötas välja indeksi, et toetada poliitikakujundajaid töötamaks välja tõhusamaid võrdõiguslikkuse meetmeid ja parandada kitsaskohtade nähtavust. (Gender Equality Index ... 2022)

Soolise võrdõiguslikkuse indeks koosneb põhiindeksitest ning täiendavatest näitajatest. Põhiindeksite hulka kuuluvad järgmisi valdkondi kirjeldavad indeksid: töö, raha, teadmised, aeg, mõjuvõim ja tervis. Täiendavate näitajate hulka kuulub naistevastane vägivald ja muud sarnased ebavõrdsused. Tööindeks koondab enda alla töös osalemise, töösegregatsiooni ja töökvaliteedi. Rahaindeks koosneb finantsilistest resurssidest ja majanduslikust olukorrast. Teadmisteindeksi on arvatud lähtudes hariduses osalemisest ja segregatsioonist. Ajaindeks koondab hoolitsemisele ja

sotsiaalsetele tegevustele kulunud aja. Mõjuvõimu indeks peegeldab poliitilist, majanduslikku ja sotsiaalset mõjuvõimu. Tervise indeks kirjeldab tervise olukorda, käitumisharjumusi ja ligipääsu tervishoiu teenustele. (*Ibid.*)



Joonis 1. Soolise võrdõiguslikkuse indeks 2019. aastal riigiti.

Allikas: Euroopa Soolise Võrdõiguslikkuse Instituut (2022)

Joonisel 1 on toodud Euroopa Liidu riikide soolise võrdõiguslikkuse indeksid 2019. aastal. Euroopa Liidu keskmine indeksi väärtus on 68,0. Kõige suurema soolise võrdõiguslikkuse indeksiga riik Euroopa Liidus on Rootsi, kelle indeksi väärtus on 83,9. Eesti on riikide arvestuses 17. kohal, indeksiga 61,6. Kõige väiksem sooline võrdõiguslikkus on antud indeksi põhjal Kreekas, kus indeksi väärtus on 52,5. Kui võrrelda joonisel 1 riike, kellel on kõrgem sooline võrdõiguslikkuse indeks riikidega, kus on see madalam, siis on näha, et kõrgem sooline võrdõiguslikkus on esindatud peamiselt Skandinaavia ja Lääne-Euroopa riikides.

1.2. Soolist ebavõrdsust põhjustavad tegurid varasema kirjanduse põhjal

Tööjaotus on olnud inimarengus olulisel kohal. Kapitalistliku turumajanduse arenguga kaasnes tööde jaotamine naiste ja meeste vahel. Perekonnas tegi mees tööd ja teenis palka, samal ajal kui naised tegid tasustamata tööd perekonna eest hoolitsemise näol. (Kreimer 2004)

Üheks oluliseks faktoriks, mis mõjutab soolist ebavõrdsust on majanduslik aktiivsus (Gaye *et al.* 2010). Aja jooksul vajas üha rohkem leibkondi lisisissetulekut, seega naised ei soovinud järgida

enam varasemaid norme ning asusid tööle. Mida rohkem suutsid naised oma võimeid tõestada meeste poolt domineeritud ametikohtadel, seda rohkem hakati naisi meeste kõrval väärtustama. (Kreimer 2004) Näiteks peale teist maailmasõda tõusis märgatavalt naiste töötamine, mis lisaks majandusaktiivsuse tõstmisele vähendas soolist palgalõhet (Blau, Kahn 2017).

Kuigi naiste osalus tööturul on kasvanud, ei ole toimunud erilisi muudatusi naiste tööhõive struktuuris ja tingimustes. Horisontaalne segretatsioon toimub, kui naised saavad tööd nendes sektorites, kus paljud naised juba töötavad. Seda tüüpi segretatsioon takistab naistel astumast meeste poolt domineeritud töökohtadele või loomaks meestega sarnaseid karjäärivõimalusi. Vertikaalne segretatsioon leiab aset, kui naistel on võrreldes meestega raskem liikuda kõrgematele ning rohkem tasustatud ametikohtadele. Üheks vertikaalseks segregatsiooni näitajaks on sooline palgalõhe. (Kreimer 2004) Sooline palgalõhe tähendab, et meessoost ja naissoost tööliste teenitud keskmine palk on erinev. Üldiselt on naissoost töötajad vähem tasustatud. (Blau, Kahn 2017) Sooline palgalõhe koosneb kahest osast, selgitavast ja seletamatust osast. Selgitav osa peegeldab palgaerinevusi, mis tuleneb töötaja teadmistest või oskustest, näiteks haridus või varasem kogemus. Seletamatu osa käsitleb tegureid, mis põhjustavad palgalõhet, kui mehed ja naised on tööandja silmis võrdsed. (Gunderson 2006) Austria kohta tehtud empiirilised uuringud näitavad, et kuigi palju naisi jõuab kõrgemale kvalifikatsioonitasemele, siis meeste sissetulekute kasv näib olevat konstantne tegur hoolimata kõrgemast kvalifikatsioonitasemest. Tööturul olev sooline segretatsioon loob naistele kesisemad vaated tulevikuks. (Kreimer 2004)

India on rahvaarvu suuruselt teine riik maailmas, kus sooline ebavõrdsus on suur tulenevalt sotsiaalsetest ning kultuurilistest tavadest (Batra, Reio Jr. 2016). Sellise vaate kohaselt kujundavad meeste ja naiste ebavõrdsust instituutsionaalsed korraldused, nagu näiteks patriarhaalsed perestruktuurid või diskrimineerivad töötavaated (Cuberes, Teigner 2014). Näiteks Indias saab sooline ebavõrdsus alguse kodudest, kus ideoloogia kohaselt naiste tehtud tasustamata töö nagu perekonna ja majapidamise eest hoolitsemine ei saa tunnustust nii perekonnasiseselt kui ka riigi tasandil. India kultuuri kohaselt individuaalsed vajadused ohverdatakse rühma hüvanguks. Tavaliselt mõistetakse selle all naisi, kes peavad kõrvale jätma enda ambitsioonid ning töötama pere heaks. (Batra, Reio Jr. 2016) Osa naisi otsustavad ametlikul tööturul mitte osaleda või loobuvad sellest täielikult, et täita kohustusi, mis on seotud kodu või pereliikmetega. Tihti peale on sellised kohustused tasustamata ning registreerimata, mistõttu tööturul osalemine ei kajasta täielikult naiste tööpingutusi. (Gaye *et al.* 2010) Sellist tüüpi tööde mitteamestamine majandusanalüüsides on kaasa aidanud sellele, et muuta tasustamata töö nähtamatuks (Kreimer

2004). Selline sotsiaalne idee toetab meessoost isikute domineerimist ning ei kahelda, et meeste panustatud aeg töödele on kahtlemata kasulikum kui naiste panustatud aeg. Sellist laadi sotsiaalne ning kultuuriline norm vähendab tööjõus osalevate naiste arvu. (Batra, Reio Jr. 2016)

Viimase sajandi jooksul on India linnades küll tõusnud ametlikult töötavate naiste arv, kuid tööturul ebavõrdsus jätkub. Ettevõtteid juhivad peaaegu alati meessoost isikud. Toimub horisontaalne segregatsioon, mille tõttu mehed ja naised osalevad erinevates tööstusharudes, ent probleem seisneb selles, et „naiste tööd“ pakuvad madalamat töötasu ning kehvemaid töötingimusi. (*Ibid.*) Naised on tööturul kehvemas positsioonis ka seetõttu, et tööandja saab minimaalset kasu töötaja värbamisest, kes võib tahta minna rasedus- ja sünnipuhkusele või tekitada rasedusega seotud lisakulusid või ebamugavusi. (Comyn *et al.* 2014)

Üheks oluliseks ebavõrdsust mõjutavaks teguriks on veel haridusetase. Hariduse, eriti kõrghariduse, omandamine annab indiviidile analüüsivõime ning oskuse selle põhjal tegutseda, lisaks oskuse vajadusel vajalikku infot hankida. (Gaye *et al.* 2010) Soolise hariduse, tööhõive ja palgalõhe mõju on raske eraldada. Üks sooline lõhe võib mõjutada lõhesid teistes tasemetes, näiteks võib sooline lõhe hariduses automaatselt tuua kaasa soolise lõhe tööhõives ja töötasus. Kui naistel esineb tööturul suured tõkked või palgalõhed, võidakse otsustada, et tütarlaste haridus ei ole niivõrd tulus, mis võib kaasa tuua madalamad nõudmised naiste haridusele ning põhjustada soolisi erinevusi. (Klasen, Lamanna 2009) Küll aga soolised lõhed hariduses ja tööhõives ei mõõda sama asja, mistõttu peaks neid eraldi uurima. (Klasen, Lamanna 2009)

Traditsiooniliselt on olnud naised kogu maailma mõjuvõimu ja poliitika valdkondades ebasoodsal kohal. Naised olid kuni 20. sajandini poliitilises ruumis osalemisest ning kõrghariduse omandamisest välja jäetud. (Kreimer 2004) Soolist ebavõrdsust peegeldab naiste osakaal parlamendis või muul otsustamisvõimega ametikohtadel. Naiste osalemine parlamendis edendab naiste nähtavust juhtimispositsioonil ja ühiskonnas üldiselt nii kohalikul või riiklikul tasandil. See omakorda soodustab naiste positsiooni kõrgetel ametikohtadel olemast, mis vähendab tunduvalt segregatsiooni probleeme tööturul. Hetkel on naiste osakaal juhtivatel ja otsustusvõimega ametikohtadel tunduvalt väiksem kui meeste osakaal. Peale parlamendis osalevate naiste osakaalu on veel teisi mõjuvõimu kirjeldavaid mõõdikuid, kuid need ei ole rahvusvaheliselt võrreldavad. Nendeks on näiteks naistevastane vägivald või muu ebakindlust kirjeldav mõõdik, mis kujundab naiste üldist turvatunnet ja ühiskonnas osalemist. (Gaye *et al.* 2010)

Forsythe *et al.* (2002) on pakkunud välja, et meeste ja naiste kohtlemise erinevused, mis võivad olla tingitud patriarhaalsusest või diskrimineerimisest hääbuvad ajaga.

1.3. Soolise ebavõrdsuse ja makromajanduslike näitajate vahelised seosed

Varasemalt on soolise ebavõrdsuse mõju majandusele uuritud erinevatest külgedest ning on leitud erinevaid seoseid makromajanduslike näitajate ja soolise ebavõrdsuse vahel (Dollar, Gatti 1999). Üheks selliseks on seos majanduskasvuga. Sissetulekute tõus inimese kohta vähendab soolist ebavõrdsust. Selline tendents on pigem arenenud riikides. Arvatakse, et võimalik põhjus võib olla, et tütarlaste haridust takistavad tegurid kaovad alles siis, kui riik saab piisavalt jõukaks. (Cuberes, Teigner 2014) Klasen ja Lamanna (2009) on enda uurimistöös leidnud, et suured soolised lõhed vähendavad majanduskasvu, kuna suureneb sündimus ning vähem naisi osaleb tööhõives. Samas uurimistöös on toodud välja, et on leitud ka vastupidine mõju. Naiste madalamad palgad suurendavad ekspordile orienteeritud tööstusriikide konkurentsivõimet, mis kasvatab riigi majanduskasvu. Samas tuleb kahe uurimistöö puhul arvestada, et teine mudel keskendub pigem lühiajaliselt nõudlusest tingitud kasvumõjudele, aga esimene mudel on suunatud pikaajasele perspektiivile. (Klasen, Lamanna 2009)

Ebavõrdsuse püsimine või suurenemine mõjutab negatiivselt riigi arengut ja inimeste elukvaliteeti. Soolisel ebavõrdsusel on negatiivne mõju elanikkonna haridusele ja sissetulekule. Mõju avaldub nii otseselt kui ka kaudselt. Majandusteoorias on haridus inimkapitali üks peamisi mõõdikuid. Negatiivne otsene mõju sissetulekutele tekib, kui naiste madalam haridustase vähendab keskmist inimkapitali. Kaudne mõju tekib, kui ebavõrdsus mõjutab rahvastiku kasvu ja investeeringuid. (Bali moune-Lutz, McFillivray 2015) Mõned varasemalt tehtud tööd samas valdkonnas selgitavad majanduskasvu positiivset mõju lõhe vähendamisel inimkapitali investeeringute tasuvuse suurenemise näol. Haridusinvesteeringute suurem tootlus soodustab omakorda haridusse tehtavaid lisainvesteeringuid. (Cuberes, Teigner 2014) Sooline ebavõrdsus vähendab keskmist inimkapitali kogu ühiskonnas ja kahjustab sellega oluliselt majandustulemusi, sest „piiratakse“ talentide kogumit, s.t. inimeste hulka, kelle vahel valida, näiteks kõrgelt kvalifitseeritud naiste asemel eelistatakse vähem kvalifitseeritud mehi. (Klasen, Minasyan 2017) Suurema tõenäosusega on enda tööga rahul kõrgema haridusega naised, lisaks kõrgema haridusega naised on julgemad oma häält kasutama avalikes aruteludes (Gaye *et al.* 2010).

Sooline võrdõiguslikkus mõjutab sündimust ning sellel on laste tervisele positiivne mõju (Cuberes, Teigner 2014). Kõrgema haridusega naised suudavad hoolitseda paremini enda ning lähedaste heaolu eest. Naiste haridusel on oluline mõju nii naise enda kui ka laste tervisele, kuna see soodustab omandama teadmisi tervise, hügieeni ning tervisliku toitumise kohta. (Gaye *et al.* 2010) Naiste harimine avaldab positiivset välismõju, sest hariduse edendamine parandab pere ja laste tervist, sealhulgas vähendab laste suremust (Klasen, Lamanna 2009). Lisaks on leitud tõendeid selle kohta, et naiste haridusetaseme kasvades pikeneb eeldatav eluiga ning suureneb omakorda laste hariduse kvantiteet ja kvaliteet (Balioune-Lutz, McFillivray 2015). Esteve-Volvart (2000) analüüsis SKT kasvu ja soolise ebavõrdsuse vahelisi seoseid ning leidis, et hariduses naiste arvu kasvul on positiivne mõju majanduskasvule.

Sooliselt võrdses keskkonnas oleks naistel suurem võim läbirääkimistele. Varasemalt on uuritud, et naiste sissetuleku suurenemisega kaasneb naistel kodus suurem otsustamise võim, millel võib olla majandusele pikas perspektiivis avalduv mõju. See toob kaasa kõrgemad säästud ja tootlikumad investeeringud nii enda kui ka laste tervisesse ja haridusse. Selle tulemusel tõuseb järgmiste generatsioonide inimkapitali tase ning sellega ka majanduslik heaolu ning kasv. (Klasen, Minasyan 2017)

Üks tugevamaid empiirilisi seaduspärasid, mis on leitud seoses soolise ebavõrdsuse näitajatega on, et kõik soolise võrdõiguslikkuse mõõdikud on positiivses seoses sissetulekuga. Varasemalt on empiirilistest töödest leitud, et majandus tervikuna maksab soolise ebavõrdsuse eest hinda aeglase majanduskasvu näol. Samuti on leitud, et sissetulekute tõus vähendab soolist ebavõrdsust. 1999. aastal uurisid Dollar ja Gatti soolise ebavõrdsuse mõju sissetulekutele, täpsemalt kasvule sissetulekul inimese kohta. Seletavateks tunnusteks võtsid autorid vaadeldavate regiooni religiooni kirjeldavad näitajaid, regionaalseid eripärasid kirjeldavad näitajaid ja kodanikuvabadust. Analüüsi tulemuseks oli, et just sooline ebavõrdsus hariduses mõjub majanduskasvule negatiivselt. Naiste keskhariduses osalemisel on oluline positiivne mõju majanduskasvule, samal ajal kui meeste keskhariduses osalemine on vähem olulise ja negatiivse mõjuga. Selline töö tulemus püsis ka siis, kui mudelisse lisati religiooni seletavad ja kodanikuvabadust kirjeldavat muutujad. Antud tööst saab järeldada, et tütarlaste jaoks haridusele juurdepääsu loomine edendab majanduskasvu. Autorid tõid töös välja, et antud tulemus esineb pigem keskmiste sissetulekutega riikides. Ühiskonnad, kes eelistasid tütarlastesse mitte investeerida kogesid aeglast majanduskasvu, sest sissetulekute kasv vähenes. (Dollar, Gatti 1999)

Ka majandusteadlane Stephan Klasen (2000) on uurinud soolise ebavõrdsuse mõju majanduskasvule. Täpsemalt uuris Klasen hariduses ja tööturul esineva soolise ebavõrdsuse mõjusid SKP keskmisele aastasele kasvumäärale perioodil 1960 kuni 1992. Seletavateks tunnusteks oli keskmine investeerimismäär, keskmine populatsiooni kasv, keskmine tööhõive kasv, kooliaastate arvu peegeldavad näitajad meeste ja naiste seas, meeste ja naiste suhe kooliaastate arvul ning tööealiste naiste osakaalu kasv tööturul. Töö tulemusena leiti, et sooline ebavõrdsus pärsib majanduskasvu nii otseselt kui ka kaudselt. Klasen leidis, et naiste ja meeste hariduse suhtarvu tõstmine tõstaks aastast SKP kasvumäära. Klasen väitis, et kui Lõuna-Aasia ja Sahara taguses Aafrikas oleks 1960. aastal olnud haridussaavutused rohkem tasakaalus, siis oleks võinud olla mainitud piirkondade majanduskasv kuni 0,9 protsenti aastas kõrgem. Soolisel ebavõrdsusel hariduses on oluline mõju sündimusele ja laste suremusele, kuna ebavõrdsus hariduses on seotud rahva tervisega, siis ebavõrdsus mõjutab kaudselt majanduskasvu veelgi. Vähendatud sooline ebavõrdsus viib aga kõrgema investeerimismäärani. Klasen täheldas, et suuremad investeerimismäärad on seotud tööjõu kasvuga, avatud majanduse ja kõrge inimkapitaliga. Lisaks naiste osakaalu kasv tööturul suurendas vaadeldaval perioodil majanduskasvu. (Klasen 2000)

2009. aastal uuris Klasen koos Lamannaga tööturu soolise ebavõrdsuse mõju ostujõu aastase liitkasvumäärale. Kui tööturul esineb sooline ebavõrdsus, siis sellel on märkimisväärne negatiivne mõju majanduskasvule. Autorid leidsid, et naiste osakaalu suurenemine tööturul viis kõrgema majanduskasvuni, seda eriti kui naiste osatähtsus hakkas kümnendite kaupa kasvama. Töö tulemusena selgus, et meeste majandusaktiivsuse taseme mõju oli väike ja statistiliselt mitteoluline, aga naiste ja meeste suhe tööjõus osalemisel oli oluline mõju. Tööst saab näitena välja tuua Lõuna-Aasia, kus kasvuperspektiiv võrreldes teiste regioonidega vähenes oluliselt seetõttu, et antud piirkonnas on sooline ebavõrdsus tööhõives suur, mis vähenes oluliselt aeglasemini kui teistes vaadeldud piirkondades. Samas on oluline mainida siinkohal, et tööhõivelõhede mõju põhines tööjõus osalemise määradel, mis võib olla mõõdetud veega ning ei pruugi olla rahvusvaheliselt täielikult võrreldavad. Klasen ja Lamanna viitavad oma töös ka teistele empiirilistele töödele, kus on arvatud mõju teistele arengunäitajatele. Soolise ebavõrdsuse vähendamine on oluline, sest mõjub positiivselt ka teistele olulistele ning väärtuslikele arengueesmärkidele. (Klasen, Lamanna 2009)

Soolise ebavõrdsuse mõju majanduskasvule on uuritud ka Pakistani näitel, perioodil 1972 kuni 2009. Täpsemalt oli eesmärgiks välja uurida, kuidas on reaalse SKP kasvutempo elaniku kohta

mõjutatud. Seletavateks muutujateks valiti tööjõu kasvumäär, investeerimismäär, majanduse avatus mõõdetuna kogu kaubandusena ekspordi ja impordi osakaal SKP-st, palgalõhe, hariduslõhe, tööhõivelõhe ja ka soolise ebavõrdsuse indeks, mis oli Ahmed ja Bukhari poolt arvutatud. Sarnaselt varasematele empiirilistele uurimustele, siis leidsid ka selle töö autorid, et SKP kasvutempot mõjutab positiivselt tööjõus osalemise määra tõus, investeerimismäära tõus ning avatud majandus. Ka selles töös selgus, et soolisel ebavõrdsuse indeksil on tugev negatiivne mõju SKP kasvule, soolise ebavõrdsuse indeksi tõus 1 protsendipunkt vähendab SKP kasvutempot elaniku kohta 0,84 protsendipunkti. (Pervaiz *et al.* 2011)

1.4. Koroonaviiruse pandeemia oletatavad ja uuritud mõjud soolisele ebavõrdsusele

2020. aasta 11. märtsil kuulutas Maailma Terviseorganisatsioon välja globaalse koroonaviiruse (COVID-19) pandeemia. Kergelt leviva viiruse põhjustatud majanduslikud mõjud võib laias laastus liigitada nõudlusest ja pakkumisest tulenevateks mõjudeks. Pakkumise efektid avalduvad töötundide vähenemisest ja kogunõudluse langus tuleneb sissetulekute vähenemisest, mis on tingitud tööpuudusest. (Padhan, Prabheesh 2021) Pandeemia mõjutab majandust erinevate kanalite kaudu. Nendeks on tööhõive vähenemine, rahvusvaheliste tehingute kulu suurenemine, reisimise järsk langus ja nõudluse vähenemine teenustele, mis eeldavad inimkontakti. Tööhõive vähenemine on üks suurimaid tegureid, kuidas viiruselevik mõjutab majandust. Tööhõive vähenemisega kaasneb nõudluse languse kapitali järele, mille tõttu väheneb toodang. Impordi ja ekspordi tehingukulude kasv vähendab kaubandust ja tootlikkust. Turismi vähenemine toob kaasa madalama tulu, mille tõttu tootmine väheneb. Leibkondade nõudluse langus kaupade ja teenuste turul vähendab oluliselt kogutarbimist. (Maliszewska *et al.* 2020) COVID-19 pandeemia on põhjustanud globaalse majandusaktiivsuse languse. 2020. aasta teises kvartalis langes maailma SKP üle 4,9 protsendi (Padhan, Prabheesh 2021). Viiruse kontrolli all hoidmiseks võtsid paljud riigid kasutusele rangeid meetmeid, nagu näiteks liikumiskeeld, koolide ja piiride sulgemine või üldine kinnipanek (Czymara *et al.* 2021). Üldise kinnipaneku tõttu katkesid ülemaailmsed tarneahelad, mis omakorda vähendasid kogunõudlust. (Padhan, Prabheesh 2021)

Ülemaailmne tervisekriis mõjutas töötavaid perekondi kahel viisil. Ühest küljest valitsuste ettekirjutused liikumispiirangutele sundis miljoneid töölisi kodust töötama. Teisest küljest sundis majanduslangus ettevõtteid tööjõukulusid vähendama, mis tähendas töötajatele vähem töötunde,

osalist koormus või lausa koondamist. Halvemal juhul viis majanduslangus ettevõtte lausa pankrotti. (Reichelt *et al.* 2020) 2020. aasta teises kvartalis kaotas ülemaailmselt peaaegu 300 miljonit täistööajaga inimest töö (Padhan, Prabheesh 2021). Ühendkuningriikides läbi viidud uuringu põhjal, kus vaadeldavaks perioodiks oli võetud 2020. aasta veebruar kuni juuni, mõjutas koroonaviiruse pandeemia soolist võrdõiguslikkust negatiivselt. Küsitletute hulgast märkis 9,5 protsenti naistest töökaotust, samal ajal kui töökaotanud mehi oli 4,1 protsenti. Kasutatud andmete põhjal selgub 4,4 protsenti meestest ja 4,1 protsenti naistest on koroonaga eelselt üldse kunagi kaotanud töö, seega ei leia autorid erinevusi meeste ja naiste vahel. (Oreffice, Quintana-Domeque 2021)

COVID-19 pandeemia on mõjutanud ka sotsiaalset elu. Viiruseleviku takistamise põhimeetmeks oli liikumise piiramine ja kodus olemine. Selline piirang tõstis kodus pere ja lastega veedetud aega, samal ajal kui seetõttu vähendas tasustatud töö aega paljudel. Olemasolevad uuringud näiteks Saksamaalt, Ühendkuningriikidest, Kanadast ja Hispaaniast kinnitavad, et peamiselt teostavad lapsehooldusega seotud töid emad, vaid väike osa leibkondadest jagab tööd mõlema partneri vahel võrdselt. (Czymara *et al.* 2021) Tingituna koolide ja lasteaedade sulgemisest on alates pandeemia algusest Ameerika Ühendriikides emad oma tööaega rohkem lühendanud kui isad (Reichelt *et al.* 2021). Sarnaselt on Ühendkuningriigis läbi viidud uuringu põhjal selgunud, et pandeemia ajal naiste töötundide arv vähenes rohkem kui meestel. Sel aja perioodil suurenes ka naiste aeg lastehoolitsemise näol või koduõppes ning üldistes tasustamata kodutöodes. (Oreffice, Quintana-Domeque 2021) Saksamaal läbi viidud uuringu põhjal, mis keskendus pigem koroonaviiruse mõjule vaimsele tervisele ilmnis, et mured, mis käsitlevad lapsi üldise kinnipaneku ajal, oli väljatoodud naiste poolt. Meeste poolt välja toodud murekohad keskendusid pigem tasustatud tööle ja majanduslikele küsimustele. (Czymara *et al.* 2021) Ka Reichelt *et al.* (2021) leidsid oma uurimistöös, et pandeemia on mõjutanud tugevamini naisi, kuna suurema tõenäosusega töötavad naised kodunt, on altimad lühendama tööaega ja jäävad töötuks, s.t. suurem tõenäosus töötada osalise koormusega. Uurimistöös esines ka riiklike erinevusi, näiteks Saksamaal ja Singapuris oli naistel suurem tõenäosus jääda töötuks kui meestel, samal ajal kui USA-s vähendavad naised pigem töötunde või teevad kodukontorit. (Reichelt *et al.* 2021)

1.5. Varasema kirjanduse kokkuvõte mõningatest probleemi leevendavatest teguritest

Soolise ebavõrdsuse vähendamist on märkimisväärselt mõjutanud probleemi teadlikkuse tõstmine ja valitsuste vastutustundlikuna hoidmine. Rahvusvaheline Tööorganisatsioon ja Maailmapank on vaid mõned näited organisatsioonidest, mille sooliste aspekte hõlmavate andmetekogumite hulk on ajaga oluliselt kasvanud, edendades soolise ebavõrdsuse probleemi vähendamist. Lisaks on loodud erinevaid soolise ebavõrdsuse koondnäitajaid, mis annab võimaluse võrrelda näitajaid ajas ja riigiti. Probleemi teadvustamine aitab kaasa riikide või piirkondade pingerea moodustamine. See aitab kaasa teadlikkuse tõstmisele, äratades avalikkuse tähelepanu, püüdes poliitikakujundajate tähelepanu ja seeläbi motiveerides valitsust võtma vastu poliitilisi otsuseid ebavõrdsuse vähendamiseks. (Gaye *et al.* 2010)

Teadlikkust tuleb tõsta ka tööjõuturul. Naiste tööjõus osalemise suurendamiseks peaksid organisatsioonid kaotama töökohtadel naiste osalemist takistavad tõkked. Tõkete edukas eemaldamine vähendaks meeste domineerivat kultuuri ja suurendaks naiste esindatavust tööjõuturul, mis motiveeriks rohkem naisi minema tööle. (Batra, Reio Jr. 2016) Naised on enamusest alaesindatud kõrgematel ametikohtadel, ka kõige arenumates riikides on naisjuhtide osakaal alla 30 protsendi (Cuberes, Teigner 2014). Tööturu segregatsioon on püsiv nähtus, mida on keeruline enda muutlikuse tõttu välja juurida. Seetõttu peaks üha rohkem segregatsiooni vähendavat poliitikat populariseerima, nagu näiteks suurendama konkurentsi tööturul. (Kreimer 2004)

Hariduse edendamine oleks üks tegur, mis aitaks võidelda soolise ebavõrdsusega (Gaye *et al.* 2010). Naiste töövõimaluste tugevdamiseks on oluline hariduskvaliteedi tõstmine (Rendall 2012). Sooline ebavõrdsus hariduses on kõige suurem madalate sissetulekutega riikides (Baliamoune-Lutz, McFillivray 2015). Uurides soolisi erinevusi aastatel 1985 kuni 2005, on leitud, et Tais on soolist palgalõhet vähendanud naiste hariduse edendamine ja moderniseerimine. Naiste võrdsusele aitab kaasa hariduskvaliteedi tõstmine. (Rendall 2012)

Empiirilised uuringud on näidanud, et naiste hariduse edendamine kasvatab sissetulekuid ning seeläbi elavdab majandust, kuid peale selle on ka veel mitmeid põhjuseid, mis pärsivad muutuste tegemist. Põhjusteks võivad olla näiteks kultuur, religioon või turutõrked. (Baliamoune-Lutz, McFillivray 2015) Varasemalt on täheldatud ka majanduskasvu faas ja poliitika mõjutab soolisi

erinevusi. Majanduskasvu algfaasi iseloomustab kasvav lõhe, mis hakkab vähenema alles peale teatud piiri ületamist, mille tagajärjel diskrimineerivad tavad vähenevad ning naistel avaneb parem ligipääs haridusele ning leibkonnas tõuseb läbirääkimisjõud. Seal juures on poliitikakujundajatel võtmeroll, korrigeerides kaasnevaid eelarvamusi, soodustades naiste harimist ja kõrvaldades tööturult tõrkeid. (Cuberes, Teigner 2014)

2. SOOLISE EBAVÕRDSUSE MÕJU ANALÜÜS

Peatüki esimeses alampunktis saab ülevaate analüüsis kasutatavate andmetega. Teises alampunktis kirjeldatakse kasutatavat meetodikat ja mudelikujusid. Seejärel viiakse läbi andmeanalüüs, analüüsitakse saadud tulemusi ning võrreldakse neid varasemate uurimistöödega. Viimasel punktis tehakse saadud tulemuste põhjal järeldused.

2.1. Empiirilises analüüsis kasutatud andmete kirjeldus

Käesoleva lõputöös kasutatavad andmed on Euroopa Liidu riikide kohta, perioodil 2009-2019. Analüüsiks valitud andmed on sekundaarsed, mis on saadud Eurostati ja Maailmapanga (inglise keeles *Worldbank*) andmebaasidest. Kasutatavad muutujad on valitud lähtudes varasematest teadustöödest, samas kättesaadavusest.

Tabel 1. Kasutatud muutujad

Näitaja nimi	Näitaja lühend	Allikas	Mõõdik
Reaalne SKP per capita	GDPPP	Eurostat	Arv
Tööjõu tootlikkus	LPRO	Eurostat	Indeks
Investeermismäär	INV	Eurostat	Protsent
Naiste ja meeste suhe hariduses	EDU2	Eurostat, autori arvutused	Suhe
Naiste ja meeste suhe tööturul	WORK	Maailmapank	Suhe
Viljakusemäär	FRATE	Eurostat	Protsent
Naiste osakaal parlamendis	FEMPARL	Maailmapank	Protsent

Allikas: Autori koostatud andmetel.

Vaadeldav ajavahemik on 2009-2019. Algselt soovis autor analüüsida pikemat perioodi, kuid andmete kättesaadavuse tõttu vähenes vaadeldav periood. Kasutatavad andmeid on kohandatud Microsoft Excel tabelirakenduses ja analüüs viiakse läbi kasutades Gretl keskkonda.

Autor soovis selgitada soolise ebavõrdsuse mõju majanduskeskkonda kirjeldavatele mõõdikutele, sõltuvaks muutuja sai valitud riikide SKP *per capita*, kuna see näitab, kui palju majanduslikku tootmisväärtust toodab üks elanik, seega saab mõõta riigi jõukust. Sõltumatud muutujad koosnevad kontrollmuutujatest ning soolise ebavõrdsusega seotud näitajatest. Kontrollmuutujateks on mudelis investeerimismäär, tööjõu tootlikkus ja viljakusmäär. Soolist ebavõrdsust väljendavaid näitajaid on kolm. Toetudes varasematele uuringutele soovis autor mõõta soolise ebavõrdsuse mõju neljal tasandil: haridus, töö, mõjuvõim ja tasustamine. Soolist ebavõrdsust hariduses kirjeldab näitaja naiste ja meeste suhe hariduses. Soolist ebavõrdsust tööturul kirjeldab näitaja naiste ja meeste suhe tööturul. Soolist ebavõrdsust mõjuvõimuga seotud positsioonidel kirjeldab naiste osakaal parlamendis. Paraku pole käesolevas töös võimalik uurida soolist ebavõrdsust tasustamisel, kuna andmed polnud täielikult kättesaadavad.

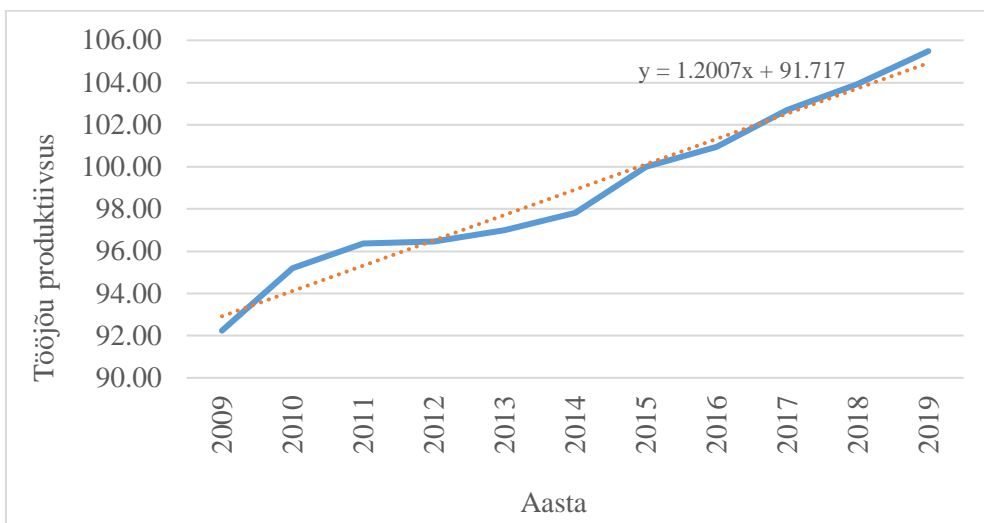
Joonis 2 kirjeldab Euroopa Liidu keskmist reaalselt SKP *per capita*. Jooniselt on näha, et aastatel 2009-2010 on kogu Euroopa Liidu keskmine SKP *per capita* olnud tõusu trendis. Aastatel 2009-2013 on olnud rahulik tõus ja ka veidi langus, kuid alates 2014. aastast on SKP *per capita* olnud tugevas tõusutrendis. Ilmselt on see nii, sest 2008.-2009. aastal alanud majanduskriisist taastumine võttis aega. Kui võrrelda perioodi algset ja perioodi lõpu SKP *per capita*, siis on selle ajaga SKP *per capita* tõusnud 17 protsenti.



Joonis 2. Euroopa Liidu keskmine reaalne SKP *per capita*
Allikas: Eurostat (2022); koostatud lisas 3 toodud andmete alusel

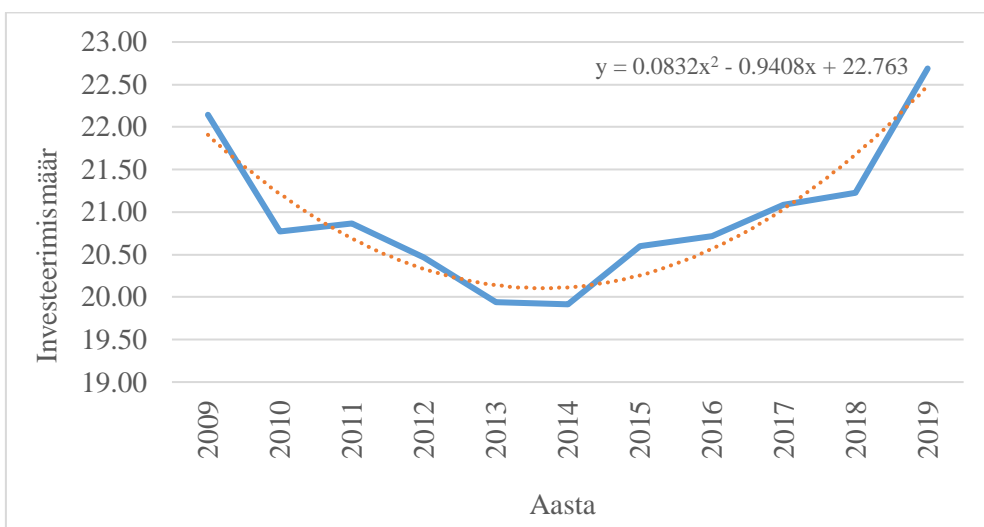
Joonis 3 kirjeldab Euroopa Liidu keskmist tööjõu produktiivsust, mille indeksi baasaastaks on 2015, mil kõikide riikide produktiivsus oli 100% ehk Euroopa Liidu keskmine. Jooniselt on näha,

et tööjõu produktiivsus on ajas järjest kasvanud. Perioodi alguses oli tööjõu keskmine produktiivsus 92% ning perioodi lõpul keskmiselt 105%.



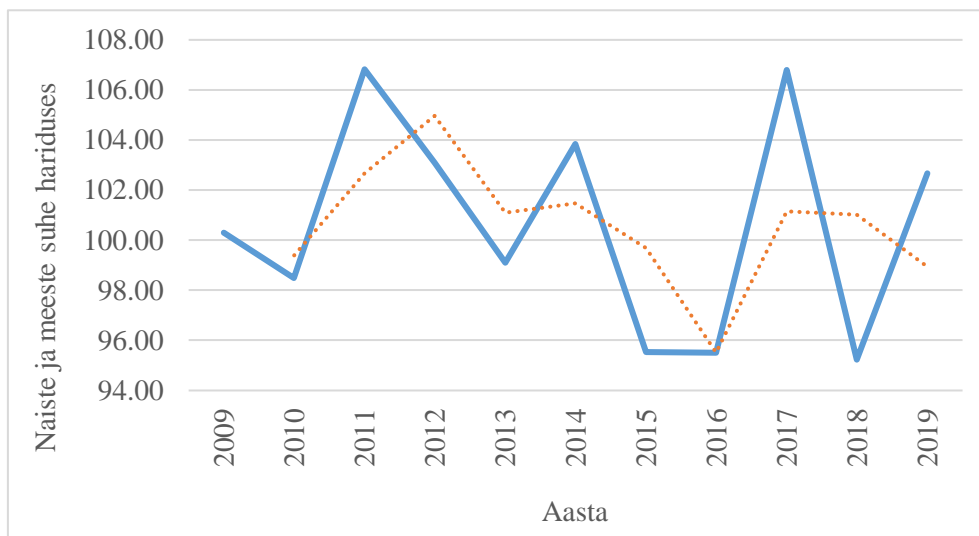
Joonis 3. Euroopa Liidu keskmine tööjõu produktiivsus
Allikas: Eurostat (2022); koostatud lisa 3 toodud andmete alusel

Joonis 4 peegeldab Euroopa Liidu riikide keskmist investeerimismäära aastatel 2009-2019. Joonisest võib järeldada, et perioodi algul oli investeerimismäär kõrgem, perioodi keskel keskmine investeerimismäär langes ning tõusis taas perioodi lõpul. Kõige kõrgem Euroopa Liidu keskmine investeerimismäär oli 2019. aastal, mil keskmine investeerimismäär oli 22,69% ning perioodi kõige madalam keskmine investeerimismäär oli 2014. aastal, mil keskmine investeerimismäär oli 19,91%.



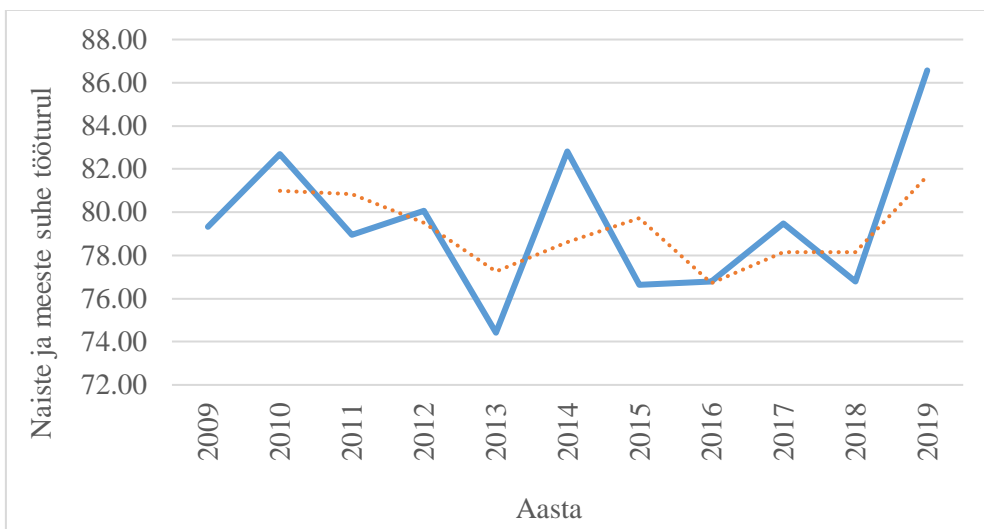
Joonis 4. Euroopa Liidu keskmine investeerimismäär
Allikas: Eurostat (2022); koostatud lisa 3 toodud andmete alusel

Joonis 5 näitab Euroopa Liidu keskmist naiste ja meeste suhet hariduses. Antud näitaja on autori poolt arvutatud. Autor kasutas näitaja arvutamisel sarnast valemit nagu kasutab Maailmapank naiste ja meeste suhte arvutamist tööturul. Suhte arvutamiseks kasutas autor Eurostati andmebaasis leitavat vähemalt keskhariidusega olevate naiste ja meeste protsenti, mis on omavahel jagatud ning korrutatud 100-ga. Kui näitaja on suurem kui 100, siis see tähendab, et vähemalt keskhariidust omavate inimeste hulgas domineerivad naised ja kui näitaja on väiksem kui 100, siis see tähendab, et domineerivad mehed. Jooniselt peegeldub, et vaadeldaval perioodil kõigub suhe, kuid on siiski üsna tasakaalus. Näiteks 2010. aastal oli suurem meeste osakaal vähemalt keskhariidatud inimeste hulgas kuid 2011. aastal oli naiste osakaal suurem vähemalt keskhariidatud inimeste seas. Antud näitaja kõigub siiski väärtuse 100 ümber, mis tähendab, et mehi ja naisi osaleb hariduses üsna võrdselt. Kõikumised on ilmselt tingitud muudest näitajatest. Mõjutavateks teguriteks võib olla näiteks see, et mõnel aastal sündis rohkem naisi ning seega arvestades ajaefekti, siis lõpetas rohkem tütarlapsi. Põhjuseks võib ka olla ka vastupidine olukord, kus suri rohkem (keskhariidatud) naisi, seega vähenes ka keskhariidatud naiste hulk.



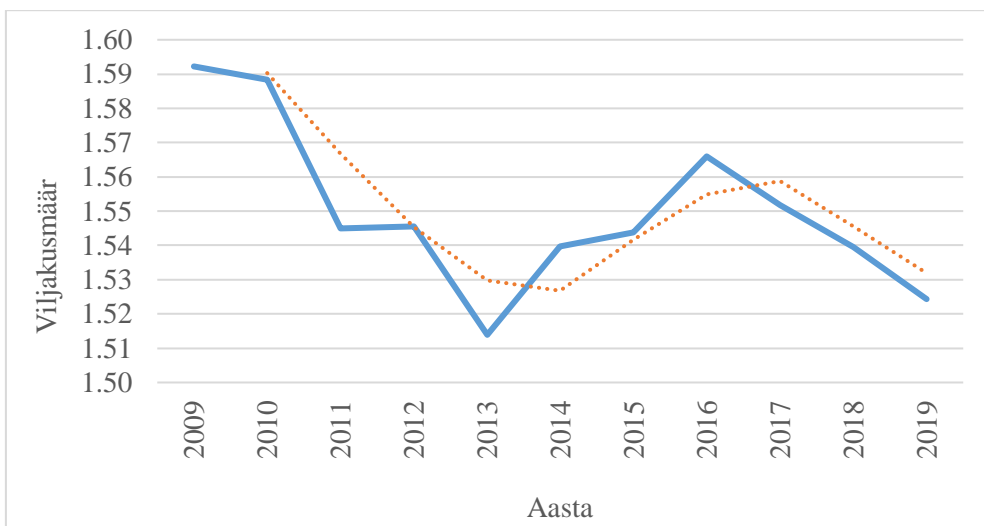
Joonis 5. Euroopa Liidu keskmine naiste ja meeste suhe hariduses
Allikas: Eurostat (2022); koostatud lisas 3 toodud andmete alusel

Joonis 6 näitab Euroopa Liidu keskmist naiste ja meeste suhet tööturul, näiteks näitaja väärtus 80 tähendab, et iga 100 mehe kohta on tööturul 80 naist. Jooniselt peegeldub, et Euroopa Liidus tööturul domineerivad mehed. Euroopa Liidus keskmiselt on selline suhe olnud kõige väiksem 2013. aastal, kui näitaja väärtus oli 74, s.t. 100 mehe kohta oli tööturul 74 naist. Tööturul on toimunud suur hüpe 2019. aastal (86), mil võrreldes 2018. aastaga (76) osales iga 100 mehe kohta 10 naist tööturul rohkem.



Joonis 6. Euroopa Liidu keskmine naiste ja meeste suhe tööturul
Allikas: Maailmapank (2022); koostatud lisas 3 toodud andmete alusel

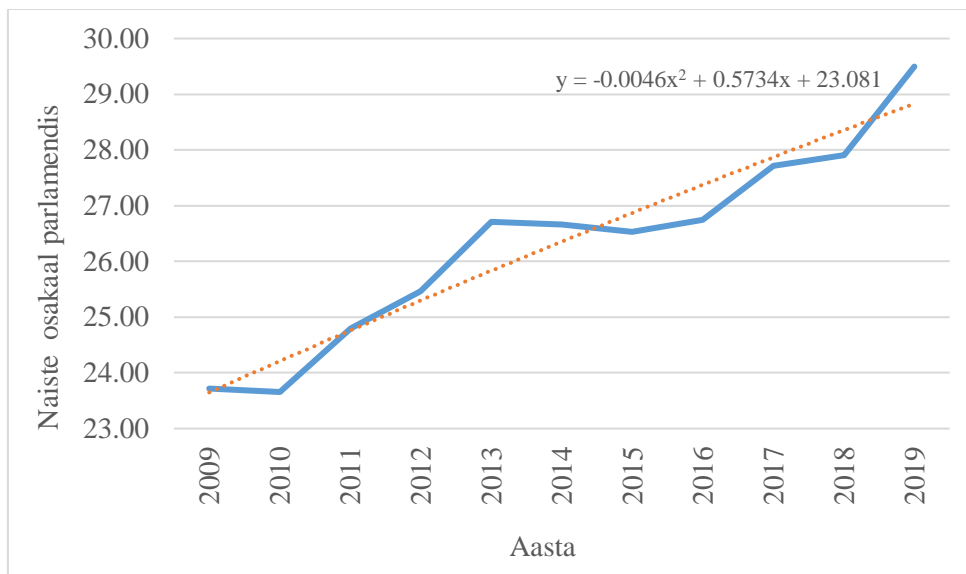
Joonis 7 peegeldab Euroopa Liidu riikide keskmise viljakusmäära muutumist perioodil 2009-2019. Viljakusmäär oli kõige suurem aastal 2009, kui selleks näitajaks oli 1,59, s.t. iga naise kohta sündis 1,59 last. Seejärel toimus langus kuni 2013. aastani, mil viljakusmäär oli antud perioodil kõige väiksem, 1,51. Seejärel näitaja tõusis 2016. aastani ning peale seda on viljakusmäär langenud.



Joonis 7. Euroopa Liidu keskmine viljakusmäär
Allikas: Maailmapank (2022); koostatud lisas 3 toodud andmete alusel

Joonis 8 kirjeldab Euroopa Liidu riikide keskmist naiste osakaalu parlamendis aastatel 2009-2019. Nagu jooniselt näha on muutuja ajas kasvanud. Euroopa Liidu riikide keskmine naiste osakaal parlamendis oli kõige väiksem 2010. aastal, mil näitaja väärtus oli 23,67%, s.t. ülejäänud 76,33%

parlamendi liikmetest moodustasid mehed. Vaadeldaval perioodil oli naiste osakaal parlamendis kõige suurem 2019. aastal, mil naised moodustasid Euroopa Liidu parlamentides keskmiselt 29,47%. Üheksa aastaga kasvas Euroopa Liidu riikides naiste keskmine osakaal parlamendis 5,8%.



Joonis 8. Euroopa Liidu naiste keskmine osakaal parlamendis
Allikas: Maailmapank (2022); koostatud lisas 3 toodud andmete alusel

Järgnevas tabelis on välja toodud antud uurimuses kasutatud andmete kirjeldav statistika. Kirjeldava statistika tabelis on välja toodud SKP per capita (edaspidi GDPPP), tööjõu produktiivsuse (edaspidi LPRO), investeerimismäära (edaspidi INV), naiste ja meeste suhe hariduses (edaspidi EDU2), meeste ja naiste suhe tööturul (edaspidi WORK), viljakusmäära (edaspidi FRATE) ja naiste osakaalu parlamendis (edaspidi FEMPARL) aritmeetiline keskmine, mediaan, variatsioonikordaja, standardhälve, maksimum ja miinimum.

Tabel 2. Kasutatud andmete kirjeldav statistika

	GDPPP	LPRO	INV	EDU2	WORK	FRATE	FEMPARL
Aritmeetiline keskmine	25245	98,92	20,95	100,7	79,50	1,55	26,31
Mediaan	20240	99,61	21,00	100,2	81,17	1,53	23,84
Variatsioonikordaja	66%	6%	19%	7%	8%	12%	38%
Maksimum	85030	120,60	53,59	123,40	90,41	2,06	47,28
Miinimum	4970	72,20	10,58	82,49	51,00	1,14	8,50

Allikas: Eurostat (2022); Maailmapank (2022); autori arvutused

Aritmeetiline keskmine ja mediaan mõõdavad valimi keskmist väärtust. Aritmeetiline keskmine on mõjutatud suurtest erinditest, s.t. kui esineb keskmisest palju suuremaid või väiksemaid

väärtuseid. Mediaan näitab variatsioonirea keskmist väärtust. Mida sümmeetrilisemad andmed, seda väiksem erinevus on aritmeetilisel keskmisel ja mediaanil. Antud valimi põhjal on kõige suurem varieeruvus SKP per capita ja naiste osakaal parlamendis, mis viitab sellele, et SKP per capita tase ja naiste osakaal parlamendis võib olla riigiti väga erinev. Üks kõige vähem varieeruvamatest tunnustest on naiste ja meeste suhe hariduses, mis viitab sellele, et Euroopa Liidus hariduses osalemine ei ole riigiti ega sooti kuigi erinev. Sama kehtib ka naiste ja meeste suhtele tööturul. Kirjeldava statistika põhjal võib öelda, et meeste ja naiste suhe tööturul on Euroopa Liidus riigiti ja ajas üsna sarnane. Kõige vähem varieeruvam tunnus on tööjõu produktiivsus, mis on samuti Euroopa Liidus riikidel üsna sarnane. Maksimum ja miinimum peegeldab tunnuste maksimaalset väärtust ja minimaalset väärtust. Antud maksimum ja miinimum väärtused viitava sellele, et tunnused on riigiti või muutuja siseselt suhteliselt erinevad. Näiteks kui vaadata naiste osakaalu parlamendis, siis maksimaalne väärtus on 47,28 ning minimaalne väärtus on 8,50, s.t. et mingil ajahetkel ja riigis osales parlamendi liikmetest vaid 8,50% naisi, aga mingil ajahetkel ja riigis osales naisi parlamendi liikmetest hoopiski 47,28%. Keskmiselt varieeruvad tunnused on investeerimismäär ja viljakusmäär. Investeerimismäära aritmeetiline keskmine ja mediaan ei erine väga, see viitab sellele, et antud näitaja on üsna sümmeetriline. Samamoodi ka viljakusmäär. Samas on mõlema maksimum ja miinimum väärtused üsna erinevad.

2.2. Töö empiiriline analüüs ja meetodid

Käesolevas lõputöös viiakse läbi kahte tüüpi andmeanalüüs. Esimeseks andmeanalüüsiks on korrelatsioonanalüüs. Korrelatsioonanalüüsi tulemusena tekib korrelatsioonimaatriks, tänu millele on võimalik uurida erinevate muutujate vaheliste seoste tugevused ning nende suunad. Korrelatsioonanalüüsi läbi viimiseks kasutati Gretl keskkonda. Peale korrelatsioonanalüüsi läbi viimist koostab autor balanseeritud paneelandmete regressiooni. Paneelandmete aegridade pikkus on 11 ja objektide ehk riikide arv on 27. Tulenevalt sellest, et vaatluses on 27 riiki kasutati grupisisest mudelit, kuna LSDV (inglise keeles *Least Squares Dummy Variables*) mudeli jaoks oleks olnud liiga palju fiktiivseid tunnuseid kirjeldamiseks lõpptulemust riigiti. Kuna objektide arv on suurem, kui ajaperioodide arv, siis pole antud uurimuses vaja aegridade statsionaarsust kontrollida (Baltagi 2005). Küll aga kontrollitakse mudelite koostamisel mudeli statistilist olulisust, parameetrite statistilist olulisust ning heteroskedatiivsuse esinemist.

Empiirilise analüüsi käigus tehakse nii fikseeritud efektidega kui ka juhuslike efektidega mudeli analüüsid. Antud analüüsid kasutatakse usalduspiiri 90%, seega töö olulisuse nivoo on 0,10. Fikseeritud efektiga mudelit on vaja kasutada juhul, kui erinevusi objektide vahel saab vaadelda kui regressioonfunktsiooni nihkeid. Fikseeritud efektiga mudeli matemaatiline kuju:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{it} + u_{it} \quad (1)$$

kus

y – sõltuv muutuja,

α – vabaliige,

β – parameeter,

x – sõltumatu muutuja,

u – vealiige,

i – objekt,

t – aeg.

Juhusliku efektiga mudelit on vaja kasutada juhul, kui uuritav objekt on üks esindaja oma grupis.

(Vörk 2003) Juhusliku efektiga mudeli matemaatiline kuju:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \alpha_i + u_{it} \quad (2)$$

kus

y – sõltuv muutuja,

β – parameeter,

x – sõltumatu muutuja,

α – vabaliige,

u – vealiige,

i – objekt,

t – aeg.

Kahe paneelandmetüübi mudeli valikul lähtutakse Hausmani testi tulemusest. Hausmani testi nullhüpoteesi (H_0) kohaselt puudub korrelatsioon objektispetsiifiliste veakomponentide ning regressoritega, juhuslike efektide hinnangud on mõjusad, s.t. juhusliku efektiga mudel on õige. Sisuka hüpoteesi (H_1) kohaselt on korrelatsioon objektispetsiifiliste veakomponentide ja regressoritega, juhuslike efektide hinnangud ei ole mõjusad, s.t. fikseeritud efektiga mudel on õige. Lisaks kontrollib autor mudelite statistilist olulisust ja parameetrite statistilist olulisust olulisuse nivool 0,1. Mudeli statistilist olulist väljendab kitsenduste F-test, mille nullhüpoteesi (H_0) kohaselt on vabaliikmed ühesugused ning objektide vaheline erinevus puudub. Fikseeritud efektiga mudelis testitakse heteroskedatiivsust Wald testiga, mille nullhüpoteesi (H_0) kohaselt mudelis grupiviisiline heteroskedatiivsus puudub ja sisuka hüpoteesi (H_1) kohaselt mudelis grupiviisiline heteroskedatiivsus esineb. Juhusliku efektiga mudelis testitakse heteroskedatiivsust Breusch-Pagan testiga, mille nullhüpoteesi (H_0) kohaselt mudelis heteroskedatiivsus puudub ja sisuka hüpoteesi (H_1) kohaselt mudelis heteroskedatiivsus esineb.

2.3. Saadud tulemuste analüüs ning võrdlus varasema empiirikaga

Töö empiirilises osas koostati esmalt korrelatsioonmaatriksi, mis näitab kõigi tunnuste vahelisi korrelatsioonikordajaid. Korrelatsiooni uuriti järgmiste tunnuste vahel, logaritmitud SKP *per capita* (1_GDPPP), investeerimismäära (INV), logaritmitud tööjõu produktiivsust (LPRO), logaritmitud naiste ja meeste suhet hariduses (EDU2), logaritmitud naiste ja meeste suhet tööturul (WORK), logaritmitud viljakusmäära (FRATE) ja naiste osakaalu parlamendis (FEMPARL). Logaritmituid väärtusi kasutati seetõttu, et hiljem tulemuste tõlgendamisel oleks võimalik väljendada seoseid protsentides.

Tabel 3. Korrelatsioonimaatriks

1_LPRO	INV	1_EDU2	1_WORK	1_FRATE	FEMPARL	1_GDPPP	
1,0000	0,0771	0,0900	-0,0264	-0,0925	0,1884	0,0710	1_LPRO
-	1,0000	-0,0382	0,1724	0,3644	0,0159	0,0057	INV
-	-	1,0000	0,2906	-0,0951	0,2321	0,1343	1_EDU2
-	-	-	1,0000	0,0441	0,2455	0,0467	1_WORK
-	-	-	-	1,0000	0,2760	0,2959	1_FRATE
-	-	-	-	-	1,0000	0,5295	FEMPARL
-	-	-	-	-	-	1,0000	1_GDPPP

Allikas: Eurostat (2022); Maailmapank (2022); autori arvutused

SKP *per capita* (1_GDPPP) on kõige tugevamas seoses tunnusega naiste osakaal parlamendis (FEMPARL) ning seejärel viljakusmääraga (1_FRATE). Mõlema puhul on näha sama suunalist seost, s.t. et kui üks kasvab, siis kasvab ka teine. Korrelatsioonimaatriksi põhjal võib väita, et ükski tunnus ei ole SKP *per capita*ga negatiivses seoses.

Käesoleva analüüsi valimis on 27 riiki, vaadeldavaks perioodiks on 2009-2019. Kasutatakse paneelandmete analüüsi, mis jaguneb omakorda fikseeritud efektidega mudeliks ja juhusliku efektidega mudeliks. Nagu juba varasemalt mainitud, siis tulenevalt sellest, et vaatluses on 27 riiki, kasutatakse grupisest fikseeritud efektiga mudelit. Koostatakse kolm andmemudelit. Kolm mudelit seetõttu, et vaadeldakse soolise ebavõrdsuse mõjusid SKP *per capitale* erinevatest aspektidest. Kõigi kolme mudeli puhul on sõltuv muutuja SKP *per capita* ning kontrollmuutujateks tööjõuproduktiivsus, investeerimismäär ja viljakusmäär. Esimeses

paneelandmeanalüüsis on soolist ebavõrdsust kirjeldav muutuja naiste ja meeste suhe hariduses. Teises paneelandmeanalüüsis on soolist ebavõrdsust kirjeldav muutuja naiste ja meeste suhe tööturul. Kolmandas mudelis on soolist ebavõrdsust kirjeldavaks muutujaks naiste osakaal parlamendis.

Esimesena analüüsitakse hariduses esineva soolise ebavõrdsuse mõju. Tulemuseks on statistiliselt oluline mudel, kus ka kõik parameetrid on statistiliselt olulised. Mudeli kirjeldusvõime on 88%. Heteroskedatiivsust testitakse Wald testiga. Wald testi p-väärtus on 0, seega tuleb võtta vastu nullhüpotees, mis tähendab, et mudelis esineb grupisisene heteroskedatiivsus. Heteroskedatiivsusega arvestamiseks rakendatakse mudelile kohandatud standardvead. Uus mudel on statistiliselt oluline, F-testi p-väärtus on $2,02 \times 10^{-14}$. Kõik parameetrid on olulised olulisuse nivool 0,1. See, et grupisisene mudel on parem, kui ühendatud mudel viitab teise testi tulemus, mille p-väärtus on 0. Mudeli kirjeldusvõime on 88%.

Lõpliku fikseeritud efektidega mudeli kohaselt on sõltuv muutuja SKP *per capita* (I_GDPPP) ning kirjeldavad muutujad tööjõu produktiivsus (I_LPRO), investeerimismäär (INV), viljakusmäär (I_FRATE) ning naiste ja meeste suhe hariduses (I_EDU2).

Tabel 4. Lõplik fikseeritud efektidega mudel kohaldatud standardvigadega

Sõltumatu muutuja	Parameetri hinnang	Parameetri standardviga	T-statistik	T-testi olulisuse tõenäosus
Vaba liige	2,05826	0,8807	2,34	0,0274
I_LPRO	1,21052	0,0813	14,88	$3,11 \times 10^{-14}$
INV	0,00576	0,0021	2,80	0,0095
I_FRATE	0,17227	0,0877	1,97	0,0602
I_EDU2	0,46088	0,1990	2,32	0,0287

Allikas: Eurostat (2022); autori arvutused

Kõikidel tabelis 4 olevatel sõltumatutel muutujatel on sõltuva muutujaga positiivne seos, s.t. kui kasvab sõltumatu muutuja, siis kasvab ka sõltuv muutuja. Lisaks viiakse läbi ka juhusliku efektiga paneelandmete analüüsi. Esialgselt juhusliku efektidega mudelist selgub, et mudel on statistiliselt oluline ning tehtud mudeli Hausmani testi p-väärtus = 0,1985, s.t. kehtib nullhüpotees, et juhuslike efektidega mudeli hinnangud on efektiivsed, mis tähendab, et ei esine seost riikidele iseloomulike efektide ja selgitavate muutujate vahel. Heteroskedatiivsuse esinemist testitakse Breusch-Pagan testiga, mille nullhüpotees on, et mudelis esineb heteroskedatiivsus. Breusch-Pagan testi p-väärtus on väiksem kui 0,1, seega tuleb võtta vastu nullhüpotees, et mudelis esineb heteroskedatiivsus.

Autor lisab mudelile kohandatud standardvead. Peale standardvigade kohandamist muutub mudel Hausmani testi tulemus, p -väärtus = 0,0029. Seega kohaldatud standardvigadega juhuslike efektidega mudeli hinnangud ei ole efektiivsed, seega tuleb kasutada fikseeritud efektidega mudelit.

Hariduses esineva soolise ebavõrdsuse mõju analüüsi lõplikuks mudeliks osutus fikseeritud efektidega mudel. Mudel on statistiliselt oluline ning ka kaasatud tunnused on statistiliselt olulised. Mudeli kirjeldusvõime on 87,62%. Mudelis esineb heteroskedatiivsust, kuid mudelile on rakendatud kohandatud standardvead, mis arvestavad heteroskedatiivsuse esinemisega. Lõpliku mudeli kuju on järgnev:

$$l_GDPPP_{it} = 2,05 + 1,21 l_LPRO_{it} + 0,17 l_FRATE_{it} + 0,01 INV_{it} + 0,46 l_EDU2_{it} + u_{it} \quad (3)$$

kus

l_GDPPP – sõltuv muutuja logaritmitud SKP *per capita*,

l_LPRO – sõltumatu muutuja logaritmitud tööjõu produktiivsus,

l_FRATE – sõltumatu muutuja logaritmitud viljakusmäär,

INV – sõltumatu muutuja investeerimismäär,

l_EDU2 – sõltumatu logaritmitud muutuja naiste ja meeste suhe tööturul,

u – vealiige,

i – objekt ehk riik,

t – aeg.

Hariduses esineva soolise ebavõrdsuse mudeli põhjal saab öelda, et kui Euroopa Liidus tööjõu produktiivsus kasvab üks protsent ja teised parameetrid jäävad samaks, siis SKP *per capita* tõuseb 1,21 protsenti. Kui viljakusmäär kasvab ühe protsendi võrra ja teised parameetrid jäävad samaks, siis SKP *per capita* tõuseb 0,17 protsenti. Kui investeerimismäär kasvab üks protsent ja teised parameetrid jäävad samaks, siis SKP *per capita* tõuseb 0,01 protsenti. Kui naiste ja meeste suhe hariduses kasvab ühe protsendipunkti võrra, siis SKP *per capita* tõuseb 0,46 protsenti.

Järgmisena analüüsitakse tööturul esineva soolise ebavõrdsuse mõju. Esialgse mudeli tulemuseks on statistiliselt oluline mudel, kus samuti kõik parameetrid on statistiliselt olulised. Mudeli kirjeldusvõime on 88%. Heteroskedatiivsuse esinemist kontrollib Wald testi p -väärtus = 0, seega tuleb võtta vastu nullhüpotees, mis tähendab, et mudelis esineb grupisisene heteroskedatiivsus. Heteroskedatiivsusega arvestamiseks lisatakse mudelile kohandatud standardvead. Uus mudel on statistiliselt oluline, F -testi p -väärtus on $2,41 \times 10^{-17}$. Kõik parameetrid on olulised olulisuse nivool 0,1. See, et grupisisene mudel on parem, kui ühendatud mudel viitab teise testi tulemus, mille p -väärtus on 0. Teise, tööturul esineva ebavõrdsuse käsitlev fikseeritud efektiga mudeli kohaselt on sõltuv muutuja SKP *per capita* (l_GDPPP) ning kirjeldavad muutujad tööjõu

produktiivsus (l_LPRO), investeerimismäär (INV), viljakusmäär (l_FRATE) ning naiste ja meeste suhe tööturul (l_WORK).

Tabel 5. Lõplik fikseeritud efektidega mudel

Sõltumatu muutuja	Parameetri hinnang	Parameetri standardviga	T-statistik	T-testi olulisuse tõenäosus
Vaba liige	2,41052	0,5629	4,28	0,0002
l_LPRO	1,23785	0,0661	18,72	$1,31 \times 10^{-16}$
INV	0,00528	0,0021	2,56	0,0165
l_FRATE	0,18307	0,0867	2,11	0,0444
l_WORK	0,37786	0,1246	3,03	0,0054

Allikas: Eurostat (2022); Maailmapank (2022); autori arvutused

Ka selle mudeli kohaselt on kõikide eelnimetatud sõltumatutel muutujatel sõltuva muutujaga positiivne seos, s.t. kui kasvab sõltumatu muutuja, siis kasvab ka sõltuv muutuja. Tehakse ka juhusliku efektidega mudel. Esialgselt mudelist selgub, et mudel on statistiliselt oluline ning tehtud mudeli Hausmani testi p-väärtus = 0,2492, s.t. juhuslike efektidega mudeli hinnangud on efektiivsed. Heteroskedatiivsuse esinemist kontrollitakse Breusch-Pagan testiga. Breusch-Pagan testi p-väärtus on väiksem kui 0,1, seega tuleb võtta vastu nullhüpotees, et mudelis esineb heteroskedatiivsus. Mudelile lisatakse kohandatud standardvead. Peale standardvigade kohaldamist muutub ka seekord mudel Hausmani testi tulemus, p-väärtus = 0,0080. Seega kohaldatud standardvigadega mudeli hinnangud ei ole efektiivsed, seega tuleb kasutada fikseeritud efektidega mudelit. Tööturul esineva soolise ebavõrdsuse mõju analüüsi mudeliks osutus fikseeritud efektidega mudel. Mudel on statistiliselt oluline ning ka kaasatud tunnused on statistiliselt olulised. Mudeli kirjeldusvõime on 88,14%. Mudelis esineb heteroskedatiivsust, kuid mudelile on rakendatud kohaldatud standardvead, mis arvestavad heteroskedatiivsuse esinemisega. Mudeli kuju on järgnev:

$$l_GDPPP_{it} = 2,41 + 1,24 l_LPRO_{it} + 0,18 l_FRATE_{it} + 0,01 INV_{it} + 0,38 l_WORK_{it} + u_{it} \quad (4)$$

kus

l_GDPPP – sõltuv muutuja logaritmitud SKP *per capita*,

LPRO – sõltumatu muutuja logaritmitud tööjõu produktiivsus,

FRATE – sõltumatu muutuja logaritmitud viljakusmäär,

INV – sõltumatu muutuja investeerimismäär,

WORK – sõltumatu muutuja logaritmitud naiste ja meeste suhe tööturul,

u – vealiige,

i – objekt ehk riik,

t – aeg.

Tööturul esineva soolise ebavõrdsuse mudeli põhjal saab öelda, et kui Euroopa Liidus tööjõu produktiivsus kasvab üks protsent ja teised parameetrid jäävad samaks, siis SKP *per capita* tõuseb 1,24 protsenti. Kui viljakusmäär kasvab ühe protsendi võrra ja teised parameetrid jäävad samaks, siis SKP *per capita* tõuseb 0,18 protsenti. Kui investeerimismäär kasvab üks protsent ja teised parameetrid jäävad samaks, siis SKP *per capita* tõuseb 0,01 protsenti. Kui naiste ja meeste suhe hariduses kasvab ühe protsendipunkti võrra, siis SKP *per capita* tõuseb 0,38 protsenti.

Viimases paneelanalüüsis uuritakse soolise ebavõrdsuse mõju, mis väljendub naiste mõjuvõimuses. Esialgse mudeli tulemuseks on statistiliselt oluline mudel, kus kõik parameetrid peale naiste osakaal parlamendis (edaspidi FEMPARL) on statistiliselt olulised. Mudeli kirjeldusvõime on 88%. Autor testib heteroskedatiivsust Wald testiga. Wald testi p-väärtus = 0, seega tuleb võtta vastu nullhüpootees, mis tähendab, et jällegi esineb mudelis grupisisene heteroskedatiivsus, mistõttu lisatakse mudelile kohandatud standardvead. Uus mudel on statistiliselt oluline, F-testi p-väärtus on $1,46 \times 10^{-14}$. Mudelis esineb kaks statistiliselt ebaolulist parameetrit, FEMPARL ja viljakusmäär (edaspidi FRATE). Tunnuse ebaolulisuse järjekorras eemaldab autor mudelist tunnused. Kõige pealt eemaldab tunnuse FEMPARL. Mudeli seletusvõime muutub väiksemaks, seega mudelist tunnust eemaldada ei või. Samamoodi FRATE eemaldamisel muutub mudeli selgitusvõime kehvemaks. Kuna mudel tervikuna on statistiliselt oluline, siis jäävad kõik esialgselt mudelisse lisatud tunnused sisse. Lõpliku fikseeritud efektiga mudeli kohaselt on sõltuv muutuja SKP *per capita* (l_GDPPP) ning kirjeldavad muutujad tööjõu produktiivsus (l_LPRO), investeerimismäär (INV), viljakusmäär (l_FRATE) ning naiste osakaal parlamendis (FEMPARL).

Tabel 6. Lõplik fikseeritud efektidega mudel kohandatud standardvigadega

Sõltumatu muutuja	Parameetri hinnang	Parameetri standardviga	T-statistik	T-testi olulisuse tõenäosus
Vaba liige	3,98432	0,3625	10,99	$2,86 \times 10^{-11}$
l_LPRO	1,25472	0,0794	15,81	$7,47 \times 10^{-15}$
INV	0,00492	0,0022	2,28	0,0314
l_FRATE	0,15096	0,0968	1,56	0,1311
FEMPARL	0,00084	0,0008	1,04	0,3071

Allikas: Eurostat (2022); Maailmapank (2022); autori arvutused

Kõik eelnimetatud sõltumatutel muutujatel on sõltuva muutujaga positiivne seos, s.t. kui kasvab sõltumatu muutuja, siis kasvab ka sõltuv muutuja. Testitakse ka juhusliku efektidega mudelit. Esialgselt mudelist selgub, et mudel on statistiliselt oluline. Parameeter FEMPARL ei ole

statistiliselt oluline ning tehtud mudeli Hausmani testi p-väärtus = 0,007, s.t juhuslike efektidega mudeli hinnangud ei ole efektiivsed. Mudelis esineb heteroskedatiivsus, Breusch-Pagan testi p-väärtus on väiksem kui 0,1. Mudelile lisatakse kohandatud standardvead. Peale standardvigade kohaldamist muutub mudelis ka muutuja FRATE statistiliselt ebaoluliseks olulisuse nivool 0,1, kuid siiski on Hausmani test väiksem kui 0,1, mis tähendab, et õigem on kasutada fikseeritud efektidega mudelit.

Kolmanda analüüsi mudeliks osutus fikseeritud efektidega mudel. Mudel on statistiliselt oluline. Kõik parameetrid v.a. FEMPARL ja FRATE on statistiliselt olulised. Mudeli kirjeldusvõime on 86,65%. Mudelis esineb heteroskedatiivsust, kuid mudelile on rakendatud kohaldatud standardvead, mis arvestavad heteroskedatiivsuse esinemisega. Mudeli kuju on järgnev:

$$l_GDPPP_{it} = 3,98 + 1,25 l_LPRO_{it} + 0,15 l_FRATE_{it} + 0,005 INV_{it} + 0,0008 FEMPARL_{it} + u_{it} \quad (5)$$

kus

l_GDPPP – sõltuv muutuja logaritmitud SKP *per capita*,
 $LPRO$ – sõltumatu muutuja logaritmitud tööjõu produktiivsus,
 $FRATE$ – sõltumatu muutuja logaritmitud viljakusmäär,
 INV – sõltumatu muutuja investeerimismäär,
 $WORK$ – sõltumatu muutuja naiste osakaal parlamendis,
 u – vealiige,
 i – objekt ehk riik,
 t – aeg.

Kolmanda mudeli põhjal saab öelda, et kui Euroopa Liidus tööjõu produktiivsus kasvab üks protsent ja teised parameetrid jäävad samaks, siis SKP *per capita* tõuseb 1,25 protsenti. Kui viljakusmäär kasvab ühe protsendi võrra ja teised parameetrid jäävad samaks, siis SKP *per capita* tõuseb 0,15 protsenti. Kui investeerimismäär kasvab üks protsent ja teised parameetrid jäävad samaks, siis SKP *per capita* tõuseb 0,05 protsenti. Kui naiste ja meeste suhe hariduses kasvab ühe protsendipunkti võrra, siis SKP *per capita* tõuseb 0,0008 protsenti. Antud mudeli tulemused ning tõlgendused kehtivad olulisuse nivool 0,35.

2.4. Bakalaureusetöö tulemuste võrdlus varasemate töödega

Varasemates uurimistöodes on olnud sõltuvaks muutujaks pigem kasvu peegeldavad muutujad: SKP keskmine aastane kasvumäär inimese kohta, ostujõu aastane liitkasvumäär elaniku kohta, sissetulekute kasv inimese kohta ja reaalse SKP kasvutempo elaniku kohta. Käesolevas töös

kasutati mudelis sõltuva muutujana reaalselt SKP elaniku kohta, kuid nagu mainitud, siis tulemuste lihtsamaks tõlgendamiseks logaritmis seda muutujat. Võrreldes varasemate töödega on käesolevas töös mõned sõltumatud tunnused samad: investeerimismäär, naiste ja naiste suhe hariduses, naiste ja meeste suhe tööturul ja viljakusmäär. Käesolevas töös toodi uute muutujatena sisse tööjõu produktiivsuse ja naiste osakaalu parlamendis. Tööjõu produktiivsus oli statistiliselt oluline tunnus, kui samal ajal naiste osakaal parlamendis osutus statistiliselt mitte oluliseks tunnuseks. Autor oleks soovinud mudelisse soolist ebavõrdsust kirjeldava tunnuseks sisse tuua ka soolise palgalõhe ehk soolise palgaerinevust peegeldava tunnuse, kuid sel juhul ei oleks saanud teha paneelidme analüüsi, sest palgalõhe statistika oli avalikes andmebaasides üksikute aastate kohta või kui oli kättesaadav mõnes muus andmebaasis näiteks OECD andmebaasis, siis polnud kättesaadav kõikide Euroopa Liidu riikide kohta.

Võrreldes varasemate töödega, oli käesolevas töös vähem soolist ebavõrdsust kirjeldavaid tunnuseid tulenevalt piirangutest andmete kättesaadavusele. Ent siiski oli mudelites oluline tunnus WORK, mis peegeldab naiste ja meeste suhet tööturul ning positiivse mõjuga SKP *per capitale*. See viitab sellele, et kui iga 100 mehe kohta naiste arv tööturul tõuseb, siis tõuseb ka SKP *per capita*. Samamoodi oli positiivne mõju ka naiste ja meeste suhtel hariduses, mida rohkem naisi hariduses osaleb, seda kõrgem on riigi SKP *per capita*.

Naiste osakaal parlamendis (FEMPARL) oli statistiliselt ebaoluline tunnus. Võrreldes andmeid, peegeldus, et riikides, kus oli sooline võrdõiguslikkuse indeks suurem, oli suurem naiste osakaal parlamendis ning suurem ka SKP *per capita*. Ka korrelatsioonimaatriksist on näha tugevat korrelatsiooni logaritmitud SKP *per capita* ja naiste osakaal parlamendis vahel. Kui varasemalt tehtud töödes oli naiste osakaalul hariduses oluline mõju, siis ka autori tehtud mudelis oli naiste ja meeste suhe hariduses näitaja statistiliselt olulise mõjuga.

Varasemalt on leitud, et kõrgemal haridusel on negatiivne mõju sündimusele. Tehtud paneelidmeanalüüsist sellist seost ei saa järeldada, küll aga väljendab sellist seost tehtud korrelatsioonimaatriks. Viljakusmäära ning naiste ja meeste suhe hariduses näitaja vahel on korrelatsioon $-0,0951$, mis on nõrk negatiivne korrelatsioon. See ei väljenda küll tugevat negatiivset seost Euroopa Liidus sündimuse ja hariduse vahel, kuid siiski negatiivset mõju. Tehtud paneelidmete analüüsis on viljakusmäära ja SKP *per capita* vahel positiivne seos, s.t. kui kasvab viljakusmäär, siis teiste parameetrite samaks jäämisel kasvab ka SKP *per capita*, see võib viidata

sellele, et kui SKP *per capita* on kõrge ning naiste majanduslik kindlustunne on hea, siis on naised julgemad lapsi saama.

2.5. Järeldused analüüsist

Autor soovib enne järelduste tegemist rõhutada kahte asjaolu. Esiteks ei olnud mudeli eesmärk selgitada SKP *per capita* kujunemist, vaid uurida valitud sõltumatute muutujate mõju SKP *per capitale*. Lisaks tuleb järelduste tegemisel arvesse võtta piiranguid, mis kaasnesid käesoleva töö empiirilise uuringu tegemisel. Kõige suuremaks takistuseks uurida valitud tunnuste mõju SKP *per capitale* oli andmete kättesaadavus kogu Euroopa Liidu riikide põhjal, kuid autor pidas oluliseks, et mudeli valimis oleks esindatud kõik liitu kuuluvad riigid. Teiseks esines andmetes palju puuduvaid väärtuseid, seda peamiselt aegridade algul või aegridade lõpul, mis on autori meelest arusaadav arvestades, et kõik Euroopa Liidu riigid ei astunud Euroopa Liitu samal ajal ning andmete kogumine riigiti võis olla erinev.

Koostati kolm paneelandmete analüüsi. Saadud fikseeritud efektidega mudelite kirjeldusvõimed (R^2) olid keskmiselt 88% , mis viitab sellele, et mudelid on keskmisest kõrgema kirjeldusvõimega. Mudeli kirjeldusvõimed on küll üsna kõrged, aga siiski parameetrite märgid ning seosed on loogilised ning testid kinnitavad mudeli sobivust. Koostatud mudelid olid kõik statistiliselt olulised.

Tunnus FEMPARL peegeldab riigiti naiste osakaalu riigi parlamendis. Nagu varasemalt mainitud oli autori jaoks üllatav, et antud näitaja oli statistiliselt ebaoluline. Naiste osakaal parlamendis oli üks kõige varieeruvamatest muutujatest. Kogu valimi põhjal oli selle näitaja kõige suurem väärtus 47,28 protsenti ning kõige väiksem väärtus 8,5 protsenti. Mõlemal juhul on see väärtus alla 50%, mis tähendab, et parlamentide liikmete seas domineerib meeste enamus.

Läbiviidud paneelandmete analüüsides osutus statistiliselt olulisteks tunnusteks tööjõu produktiivsus, viljakusmäär, investeerimismäär, naiste ja meeste suhe tööturul ja naiste ja meeste suhe hariduses. Kõikidel statistiliselt olulistel tunnustel oli SKP *per capitale* positiivne mõju, mis tähendab, et kui üks sõltumatu muutuja kasvab, siis kasvab ka sõltuv muutuja. Sarnaselt varasema empiirikaga on olnud SKP *per capitale* positiivne mõju tööjõu produktiivsusel (LPRO). On loogiline, et kui töölised on produktiivsed, siis tekib rohkem lõpptoodangut ning suureneb SKP.

Samamoodi, kui riik tervikuna investeerib rohkem, siis loodetakse saada rohkem tulu vastu. Saab järeldada, et nii varasemates töödes kui ka läbi viidud mudelis selline seos kehtib. Sarnaselt töödele samast valdkonnast leidis autor, et kui naiste osakaal tööturul tõuseb, s.t. antud mudelis naiste ja meeste suhe tööturul (WORK) kasvab, siis SKP per capita kasvab samamoodi. Seega saab järeldada, et antud seos jäi peale empiirilise osa läbi viimist kehtima. Varasemalt on leitud, et laste saamisel on majanduskasvule negatiivne mõju, kuid käesolevas töös leidis autor positiivse seose viljakusmäära (FRATE) ja SKP per capita kohta. Seega saab järeldada, et autor lükkas selle tõekspidamise ümber. Siinjuures võib mõjutajaks olla vaadeldav piirkond, periood ning näitajad.

KOKKUVÕTE

Sooline ebavõrdsus on probleem, mille kohaselt on peamiselt naised ehk pea pool ühiskonda halvemas olukorras kui mehed. Ebavõrdsus väljendub eri tasanditel ja alates stardipositsioonil olevate võimalustega lõpetades tulemuste hindamisega.

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks oli välja selgitada soolise ebavõrdsuse mõju reaalse SKP *per capita* kohta Euroopa Liidus. Tehtud analüüside põhjal saab väita järgmist. Euroopa Liidus olevate riikide SKP *per capitat* mõjutab tööjõu produktiivsus positiivselt, mis on loogiline, sest mida tootlikum on tööjõud, seda suurem on lõpptoodang ning seega SKP inimese kohta. Lisaks tööjõu produktiivsusele mõjutab SKP *per capitat* positiivselt ka investeerimismäär. Sellist seost on leitud ka varasemalt läbi viidud empiirilistest töodes. Viljakusemääral on SKP *per capitaga* sama suunaline statistiliselt oluline seos ehk kui kasvab viljakusmäär Euroopa Liidus, siis kasvab ka SKP *per capita*. Soolist ebavõrdsust kirjeldavaid tegureid oli antud töös kolm. Esiteks naiste ja meeste suhe hariduses, mis kirjeldab soolist ebavõrdsust hariduses. Kirjeldava statistika põhjal saab väita, et Euroopa Liidu riikides on sooline ebavõrdsus hariduses väike, sest keskmiselt osales hariduses iga 100 mehe kohta 101 naist. Antud muutuja oli ka lõplikus mudelis oluline. Teiseks soolise ebavõrdsuse näitajaks valis naiste ja meeste suhe tööturul, mis kirjeldab soolist ebavõrdsust, mis esineb tööturul. Kirjeldava statistika põhjal saab väita, et mehi osaleb tööturul proportsionaalselt rohkem, sest keskmiselt osaleb tööturul 80 naist 100 mehe kohta. Tehtud mudelist saab järeldada, et kui naiste arv meeste kohta kasvab tööturul, siis suureneb ka SKP *per capita*. Antud leid on olulise tähtsusega, mis tõttu tuleks soosida naiste osalemist tööturul ning rakendada meetmeid, mis vähendaksid naiste takistusi tööturule astumast. Kolmandaks soolise ebavõrdsuse näitajaks oli naiste osakaal parlamendis, toetudes varasemale kirjandusele on see üks näitaja, mis peegeldab naiste mõjuvõimu. Tehtud mudeli põhjal ei olnud antud näitaja statistiliselt oluline. Tõsiasi on, et Euroopa Liidu riikides osaleb parlamendi töös naisi keskmiselt 26 protsenti. Kõige väiksem osakaal parlamendis oli 8 protsenti ning kõige suurem osakaal oli 47 protsenti, mis on siiski alla 50 protsenti. Selline statistika viitab sellele, et paraku domineerivad Euroopa Liidu riikides ikka veel mehed võimupositsioonidel.

Üheks ülesandeks oli uurida 2019. aasta lõpul üle maailma levima hakanud koroonaviiruse mõju soolisele ebavõrdsusele. Koroonaviirus sundis inimesi vähendama või täielikult kaotama inimkontakti, mistõttu pidid paljud inimesed tegema kodukontorit, lisaks vähendasid tööandjad

tööliste koormust või sootuks koondasid positsioone tulenevalt negatiivsest nõudlusšokist. Varasemas kirjanduses keskendusid majandusteadlased sellele, kuidas pandeemia võib naisi rohkem mõjutada kui mehi, kuna eelduste kohaselt on naised alimad lastega tegelema. Paraku ei olnud võimalik andmetel põhinevaid statistilisi mõjusid uurida tulenevalt sellest, et pandeemia sai napilt kaks aastat tagasi alguse ning selle ajaga ei ole jõutud üle Euroopa Liidu veel kõiki andmeid koguda.

Siiski on sooline ebavõrdsus mõnes Euroopa Liidu riigis väga suur ning tuleks antud probleemiga aktiivselt edasi tegeleda, et ühiskond jõuaks ideaalini, kus kõikidel inimestel on vabadus teha ise valikuid ning oleks võrdsed võimalused ennast teostada. Tuginedes varasemale kirjandusele siis võib julgelt väita, et soolise ebavõrdsuse vähendamiseks tuleb probleemi teadlikkust tõsta ja motiveerida valitsusi võtma vastu poliitilisi otsuseid ebavõrdsuse vähendamiseks. Ainuüksi propageerimisest ei aita, tulemusi tuleks aeg-ajalt kontrollida ning vajadusel teha korrekture.

Töö läbiviimisel oli kõige suuremaks takistuseks andmete kättesaadavus. Teemat on võimalik edasi arendada keskendudes riikidele, kellel on andmed kättesaadavad või siis täiendada mudelit, kui puudulikud andmed korrigeeritakse. Üks suund, mida kindlasti tasub edasi uurida on koroonaviiruse mõju soolisele ebavõrdsusele.

SUMMARY

THE IMPACT OF GENDER INEQUALITY ON ECONOMIC ENVIRONMENT IN THE EUROPEAN UNION

Mandi Soome

Gender inequality is a problem in which women, as roughly half of society, are treated more poorly than men. Inequalities are expressed at different levels: in education, income, positions, political representation, decision-making and as the access points to jobs, managing positions and inputs to productivity. It is wrong to think that a country could fully use its potential when half of society is deprived of opportunities and potential. If women are systematically denied equal opportunities over men, the long-term prospects for growth and the promotion of human development are hampered. It has been found out that the persistence of gender inequality has a negative impact on the country's development and quality of life. This is why the issue has become central to worldwide policy making.

The aim of this bachelor's thesis is to analyze the impact of gender inequality on GDP per capita in the European Union between 2009 to 2019. The first chapter of the research mainly examined theoretical concepts of the problem and studied the relationship between gender inequality and macroeconomic indicators in the past. The second chapter focused on econometric analysis and discussion of the results.

In order to assess the impact of the gender inequality on GDP per capita in European Union, county-based panel data from 2009 to 2019 was used to create an econometric fixed and random effects model. Author used three control variables in the model: labour productivity, investment rate and fertility rate. In this research gender inequality is measured in three dimensions: in education, in the labour market and in empowerment. Author made three econometric models. Gender inequality in education is described by the ratio of women to men in education. Gender inequality in the labor market is described by the ratio of women to men in the labor market. The

proportion of seats held by women in parliament is a descriptive indicator of women's empowerment. These indicators have been selected based on previous work in the same field.

According to the results all theoretical assumptions referring that gender inequality has a negative effect on GDP per capita. As a result of the analysis reducing gender inequalities in education and in the labour market has a positive effect on GDP per capita. The proportion of seats held by women in parliament had a statistically insignificant effect on GDP per capita.

However, gender inequality is a problem in the European Union, and the problem should be actively cut down so that society can reach the ideal where all people have the freedom to make their own choices and have equal opportunities to fulfill themselves. Based on the previous literature, it is safe to say that in order to reduce gender inequality, it is necessary to raise awareness of the problem, attract public attention and the attention of policy makers, thus motivating the government to make policy decisions to reduce inequality.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Baliamoune- Lutz, M., McGillivray, M. (2015) The impact of gender inequality in education on income in Africa and the Middle East. *Economic Modelling*, 47, 1-11
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data (3rd ed)*. Chichester, United Kingdom: John Wiley & Sons Ltd.
- Batra, R., Reio, T. G. Jr. (2016) Gender Inequality Issues in India. *Advances in Developing Human Resources*, 18(1), 88-101
- Blau D. F., Kahn M. L. (2017). The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations. *Journal of Economic Literature*, 55(3), 789-865
- Castellino, J. (2021) Equality Matters: Why and So What? *Trans European Policy Studies Association*
http://www.tepsa.eu/wpcontent/uploads/2021/08/Castellino_ReadyForPublication.
- Comyn, P., Kemmis, R. B., Smith, E. (2014) How can the expansion of the apprenticeship system in India create conditions for greater equity and social justice? *Australian Journal of Adult Learning*, 54, 369-387
- Czymara, C. S., Langenkamp, A., Cano, T. (2020) Cause of concerns: gender inequality in experiencing the COVID-19 lockdown in Germany. *European Societies*, 23, 68-81
- Cuberes, D., Teigner, M. (2014) Gender inequality and economic growth: a critical review. *Journal of International Development*, 26, 260-276
- Dollar, D., Gatti, R. (1999) Gender Inequality, Income and Growth: Are Good Times Good for Women? *Gender and Development Working Paper*, 1
- Esteve-Volart, B. (2000) Sex discrimination and growth. *International Monetary Fund Working paper*, 84
- European Institute for Gender Equality (2022). Gender Equality Index. Kättesaadav: <https://eige.europa.eu/gender-equality-index/2019/country> , 20. aprill 2022

- Eurostat (2021). At least upper secondary educational attainment, age group 25-64 by sex. [E-andmebaas]. Kättesaadav: <http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=tps00065&lang=en> , 19. aprill 2022
- Eurostat (2021). Fertility rates by ages. [E-andmebaas]. Kättesaadav: https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/DEMO_FRATE_custom_159214/default/table, 19. aprill 2022
- Eurostat (2021). Investment share of GDP by institutional sectors. [E-andmebaas]. Kättesaadav: https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/sdg_08_11/default/table , 19. aprill 2022
- Eurostat (2021). Labour productivity and unit labour costs. [E-andmebaas]. Kättesaadav: <https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/submitViewTableAction.do> , 19. aprill 2022
- Eurostat (2021). Real GDP per capita. [E-andmebaas]. Kättesaadav: https://ec.europa.eu/eurostat/web/products-datasets/-/sdg_08_10, 19. aprill 2022
- Forsythe, N., Korzeniewicz, P., Durrant, V. (2000) Gender Inequalities and Economic Growth: A Longitudinal Evaluation. *Economic Development and Cultural Change*, 48, No. 3
- Gaye, A., Klugman, J., Kovacevic, M., Twigg, S., Zambrano, E. (2010) Measuring Key Disparities in Human Development: The Gender Inequality Index. *Human Development Research Paper*, 46
- Gender Equality Index*. Euroopa Soolise Võrdõiguslikkuse instituut. Kättesaadav: <https://eige.europa.eu/gender-equality-index/2021/country> , 17. aprill 2022
- Gunderson M (2006). Viewpoint: Male- female wage differentials: how can that be? *Canadian Journal of Economics*. 55(3), 39(1), 1-21
- Klasen, S. (2000) Does Gender Inequality Reduce Growth and Development? Evidence from Cross-Country Regressions. *World Bank Research Report Working Paper*, 7
- Klasen, S., Lamanna, F., (2009) The Impact of Gender Inequality in Education and Employment on Economic Growth: New Evidence for a Panel of Countries. *Feminist Economics*, 15(3), 91-132.
- Klasen, S., Minasyan, A. (2017) Gender Inequality and Growth in Europe. *Intereconomics*, 52, 17-23
- Kreimer, M. (2004) Labour Market Segregation and the Gender-Based Division of Labour. *European Journal of Women's Studies*, 11(2), 223-246.
- Maliszewska, M., Mattoo, A., van der Mensbrugge, D. (2020) The Potential Impact of COVID-19 on GDP and Trade, *World Bank Policy Research Working Paper*, 9211
- Mida me mõtleme soolise võrdõiguslikkuse all?* Sotsiaalministeerium. Kättesaadav: <https://www.sm.ee/et/mida-me-motleme-soolise-vordoiguslikkuse-all>, 25. märts 2022

- Oreffice, S., Quintana-Domeque, C. (2021) Gender Inequality in COVID-19 times: evidence from UK prolific participants, *Journal of Demographic Economics*, 87, 261-287
- Padhan, R., Prabheesh, K. P. (2021) The economics of COVID-19 pandemic: A survey, *Economic Analysis and Policy*, 70, 220-237
- Pervaiz, P., Chani, M., I., Jan, S., A., Chaudhary, A., R. (2011) Gender inequality and economic growth: a time series analysis for Pakistan. *MPRA Paper*, 37176
- Reichelt, M., Makovi, K., Sargsyan, A. (2021) The impact of COVID-19 on gender inequality in the labor market and gender-role attitudes. *European Societies*, 23, 228-245
- Rendall, M. (2013) Structural Change in Developing Countries: Has it Decresed Gender Inequality? *World Development*, 45, 1-16
- Squires, J. (2007) *The New Politics of Gender Equality*. New York: Palgrave Macmillan
- Võrk, A. (2003) *Staatilised paneelandmete mudelid*. Kättesaadav: <https://docplayer.net/54534682-Staatilised-paneelandmete-mudelid-andres-vork.html>, 23. aprill 2022
- World Bank (2021). Proportion of seats held by women in national parliaments. [E-andmebaas]. Kättesaadav: <https://data.worldbank.org/indicator/SG.GEN.PARL.ZS> , 19. aprill 2022
- World Bank (2021). Ratio of female to male labour force participation rate. [E-andmebaas]. Kättesaadav: <https://data.worldbank.org/indicator/SL.TLF.CACT.FM.ZS>, 22. aprill 2022

LISAD

Lisa 1. Soolise võrdõiguslikkuse indeks 2019. aastal riigiti

Rootsi	83,9
Taani	77,8
Holland	75,9
Prantsusmaa	75,5
Soome	75,3
Hispaania	73,7
Iirimaa	73,1
Belgia	72,7
Luksemburg	72,4
Saksamaa	68,6
Euroopa Liit	68,0
Austria	68,0
Sloveenia	67,6
Malta	65,0
Itaalia	63,8
Portugal	62,2
Läti	62,1
Eesti	61,6
Bulgaaria	59,9
Horvaatia	59,2
Leedu	58,4
Küpros	57,0
Tšehhi	56,7
Poola	56,6
Slovakkia	56,0
Rumeenia	54,5
Ungari	53,4
Kreeka	52,5

Lisa 2. Kasutatud andmed

Riik	YEA R	GDPP P	FEM P	LPR O	FRAT E	INV	FEMPAR L	EDU 2	WOR K
Austria	2009	34830	68,2	98,2	1,4	22,4	27,9	100,4	77,8
Austria	2010	35390	68,8	99,2	1,4	21,6	27,9	101,4	78,5
Austria	2011	36300	69,2	100,6	1,4	22,5	27,9	101,8	78,8
Austria	2012	36390	69,6	100,2	1,4	22,7	27,9	102,7	78,8
Austria	2013	36180	70,0	99,9	1,4	23,0	33,3	102,9	80,1
Austria	2014	36130	70,1	99,6	1,5	22,7	32,2	103,2	81,2
Austria	2015	36140	70,2	100,0	1,5	22,7	30,6	103,0	81,5
Austria	2016	36390	70,9	100,7	1,5	23,1	30,6	102,2	81,4
Austria	2017	36980	71,4	101,3	1,5	23,6	34,4	102,4	82,4
Austria	2018	37720	71,7	102,1	1,5	24,1	34,4	102,2	83,9
Austria	2019	38110	72,4	102,5	1,5	25,0	39,3	103,9	84,3
Belgium	2009	32700	61,0	94,3	1,8	22,8	38,0	100,1	80,5
Belgium	2010	33330	61,6	96,3	1,9	22,1	39,3	100,3	80,4
Belgium	2011	33460	61,5	96,7	1,8	23,0	38,0	100,1	81,1
Belgium	2012	33490	61,7	97,0	1,8	23,0	38,0	100,0	81,4
Belgium	2013	33490	62,1	97,7	1,8	22,2	38,0	100,5	81,4
Belgium	2014	33870	62,9	98,9	1,7	22,8	39,3	101,7	80,9
Belgium	2015	34360	63,0	100,0	1,7	23,0	39,3	101,6	80,9
Belgium	2016	34620	63,0	100,0	1,7	23,3	39,3	101,3	80,2
Belgium	2017	35050	63,6	100,1	1,6	23,3	38,0	101,2	80,3
Belgium	2018	35520	65,5	100,4	1,6	23,6	38,0	101,5	79,5
Belgium	2019	36090	66,5	101,0	1,6	24,2	42,0	101,0	79,3
Bulgaria	2009	4970	63,6	84,7	1,7	27,9	20,8	93,8	72,5
Bulgaria	2010	5080	60,3	89,5	1,6	22,2	20,8	94,0	72,5
Bulgaria	2011	5320	59,4	93,5	1,5	20,9	20,8	94,3	73,3
Bulgaria	2012	5390	59,8	96,6	1,5	21,3	22,9	94,9	73,9
Bulgaria	2013	5390	60,2	96,4	1,5	21,2	24,6	95,8	74,8
Bulgaria	2014	5470	61,5	97,0	1,5	21,1	20,0	95,8	74,6
Bulgaria	2015	5700	63,3	100,0	1,5	21,0	20,4	96,1	75,3
Bulgaria	2016	5910	63,6	102,5	1,5	18,6	20,4	96,6	75,8
Bulgaria	2017	6120	66,8	103,5	1,6	18,5	23,8	97,1	76,3
Bulgaria	2018	6330	67,8	106,4	1,6	21,2	23,8	97,4	76,8
Bulgaria	2019	6630	70,2	110,3	1,6	21,0	25,8	97,8	76,7
Croatia	2009	10720	58,0	91,6	1,6	25,0	23,5	96,4	86,1
Croatia	2010	10610	56,4	94,1	1,5	21,0	23,5	97,8	86,2
Croatia	2011	10630	53,6	97,9	1,5	20,0	23,8	99,1	86,6
Croatia	2012	10420	52,6	99,2	1,5	19,4	23,8	100,9	87,3

Lisa 2 järg

Croatia	2013	10420	52,8	101,7	1,5	19,4	23,8	101,4	88,1
Croatia	2014	10430	54,2	98,8	1,5	19,0	23,8	103,2	86,9
Croatia	2015	10770	55,9	100,0	1,4	19,3	15,2	103,4	85,9
Croatia	2016	11240	56,6	103,3	1,4	19,8	12,6	103,7	87,4
Croatia	2017	11750	58,3	104,3	1,4	19,7	18,5	104,7	87,4
Croatia	2018	12200	60,1	104,6	1,5	20,1	18,5	105,7	87,0
Croatia	2019	12700	61,5	105,0	1,5	21,5	20,5	104,8	86,7
Cyprus	2009	23550	68,3	97,5	1,5	23,4	12,5	94,0	80,0
Cyprus	2010	23400	68,8	98,9	1,4	22,5	12,5	94,4	80,3
Cyprus	2011	22900	67,7	99,0	1,3	19,0	10,7	94,7	81,2
Cyprus	2012	21780	64,8	99,1	1,4	15,5	10,7	94,9	81,3
Cyprus	2013	20400	62,2	98,1	1,3	14,1	10,7	95,4	82,2
Cyprus	2014	20250	63,9	98,2	1,3	13,3	12,5	95,9	82,6
Cyprus	2015	21050	64,0	100,0	1,3	12,9	12,5	96,2	83,1
Cyprus	2016	22310	64,1	101,7	1,4	18,1	17,9	96,8	83,6
Cyprus	2017	23400	66,2	102,2	1,3	20,9	17,9	97,4	83,8
Cyprus	2018	24430	68,9	102,5	1,3	18,8	17,9	97,7	83,8
Cyprus	2019	25370	70,1	104,0	1,3	18,8	17,9	97,8	83,9
Czechia	2009	14690	61,4	91,0	1,5	27,6	15,5	105,7	80,5
Czechia	2010	15020	60,9	94,2	1,5	27,2	22,0	106,4	82,3
Czechia	2011	15310	61,7	96,1	1,4	26,8	22,0	106,3	81,9
Czechia	2012	15170	62,5	95,0	1,5	26,2	22,0	106,0	81,1
Czechia	2013	15160	63,8	94,6	1,5	25,4	19,5	106,5	81,0
Czechia	2014	15480	64,7	96,2	1,5	25,4	19,5	109,8	79,3
Czechia	2015	16290	66,4	100,0	1,6	26,5	20,0	107,3	80,5
Czechia	2016	16670	68,6	100,9	1,6	24,9	20,0	108,1	79,9
Czechia	2017	17490	70,5	104,5	1,7	24,9	22,0	108,5	79,9
Czechia	2018	17990	72,2	106,5	1,7	26,3	22,0	107,9	80,5
Czechia	2019	18460	72,7	109,4	1,7	27,1	22,5	106,5	81,6
Denmark	2009	43220	73,1	91,3	1,8	20,2	38,0	109,1	77,6
Denmark	2010	43840	72,0	95,2	1,9	18,1	38,0	108,7	78,7
Denmark	2011	44240	71,4	96,5	1,8	18,2	39,1	108,6	79,4
Denmark	2012	44170	71,1	97,4	1,7	18,8	39,1	108,1	79,7
Denmark	2013	44410	71,2	98,3	1,7	19,1	39,1	107,7	80,2
Denmark	2014	44890	71,0	99,1	1,7	19,2	39,1	107,6	79,8
Denmark	2015	45630	71,5	100,0	1,7	19,9	37,4	107,0	79,4
Denmark	2016	46720	72,5	101,5	1,8	21,0	37,4	107,8	80,5
Denmark	2017	47740	73,2	102,9	1,8	21,2	37,4	107,7	81,2
Denmark	2018	48450	73,9	103,4	1,7	21,7	37,4	107,4	81,8

Lisa 2 järg

Denmark	2019	49270	74,7	104,2	1,7	21,3	39,1	106,4	81,9
Estonia	2009	10770	69,9	89,5	1,7	22,7	22,8	105,0	67,9
Estonia	2010	11060	67,4	96,4	1,7	21,2	22,8	105,9	69,4
Estonia	2011	11890	68,6	97,1	1,6	26,5	19,8	105,6	70,4
Estonia	2012	12320	71,1	98,6	1,6	28,7	20,8	105,1	71,8
Estonia	2013	12540	71,6	98,8	1,5	27,9	20,8	104,6	71,8
Estonia	2014	12960	71,9	101,0	1,5	25,7	19,0	104,3	73,4
Estonia	2015	13230	73,7	100,0	1,6	24,5	23,8	105,1	74,8
Estonia	2016	13620	73,7	102,9	1,6	24,4	23,8	104,6	75,3
Estonia	2017	14410	76,8	106,0	1,6	25,9	26,7	103,2	74,6
Estonia	2018	14970	76,8	109,3	1,7	24,7	26,7	102,5	73,8
Estonia	2019	15510	77,5	112,4	1,7	25,4	29,7	99,5	74,0
Finland	2009	34150	71,5	97,1	1,9	23,0	40,0	104,0	75,9
Finland	2010	35080	70,3	100,8	1,9	22,3	40,0	104,6	77,5
Finland	2011	35810	70,7	101,7	1,8	22,6	42,5	105,5	79,0
Finland	2012	35140	71,3	99,5	1,8	23,1	42,5	106,6	80,6
Finland	2013	34660	71,0	99,3	1,7	22,0	42,5	107,7	81,3
Finland	2014	34390	71,2	99,4	1,7	21,5	42,5	106,6	81,7
Finland	2015	34460	70,7	100,0	1,6	21,2	41,5	107,8	82,0
Finland	2016	35330	70,8	102,3	1,6	22,7	41,5	109,3	82,5
Finland	2017	36380	71,3	104,5	1,5	23,4	42,0	109,2	82,4
Finland	2018	36740	73,4	103,1	1,4	24,1	42,0	110,1	82,3
Finland	2019	37150	74,5	102,5	1,3	23,8	47,0	110,3	83,1
France	2009	30250	65,9	95,2	2,0	22,1	18,9	97,1	82,7
France	2010	30690	65,8	96,9	2,0	22,1	18,9	96,5	82,9
France	2011	31210	65,6	98,3	2,0	22,4	18,9	97,1	83,2
France	2012	31160	66,0	98,3	2,0	22,5	26,9	97,7	83,3
France	2013	31170	66,4	98,7	2,0	22,0	26,9	97,5	84,0
France	2014	31320	67,0	99,1	2,0	21,8	26,2	97,4	84,7
France	2015	31540	67,4	100,0	2,0	21,5	26,2	98,2	84,8
France	2016	31770	67,7	100,5	1,9	21,8	26,2	98,5	85,2
France	2017	32360	68,1	101,6	1,9	22,5	39,0	98,5	85,0
France	2018	32820	68,9	102,5	1,9	22,9	39,6	99,1	85,4
France	2019	33320	69,4	103,1	1,9	23,5	39,7	100,2	85,9
Germany	2009	30580	67,8	93,1	1,4	19,3	32,8	90,7	77,6
Germany	2010	31940	68,8	96,6	1,4	19,5	32,8	89,6	77,3
Germany	2011	33200	70,3	99,2	1,4	20,4	32,9	89,5	74,6
Germany	2012	33280	70,7	98,5	1,4	20,3	32,9	91,0	75,7

Lisa 2 järg

Germany	2013	33330	71,5	98,2	1,4	19,9	36,5	92,3	77,3
Germany	2014	33920	72,1	99,5	1,5	20,0	36,5	92,7	78,9
Germany	2015	34130	72,6	100,0	1,5	20,0	36,5	92,6	79,3
Germany	2016	34610	73,5	101,0	1,6	20,3	36,5	93,9	78,7
Germany	2017	35410	74,2	102,3	1,6	20,4	30,7	95,0	78,3
Germany	2018	35690	74,8	102,0	1,6	21,1	30,7	95,7	79,3
Germany	2019	35980	75,5	102,1	1,5	21,4	30,9	94,8	78,5
Greece	2009	21350	52,4	116,0	1,5	20,8	17,3	102,8	64,2
Greece	2010	20150	51,2	112,5	1,5	16,6	17,3	103,1	64,6
Greece	2011	18130	48,1	105,6	1,4	13,7	18,7	104,6	65,4
Greece	2012	16940	44,6	102,2	1,3	11,5	21,0	105,8	67,0
Greece	2013	16630	42,9	100,2	1,3	11,2	21,0	105,5	67,7
Greece	2014	16830	43,8	97,2	1,3	10,8	21,0	105,9	68,3
Greece	2015	16900	45,6	100,0	1,3	10,8	19,7	106,6	67,5
Greece	2016	16890	46,2	96,2	1,4	11,0	19,7	107,1	68,3
Greece	2017	17110	47,4	97,8	1,3	11,8	18,3	107,1	69,0
Greece	2018	17430	48,3	95,1	1,4	11,2	18,7	106,9	69,2
Greece	2019	17760	50,5	95,9	1,3	10,6	20,7	107,9	69,7
Hungary	2009	9850	58,6	97,0	1,3	22,6	11,1	97,1	79,3
Hungary	2010	9980	59,0	98,7	1,2	20,1	9,1	97,9	81,0
Hungary	2011	10200	59,2	100,6	1,2	19,5	8,8	100,3	81,3
Hungary	2012	10120	60,4	98,4	1,3	19,1	8,8	97,3	80,6
Hungary	2013	10330	61,2	98,9	1,4	20,8	8,8	98,6	81,3
Hungary	2014	10800	64,1	98,6	1,4	22,0	10,1	100,3	84,3
Hungary	2015	11220	66,2	100,0	1,4	22,2	10,1	100,4	85,7
Hungary	2016	11500	68,9	98,5	1,5	19,5	10,1	101,8	84,6
Hungary	2017	12030	69,9	100,8	1,5	22,1	10,1	100,4	85,0
Hungary	2018	12690	71,4	103,8	1,5	24,7	12,6	101,8	84,6
Hungary	2019	13270	72,1	107,4	1,6	27,1	12,6	103,3	83,4
Ireland	2009	36240	62,8	72,2	2,1	21,2	13,9	108,4	81,4
Ireland	2010	36700	61,0	76,6	2,0	17,6	13,9	107,8	82,9
Ireland	2011	36940	60,1	79,1	2,0	16,7	15,1	108,2	81,3
Ireland	2012	36770	60,2	79,5	2,0	19,6	15,1	107,7	81,8
Ireland	2013	37060	61,2	78,2	1,9	18,6	15,7	107,7	81,7
Ireland	2014	40010	62,3	82,8	1,9	20,6	15,7	107,8	80,3
Ireland	2015	49620	63,7	100,0	1,9	24,1	16,3	107,2	80,3
Ireland	2016	50060	65,3	98,4	1,8	35,8	22,2	105,4	81,9
Ireland	2017	53930	66,9	104,0	1,8	33,3	22,2	106,3	81,4

Lisa 2 järg

Ireland	2018	58100	67,9	110,0	1,8	28,2	22,2	106,3	81,6
Ireland	2019	60130	68,8	112,1	1,7	53,6	22,2	105,5	81,9
Italy	2009	26600	49,5	100,0	1,5	20,1	21,3	102,3	84,0
Italy	2010	26940	49,2	102,4	1,5	20,0	21,3	102,1	84,7
Italy	2011	27030	49,6	102,8	1,4	19,7	21,6	101,8	83,5
Italy	2012	26160	50,1	100,0	1,4	18,3	21,4	102,7	84,1
Italy	2013	25620	49,6	100,0	1,4	17,2	31,4	102,8	82,6
Italy	2014	25620	50,1	99,9	1,4	16,7	31,4	103,3	82,8
Italy	2015	25860	50,5	100,0	1,3	16,9	31,0	103,6	83,9
Italy	2016	26240	51,6	99,9	1,3	17,2	31,0	103,0	84,3
Italy	2017	26730	52,5	100,4	1,3	17,5	31,0	103,3	84,1
Italy	2018	27030	53,2	100,4	1,3	17,9	35,7	103,1	83,6
Italy	2019	27230	53,9	100,4	1,3	17,9	35,7	103,0	84,4
Latvia	2009	8770	66,2	86,9	1,5	22,2	22,0	92,4	74,9
Latvia	2010	8550	64,2	88,9	1,4	19,1	20,0	92,4	75,6
Latvia	2011	8940	65,1	89,8	1,3	23,0	23,0	94,8	77,2
Latvia	2012	9680	66,2	94,8	1,4	26,0	23,0	95,1	79,0
Latvia	2013	9980	67,5	94,5	1,5	24,3	23,0	97,2	79,1
Latvia	2014	10260	68,4	97,6	1,6	22,8	18,0	94,9	80,1
Latvia	2015	10750	70,5	100,0	1,7	21,9	18,0	99,0	83,4
Latvia	2016	11110	71,7	102,7	1,7	19,3	18,0	97,2	83,2
Latvia	2017	11590	72,6	106,1	1,7	20,6	16,0	97,9	86,4
Latvia	2018	12140	74,7	108,8	1,6	22,1	31,0	99,6	87,3
Latvia	2019	12530	75,5	111,6	1,6	23,2	30,0	99,0	85,3
Lithuania	2009	8720	67,2	83,1	1,5	17,9	19,1	92,5	74,0
Lithuania	2010	9050	65,0	89,2	1,5	16,9	19,1	92,9	75,7
Lithuania	2011	9820	66,6	94,1	1,6	18,5	19,1	93,2	75,4
Lithuania	2012	10330	67,9	95,9	1,6	17,3	24,5	94,2	75,9
Lithuania	2013	10810	68,6	98,0	1,6	18,4	24,1	94,5	75,0
Lithuania	2014	11290	70,6	99,4	1,6	18,9	24,1	95,3	75,1
Lithuania	2015	11620	72,2	100,0	1,7	19,6	23,4	96,1	75,0
Lithuania	2016	12070	74,3	100,2	1,7	19,9	21,3	95,8	74,7
Lithuania	2017	12760	75,5	105,3	1,6	20,1	21,3	95,5	74,2
Lithuania	2018	13400	76,7	108,0	1,6	20,9	21,3	96,4	74,0
Lithuania	2019	14050	77,4	112,3	1,6	21,5	21,3	96,9	73,4
Luxembourg	2009	82020	61,5	99,6	1,6	18,0	20,0	82,5	51,0
Luxembourg	2010	83550	62,0	101,5	1,6	16,8	20,0	84,5	51,9
Luxembourg	2011	82490	61,9	99,6	1,5	19,2	25,0	90,7	53,8
Luxembourg	2012	81940	64,1	98,8	1,6	19,2	21,7	91,8	59,0

Lisa 2 järg

Luxembourg	2013	82400	63,9	100,2	1,5	18,5	28,3	95,7	61,4
Luxembourg	2014	82590	65,5	100,3	1,5	19,2	28,3	98,9	63,2
Luxembourg	2015	82820	65,0	100,0	1,5	17,3	28,3	101,7	64,2
Luxembourg	2016	84750	65,1	101,9	1,4	17,3	28,3	103,1	66,4
Luxembourg	2017	84020	67,5	99,7	1,4	17,8	28,3	100,6	68,1
Luxembourg	2018	84040	68,0	98,1	1,4	16,3	20,0	100,0	70,7
Luxembourg	2019	85030	68,1	98,0	1,3	17,6	25,0	99,7	72,1
Malta	2009	15660	40,0	90,2	1,4	18,3	8,7	95,6	81,3
Malta	2010	16440	41,6	93,5	1,4	21,0	8,7	95,7	82,5
Malta	2011	16450	43,8	91,3	1,5	18,2	8,7	96,1	83,4
Malta	2012	16970	48,0	92,5	1,4	17,6	8,7	96,6	83,6
Malta	2013	17650	51,7	93,3	1,4	16,5	14,3	96,5	83,7
Malta	2014	18610	54,3	94,7	1,4	16,7	14,3	96,9	82,9
Malta	2015	19920	55,3	100,0	1,4	24,2	12,9	97,7	83,8
Malta	2016	20130	58,0	98,9	1,4	24,3	12,9	98,2	84,3
Malta	2017	21750	60,6	101,8	1,3	21,7	11,9	99,0	84,8
Malta	2018	22260	64,1	101,8	1,2	21,2	11,9	99,2	84,9
Malta	2019	22660	65,8	101,9	1,1	21,4	14,9	99,6	85,6
Netherlands	2009	38160	70,9	94,7	1,8	21,3	42,0	87,3	80,3
Netherlands	2010	38470	70,9	96,7	1,8	19,7	40,7	88,4	80,7
Netherlands	2011	38880	71,5	97,3	1,8	20,1	40,7	89,0	81,5
Netherlands	2012	38340	72,0	96,5	1,7	18,8	38,7	89,2	82,2
Netherlands	2013	38180	71,7	97,5	1,7	18,4	38,7	89,9	82,6
Netherlands	2014	38580	70,8	99,0	1,7	17,6	38,7	90,7	83,3
Netherlands	2015	39170	71,9	100,0	1,7	22,1	37,3	91,0	83,4
Netherlands	2016	39810	72,7	100,6	1,7	20,0	37,3	91,6	83,7
Netherlands	2017	40730	73,9	101,2	1,6	20,1	36,0	92,5	83,7
Netherlands	2018	41450	75,2	100,8	1,6	20,4	36,0	92,3	83,3
Netherlands	2019	41980	76,5	100,8	1,6	21,3	31,3	93,6	83,6
Poland	2009	9070	55,6	84,3	1,4	21,4	20,0	99,1	74,5
Poland	2010	9400	55,6	89,8	1,4	20,3	20,0	99,5	74,7
Poland	2011	9850	55,8	93,6	1,3	20,7	23,7	99,6	74,6
Poland	2012	9980	56,2	94,7	1,3	19,9	23,7	99,8	74,9
Poland	2013	10100	56,3	95,8	1,3	18,9	23,7	99,9	74,8
Poland	2014	10440	58,2	97,4	1,3	19,8	24,3	100,2	75,0
Poland	2015	10890	59,9	100,0	1,3	20,1	27,4	100,4	75,0
Poland	2016	11240	61,5	102,3	1,4	18,0	27,4	100,4	74,6
Poland	2017	11790	63,0	105,8	1,5	17,5	28,0	100,2	74,3

Lisa 2 järg

Poland	2018	12420	64,5	110,9	1,5	18,2	28,0	100,7	74,6
Poland	2019	13020	64,9	116,2	1,4	18,3	28,7	100,9	74,1
Portugal	2009	16710	62,3	94,9	1,3	21,2	27,4	119,2	82,2
Portugal	2010	16990	62,1	98,0	1,4	20,6	27,4	123,3	83,1
Portugal	2011	16720	62,4	98,2	1,3	18,4	28,7	119,4	81,4
Portugal	2012	16110	60,8	98,3	1,3	15,8	28,7	121,1	82,5
Portugal	2013	16050	60,5	100,2	1,2	14,8	31,3	123,4	83,2
Portugal	2014	16260	62,9	99,6	1,2	15,0	31,3	122,4	83,4
Portugal	2015	16620	64,8	100,0	1,3	15,5	34,8	117,4	83,8
Portugal	2016	17010	66,4	100,4	1,4	15,5	34,8	117,4	83,5
Portugal	2017	17650	69,0	100,6	1,4	16,8	34,8	120,6	83,8
Portugal	2018	18190	71,5	101,1	1,4	17,5	34,8	121,4	84,6
Portugal	2019	18670	72,2	103,0	1,4	18,1	38,7	118,0	85,1
Romania	2009	6410	45,2	85,5	1,7	26,0	11,4	88,9	74,2
Romania	2010	6200	47,6	84,9	1,6	26,1	11,4	88,5	71,9
Romania	2011	6350	47,7	88,6	1,5	27,2	11,2	89,3	73,4
Romania	2012	6500	48,2	89,1	1,5	27,5	13,3	90,2	72,7
Romania	2013	6770	48,2	93,3	1,5	24,7	13,3	90,9	72,2
Romania	2014	7040	49,2	95,9	1,6	24,4	13,5	92,7	71,9
Romania	2015	7290	50,3	100,0	1,6	24,8	13,7	93,3	70,1
Romania	2016	7670	51,4	105,9	1,7	23,0	13,7	94,4	69,8
Romania	2017	8280	54,0	111,0	1,8	22,4	20,7	95,5	71,0
Romania	2018	8700	54,5	115,9	1,8	21,1	20,7	95,9	70,3
Romania	2019	9120	55,4	120,6	1,8	23,6	21,9	96,3	69,7
Slovakia	2009	11890	62,4	85,5	1,4	20,8	18,0	95,3	81,9
Slovakia	2010	12610	61,6	92,3	1,4	21,1	15,3	95,5	81,6
Slovakia	2011	13020	61,6	93,1	1,4	23,3	16,0	95,6	82,1
Slovakia	2012	13180	61,5	94,3	1,3	20,5	18,7	97,1	82,9
Slovakia	2013	13250	62,0	95,7	1,3	20,5	18,7	98,3	81,8
Slovakia	2014	13600	62,9	96,9	1,4	20,6	18,7	96,7	82,5
Slovakia	2015	14300	64,6	100,0	1,4	23,8	18,7	97,2	82,5
Slovakia	2016	14550	67,2	99,6	1,5	21,1	20,0	97,1	84,8
Slovakia	2017	14960	69,4	100,3	1,5	21,2	20,0	97,8	85,2
Slovakia	2018	15510	70,3	102,1	1,5	21,0	20,0	98,4	84,0
Slovakia	2019	15890	71,7	103,6	1,6	21,6	20,0	98,9	84,5
Slovenia	2009	17570	67,6	92,7	1,5	24,1	14,4	95,2	73,8
Slovenia	2010	17750	66,0	96,0	1,6	21,1	14,4	96,0	74,9
Slovenia	2011	17870	64,4	98,4	1,6	19,9	32,2	95,7	73,7

Lisa 2 järg

Slovenia	2012	17360	64,2	96,8	1,6	19,0	32,2	96,3	74,1
Slovenia	2013	17160	62,6	96,9	1,5	19,6	32,2	96,3	74,9
Slovenia	2014	17620	63,2	99,1	1,6	19,1	35,6	97,1	74,9
Slovenia	2015	17990	64,2	100,0	1,6	18,7	36,7	97,0	76,5
Slovenia	2016	18550	66,2	101,3	1,6	17,4	36,7	97,3	77,2
Slovenia	2017	19440	69,3	103,2	1,6	18,3	36,7	97,3	77,8
Slovenia	2018	20240	71,2	104,4	1,6	19,3	24,4	97,9	77,1
Slovenia	2019	20720	72,5	105,2	1,6	19,6	27,8	98,4	77,4
Spain	2009	23100	56,8	93,1	1,4	23,1	36,6	106,0	88,7
Spain	2010	23040	56,3	94,9	1,4	21,8	36,6	105,4	87,3
Spain	2011	22770	56,1	96,6	1,3	20,0	36,0	106,3	86,8
Spain	2012	22080	54,6	97,7	1,3	18,5	36,0	106,2	87,8
Spain	2013	21840	53,8	98,7	1,3	17,4	36,0	105,9	88,2
Spain	2014	22210	54,8	99,0	1,3	17,8	39,7	106,3	88,6
Spain	2015	23080	56,4	100,0	1,3	18,0	41,1	105,9	89,0
Spain	2016	23760	58,1	100,9	1,3	18,0	39,1	105,6	88,1
Spain	2017	24430	59,6	101,2	1,3	18,7	39,1	106,5	88,0
Spain	2018	24880	61,0	101,3	1,3	19,5	39,1	106,0	88,5
Spain	2019	25200	62,1	100,6	1,2	20,1	44,0	105,5	88,3
Sweden	2009	38030	74,9	91,4	1,9	22,5	46,4	99,9	88,1
Sweden	2010	39950	74,2	96,2	2,0	22,5	45,0	100,0	87,4
Sweden	2011	40920	75,7	97,0	1,9	22,9	44,7	100,5	88,2
Sweden	2012	40380	76,1	95,7	1,9	22,7	44,7	101,2	88,8
Sweden	2013	40510	76,4	95,9	1,9	22,5	45,0	101,7	89,0
Sweden	2014	41180	76,9	97,1	1,9	23,2	44,7	102,3	89,3
Sweden	2015	42580	77,6	100,0	1,8	23,8	43,6	102,8	90,1
Sweden	2016	42920	78,4	100,2	1,9	24,2	43,6	101,8	90,1
Sweden	2017	43430	79,0	100,3	1,8	25,1	43,6	102,0	90,1
Sweden	2018	43760	79,4	100,7	1,8	25,2	46,1	102,8	90,4
Sweden	2019	44180	78,9	102,1	1,7	24,4	47,3	103,4	90,4

Lisa 3. Tunnuste keskmised väärtused perioodil 2009-2019

Aasta	GDPPP	FEMP	LPRO	FRATE	INV	FEMPARL	EDU2	WORK
2009	23725,19	62,32	92,24	1,59	22,14	23,72	100,31	79,31
2010	24118,89	61,80	95,19	1,59	20,77	23,66	98,49	82,70
2011	24320,37	61,83	96,38	1,55	20,86	24,80	106,82	78,97
2012	24131,48	62,09	96,46	1,55	20,47	25,47	103,11	80,06
2013	24129,26	62,26	97,00	1,51	19,94	26,71	99,09	74,42
2014	24520,37	63,28	97,82	1,54	19,91	26,67	103,85	82,81
2015	25330,74	64,35	100,00	1,54	20,60	26,53	95,53	76,63
2016	25831,48	65,48	100,94	1,57	20,72	26,74	95,51	76,80
2017	26582,22	67,06	102,69	1,55	21,09	27,72	106,79	79,48
2018	27225,93	68,37	103,92	1,54	21,23	27,91	95,23	76,79
2019	27778,89	69,31	105,49	1,52	22,69	29,50	102,66	86,57

Lisa 4. Kirjeldav statistika

Summary Statistics, using the observations 1:01 - 27:11

Variable	Mean	Median	S.D.	Min	Max
GDPPP	2.52e+04	2.02e+04	1.67e+04	4.97e+03	8.50e+04
LPRO	98.9	99.6	6.00	72.2	121.
FRATE	1.55	1.53	0.194	1.14	2.06
INV	20.9	21.0	3.96	10.6	53.6
FEMPARL	26.3	23.8	10.0	8.70	47.3
EDU2	101.	100.	6.58	82.5	123.
WORK	79.5	81.2	6.44	51.0	90.4

Lisa 5. Korrelatsioonimatriks

Correlation coefficients, using the observations 1:01 - 27:11
 5% critical value (two-tailed) = 0.1138 for n = 297

1_LPRO	INV	1_EDU2	1_WORK	1_FRATE	
1.0000	0.0771	0.0900	-0.0264	-0.0925	1_LPRO
	1.0000	-0.0382	0.1724	0.3644	INV
		1.0000	0.2906	-0.0951	1_EDU2
			1.0000	0.0441	1_WORK
				1.0000	1_FRATE
			FEMPARL	1_GDPPP	
			0.1884	0.0771	1_LPRO
			0.0159	0.0057	INV
			0.2321	0.1343	1_EDU2
			0.2455	0.0467	1_WORK
			0.2760	0.2959	1_FRATE
			1.0000	0.5295	FEMPARL
				1.0000	1_GDPPP

Lisa 6. Esialgne fikseeritud efektidega mudel

Model 10: Fixed-effects, using 297 observations
 Included 27 cross-sectional units
 Time-series length = 11
 Dependent variable: l_GDPPP

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	2.05826	0.414974	4.960	<0.0001	***
l_LPRO	1.21052	0.0363962	33.26	<0.0001	***
INV	0.00575924	0.000764505	7.533	<0.0001	***
l_FRATE	0.172268	0.0348495	4.943	<0.0001	***
l_EDU2	0.460879	0.0960057	4.801	<0.0001	***
Mean dependent var	9.936828	S.D. dependent var		0.639715	
Sum squared resid	0.267853	S.E. of regression		0.031733	
LSDV R-squared	0.997789	Within R-squared		0.876251	
LSDV F(30, 266)	4000.998	P-value(F)		0.000000	
Log-likelihood	619.7162	Akaike criterion		-1177.432	
Schwarz criterion	-1062.927	Hannan-Quinn		-1131.592	
rho	0.799105	Durbin-Watson		0.426466	

Joint test on named regressors -
 Test statistic: $F(4, 266) = 470.879$
 with p-value = $P(F(4, 266) > 470.879) = 2.38875e-119$

Test for differing group intercepts -
 Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: $F(26, 266) = 3981.63$
 with p-value = $P(F(26, 266) > 3981.63) = 0$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -
 Null hypothesis: the units have a common error variance
 Asymptotic test statistic: $\text{Chi-square}(27) = 16901.3$
 with p-value = 0

**Lisa 7. Lõplik fikseeritud efektidega mudel kohaldatud standardvigadega.
Haridus**

Model 11: Fixed-effects, using 297 observations
 Included 27 cross-sectional units
 Time-series length = 11
 Dependent variable: l_GDPPP
 Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	2.05826	0.880742	2.337	0.0274	**
l_LPRO	1.21052	0.0813498	14.88	<0.0001	***
INV	0.00575924	0.00205636	2.801	0.0095	***
l_FRATE	0.172268	0.0876879	1.965	0.0602	*
l_EDU2	0.460879	0.198966	2.316	0.0287	**
Mean dependent var	9.936828	S.D. dependent var		0.639715	
Sum squared resid	0.267853	S.E. of regression		0.031733	
LSDV R-squared	0.997789	Within R-squared		0.876251	
Log-likelihood	619.7162	Akaike criterion		-1177.432	
Schwarz criterion	-1062.927	Hannan-Quinn		-1131.592	
rho	0.799105	Durbin-Watson		0.426466	

Joint test on named regressors -
 Test statistic: $F(4, 26) = 83.0869$
 with p-value = $P(F(4, 26) > 83.0869) = 2.01617e-14$

Robust test for differing group intercepts -
 Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: Welch $F(26, 96.8) = 563.252$
 with p-value = $P(F(26, 96.8) > 563.252) = 3.08096e-94$

Lisa 8. Juhuslike efektidega mudel. Haridus

Model 12: Random-effects (GLS), using 297 observations
 Included 27 cross-sectional units
 Time-series length = 11
 Dependent variable: l_GDPPP

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	2.04665	0.432637	4.731	<0.0001	***
l_LPRO	1.20984	0.0364997	33.15	<0.0001	***
INV	0.00576613	0.000766626	7.521	<0.0001	***
l_FRATE	0.174162	0.0349373	4.985	<0.0001	***
l_EDU2	0.463860	0.0961872	4.822	<0.0001	***
Mean dependent var	9.936828	S.D. dependent var		0.639715	
Sum squared resid	117.3728	S.E. of regression		0.632921	
Log-likelihood	-283.5607	Akaike criterion		577.1214	
Schwarz criterion	595.5901	Hannan-Quinn		584.5151	
rho	0.799105	Durbin-Watson		0.426466	

'Between' variance = 0.382542

'Within' variance = 0.00100696

theta used for quasi-demeaning = 0.984533

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 1872.25
 with p-value = 0

Breusch-Pagan test -

Null hypothesis: Variance of the unit-specific error = 0
 Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 1333.08
 with p-value = 7.33518e-292

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent
 Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 6.00824
 with p-value = 0.198534

Lisa 9. Juhuslike efektidega mudel kohaldatud standardvigadega. Haridus

Model 13: Random-effects (GLS), using 297 observations

Included 27 cross-sectional units

Time-series length = 11

Dependent variable: l_GDPPP

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	2.04665	0.920975	2.222	0.0263	**
l_LPRO	1.20984	0.0817531	14.80	<0.0001	***
INV	0.00576613	0.00204147	2.824	0.0047	***
l_FRATE	0.174162	0.0878213	1.983	0.0474	**
l_EDU2	0.463860	0.200933	2.309	0.0210	**
Mean dependent var	9.936828	S.D. dependent var		0.639715	
Sum squared resid	117.3728	S.E. of regression		0.632921	
Log-likelihood	-283.5607	Akaike criterion		577.1214	
Schwarz criterion	595.5901	Hannan-Quinn		584.5151	
rho	0.799105	Durbin-Watson		0.426466	

'Between' variance = 0.382542

'Within' variance = 0.00100696

theta used for quasi-demeaning = 0.984533

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 332.471

with p-value = 1.06711e-70

Breusch-Pagan test -

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

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 1333.08

with p-value = 7.33518e-292

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 16.088

with p-value = 0.00290337

Lisa 10. Esialgne fikseeritud efektidega mudel. Tööturg

Model 14: Fixed-effects, using 297 observations
 Included 27 cross-sectional units
 Time-series length = 11
 Dependent variable: l_GDPPP

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	2.41052	0.291751	8.262	<0.0001	***
l_LPRO	1.23785	0.0336633	36.77	<0.0001	***
INV	0.00528288	0.000727706	7.260	<0.0001	***
l_FRATE	0.183072	0.0342555	5.344	<0.0001	***
l_WORK	0.377859	0.0632828	5.971	<0.0001	***
Mean dependent var	9.936828	S.D. dependent var		0.639715	
Sum squared resid	0.256658	S.E. of regression		0.031063	
LSDV R-squared	0.997881	Within R-squared		0.881423	
LSDV F(30, 266)	4175.896	P-value(F)		0.000000	
Log-likelihood	626.0561	Akaike criterion		-1190.112	
Schwarz criterion	-1075.606	Hannan-Quinn		-1144.271	
rho	0.786605	Durbin-Watson		0.448142	

Joint test on named regressors -
 Test statistic: $F(4, 266) = 494.318$
 with p-value = $P(F(4, 266) > 494.318) = 8.21742e-122$

Test for differing group intercepts -
 Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: $F(26, 266) = 4253.12$
 with p-value = $P(F(26, 266) > 4253.12) = 0$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -
 Null hypothesis: the units have a common error variance
 Asymptotic test statistic: $\text{Chi-square}(27) = 5773.03$
 with p-value = 0

**Lisa 11. Lõplik fikseeritud efektidega mudel kohaldatud standardvigadega.
Tööturg**

Model 15: Fixed-effects, using 297 observations
Included 27 cross-sectional units
Time-series length = 11
Dependent variable: l_GDPPP
Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	2.41052	0.562895	4.282	0.0002	***
l_LPRO	1.23785	0.0661287	18.72	<0.0001	***
INV	0.00528288	0.00206188	2.562	0.0165	**
l_FRATE	0.183072	0.0866725	2.112	0.0444	**
l_WORK	0.377859	0.124612	3.032	0.0054	***
Mean dependent var	9.936828	S.D. dependent var		0.639715	
Sum squared resid	0.256658	S.E. of regression		0.031063	
LSDV R-squared	0.997881	Within R-squared		0.881423	
Log-likelihood	626.0561	Akaike criterion		-1190.112	
Schwarz criterion	-1075.606	Hannan-Quinn		-1144.271	
rho	0.786605	Durbin-Watson		0.448142	

Joint test on named regressors -
Test statistic: $F(4, 26) = 149.664$
with p-value = $P(F(4, 26) > 149.664) = 1.51468e-17$

Robust test for differing group intercepts -
Null hypothesis: The groups have a common intercept
Test statistic: Welch $F(26, 96.8) = 550.627$
with p-value = $P(F(26, 96.8) > 550.627) = 9.15983e-94$

Lisa 12. Juhuslike efektidega mudel. Tööturg

Model 16: Random-effects (GLS), using 297 observations
 Included 27 cross-sectional units
 Time-series length = 11
 Dependent variable: l_GDPPP

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	2.40911	0.316237	7.618	<0.0001	***
l_LPRO	1.23760	0.0337292	36.69	<0.0001	***
INV	0.00528321	0.000729042	7.247	<0.0001	***
l_FRATE	0.184663	0.0343069	5.383	<0.0001	***
l_WORK	0.378289	0.0633536	5.971	<0.0001	***
Mean dependent var	9.936828	S.D. dependent var		0.639715	
Sum squared resid	118.2115	S.E. of regression		0.635179	
Log-likelihood	-284.6181	Akaike criterion		579.2363	
Schwarz criterion	597.7049	Hannan-Quinn		586.6299	
rho	0.786605	Durbin-Watson		0.448142	

'Between' variance = 0.393734
 'Within' variance = 0.00096488
 theta used for quasi-demeaning = 0.985076

Joint test on named regressors -
 Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 1969.2
 with p-value = 0

Breusch-Pagan test -
 Null hypothesis: Variance of the unit-specific error = 0
 Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 1342.84
 with p-value = 5.53852e-294

Hausman test -
 Null hypothesis: GLS estimates are consistent
 Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 5.39413
 with p-value = 0.249193

Lisa 13. Juhuslike efektidega mudel kohaldatud standardvigadega. Tööturg

Model 17: Random-effects (GLS), using 297 observations

Included 27 cross-sectional units

Time-series length = 11

Dependent variable: l_GDPPP

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	2.40911	0.647847	3.719	0.0002	***
l_LPRO	1.23760	0.0663103	18.66	<0.0001	***
INV	0.00528321	0.00204769	2.580	0.0099	***
l_FRATE	0.184663	0.0867713	2.128	0.0333	**
l_WORK	0.378289	0.127466	2.968	0.0030	***
Mean dependent var	9.936828	S.D. dependent var		0.639715	
Sum squared resid	118.2115	S.E. of regression		0.635179	
Log-likelihood	-284.6181	Akaike criterion		579.2363	
Schwarz criterion	597.7049	Hannan-Quinn		586.6299	
rho	0.786605	Durbin-Watson		0.448142	

'Between' variance = 0.393734

'Within' variance = 0.00096488

theta used for quasi-demeaning = 0.985076

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 599.318

with p-value = 2.17712e-128

Breusch-Pagan test -

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

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 1342.84

with p-value = 5.53852e-294

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 13.7899

with p-value = 0.00799658

Lisa 14. Esialgne fikseeritud efektidega mudel. Mõjuvõim

Model 24: Fixed-effects, using 297 observations
 Included 27 cross-sectional units
 Time-series length = 11
 Dependent variable: l_GDPPP

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	3.98432	0.163324	24.40	<0.0001	***
l_LPRO	1.25472	0.0380485	32.98	<0.0001	***
INV	0.00492499	0.000771045	6.387	<0.0001	***
l_FRATE	0.150962	0.0359656	4.197	<0.0001	***
FEMPARL	0.000841716	0.000594444	1.416	0.1580	
Mean dependent var	9.936828	S.D. dependent var		0.639715	
Sum squared resid	0.288881	S.E. of regression		0.032955	
LSDV R-squared	0.997615	Within R-squared		0.866536	
LSDV F(30, 266)	3709.112	P-value(F)		0.000000	
Log-likelihood	608.4930	Akaike criterion		-1154.986	
Schwarz criterion	-1040.480	Hannan-Quinn		-1109.145	
rho	0.827488	Durbin-Watson		0.381665	

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(4, 266) = 431.762$

with p-value = $P(F(4, 266) > 431.762) = 5.48031e-115$

Test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: $F(26, 266) = 2954.02$

with p-value = $P(F(26, 266) > 2954.02) = 0$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance

Asymptotic test statistic: $\text{Chi-square}(27) = 13398.6$

with p-value = 0

**Lisa 15. Lõplik fikseeritud efektidega mudel kohaldatud standardvigadega.
Mõjuvõim**

Model 28: Fixed-effects, using 297 observations

Included 27 cross-sectional units

Time-series length = 11

Dependent variable: l_GDPPP

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	3.98432	0.362499	10.99	<0.0001	***
l_LPRO	1.25472	0.0793590	15.81	<0.0001	***
INV	0.00492499	0.00216461	2.275	0.0314	**
l_FRATE	0.150962	0.0968281	1.559	0.1311	
FEMPARL	0.000841716	0.000807954	1.042	0.3071	
Mean dependent var	9.936828	S.D. dependent var		0.639715	
Sum squared resid	0.288881	S.E. of regression		0.032955	
LSDV R-squared	0.997615	Within R-squared		0.866536	
Log-likelihood	608.4930	Akaike criterion		-1154.986	
Schwarz criterion	-1040.480	Hannan-Quinn		-1109.145	
rho	0.827488	Durbin-Watson		0.381665	

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(4, 26) = 85.3708$

with p-value = $P(F(4, 26) > 85.3708) = 1.45607e-14$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(26, 96.8) = 359.311$

with p-value = $P(F(26, 96.8) > 359.311) = 7.41279e-85$

Lisa 16. Fikseeritud efektidega mudel kohaldatud standardvigadega peale tunnuse FEMPARL eemaldamist. Mõjuvõim

Model 36: Fixed-effects, using 297 observations

Included 27 cross-sectional units

Time-series length = 11

Dependent variable: l_GDPPP

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	3.91542	0.357055	10.97	<0.0001	***
l_LPRO	1.27558	0.0768174	16.61	<0.0001	***
INV	0.00482356	0.00212715	2.268	0.0319	**
l_FRATE	0.144783	0.0974961	1.485	0.1496	
Mean dependent var	9.936828	S.D. dependent var		0.639715	
Sum squared resid	0.291058	S.E. of regression		0.033017	
LSDV R-squared	0.997597	Within R-squared		0.865530	
Log-likelihood	607.3779	Akaike criterion		-1154.756	
Schwarz criterion	-1043.944	Hannan-Quinn		-1110.394	
rho	0.829390	Durbin-Watson		0.381282	

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(3, 26) = 114.958$

with p-value = $P(F(3, 26) > 114.958) = 3.99714e-15$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(26, 96.8) = 620.974$

with p-value = $P(F(26, 96.8) > 620.974) = 2.88434e-96$

Lisa 17. Fikseeritud efektidega mudel kohaldatud standardvigadega peale tunnuse FRATE eemaldamist. Mõjuvõim

Model 39: Fixed-effects, using 297 observations

Included 27 cross-sectional units

Time-series length = 11

Dependent variable: l_GDPPP

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	3.96075	0.384143	10.31	<0.0001	***
l_LPRO	1.27773	0.0797723	16.02	<0.0001	***
INV	0.00448993	0.00243411	1.845	0.0765	*
FEMPARL	0.000538940	0.000752078	0.7166	0.4800	
Mean dependent var	9.936828	S.D. dependent var		0.639715	
Sum squared resid	0.308015	S.E. of regression		0.033965	
LSDV R-squared	0.997457	Within R-squared		0.857696	
Log-likelihood	598.9693	Akaike criterion		-1137.939	
Schwarz criterion	-1027.127	Hannan-Quinn		-1093.577	
rho	0.806252	Durbin-Watson		0.371146	

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(3, 26) = 103.779$

with p-value = $P(F(3, 26) > 103.779) = 1.36558e-14$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(26, 96.8) = 289.198$

with p-value = $P(F(26, 96.8) > 289.198) = 2.34899e-80$

Lisa 18. Juhuslike efektidega mudel. Mõjuvõim

Model 33: Random-effects (GLS), using 297 observations

Included 27 cross-sectional units

Time-series length = 11

Dependent variable: l_GDPPP

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	3.99358	0.197278	20.24	<0.0001	***
l_LPRO	1.25174	0.0386664	32.37	<0.0001	***
INV	0.00493943	0.000783565	6.304	<0.0001	***
l_FRATE	0.154104	0.0365300	4.219	<0.0001	***
FEMPARL	0.000947086	0.000603411	1.570	0.1165	
Mean dependent var	9.936828	S.D. dependent var		0.639715	
Sum squared resid	117.0208	S.E. of regression		0.631972	
Log-likelihood	-283.1147	Akaike criterion		576.2294	
Schwarz criterion	594.6981	Hannan-Quinn		583.6231	
rho	0.827488	Durbin-Watson		0.381665	

'Between' variance = 0.296795

'Within' variance = 0.00108602

theta used for quasi-demeaning = 0.981764

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 1671.71

with p-value = 0

Breusch-Pagan test -

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

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 1309.76

with p-value = 8.5634e-287

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 14.2099

with p-value = 0.00665437

Lisa 19. Juhuslike efektidega mudel kohaldatud standardvigadega. Mõjuvõim

Model 34: Random-effects (GLS), using 297 observations

Included 27 cross-sectional units

Time-series length = 11

Dependent variable: l_GDPPP

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	3.99358	0.400890	9.962	<0.0001	***
l_LPRO	1.25174	0.0796486	15.72	<0.0001	***
INV	0.00493943	0.00214770	2.300	0.0215	**
l_FRATE	0.154104	0.0969617	1.589	0.1120	
FEMPARL	0.000947086	0.000824893	1.148	0.2509	
Mean dependent var	9.936828	S.D. dependent var		0.639715	
Sum squared resid	117.0208	S.E. of regression		0.631972	
Log-likelihood	-283.1147	Akaike criterion		576.2294	
Schwarz criterion	594.6981	Hannan-Quinn		583.6231	
rho	0.827488	Durbin-Watson		0.381665	

'Between' variance = 0.296795

'Within' variance = 0.00108602

theta used for quasi-demeaning = 0.981764

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 341.284

with p-value = 1.33568e-72

Breusch-Pagan test -

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

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 1309.76

with p-value = 8.5634e-287

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 43.9111

with p-value = 6.69451e-09

Lisa 20. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina, Mandi Soome

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose

Soolise ebavõrdsuse mõju majanduskeskkonnale Euroopa Liidu riikide näitel,

mille juhendaja on Kaja Lutsoja.

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.

12.05.2022 (kuupäev)

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