

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL  
Majandusteaduskond  
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Ksenia Tšermošentseva

**MAJANDUSKASVU SEOS NAISTE TÖÖHÕIVEGA OECD  
RIIKIDES**

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Heili Hein, MA

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 7433 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Ksenia Tšermošentseva .....

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 194034TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: ktserm@ttu.ee

Juhendaja: Heili Hein, MA:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

## SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE .....	4
SISSEJUHATUS .....	5
1. MAJANDUSKASV JA NAISTE TÖÖHÕIVE ERIPÄRAD .....	7
1.1. Naiste tööhõive määr ja seda mõjutavad tegurid.....	7
1.1.1. Ajaloolised muutused naiste majanduslikus aktiivsuses .....	7
1.1.2. Naiste tööhõive eripärad .....	8
1.1.3. Perekonnaseis, haridustase ja laste olemasolu.....	9
1.2. Majanduskasvu ja tööhõive vaheline seos.....	10
1.3. Tööhõive varasemate kriiside ajal .....	12
1.3.1. 2007. aasta majanduskriis.....	12
1.3.2. 2020. aasta majanduskriis.....	13
2. ANDMED JA METOODIKA .....	16
2.1. Kasutatud andmed .....	16
2.2. Uurimismeetodi ja mudeli kirjeldus .....	18
2.3. Kirjeldav statistika.....	20
3. EMPIIRILISE ANALÜÜSI TULEMUSED JA JÄRELDUSED .....	23
3.1. Empiirilise analüüsi tulemused.....	23
3.2. Tulemuste tõlgendamine ja järeldused .....	28
KOKKUVÕTE.....	31
SUMMARY .....	33
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU .....	35
LISAD .....	38
Lisa 1. Ühendatud mudeli aruanne .....	38
Lisa 2. Fikseeritud efektiga mudeli aruanne.....	39
Lisa 3. Kohandatud standardvigadega fikseeritud efektiga mudeli aruanne .....	40
Lisa 4. Juhuslike efektidega mudeli aruanne.....	41
Lisa 5. Viitaegadega fikseeritud efektiga mudeli aruanne .....	42
Lisa 6. Viitaegade ja kohandatud standardvigadega fikseeritud efektiga mudeli aruanne.....	44
Lisa 7. Kasutatud andmed .....	46
Lisa 8. Lihtlitsents .....	47

## LÜHIKOKKUVÕTE

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks on uurida, kas ja kuidas on seotud naiste tööhõive majanduskasvuga. Kuigi naiste positsioon tööturul on aja jooksul paremaks muutunud, on maailmas endiselt kohti, kus naiste töövõimalused on piiratud. Naiste soovi tööturul osaleda mõjutavad mitmed tegurid, sealhulgas naiste haridustase, sündimuskordaja ja töötuse määr riigis tervikuna. Valmisolek töötada sõltub ka riigi tööturupoliitikast ja majanduslikust olukorrast tervikuna.

Töös püstitatud eesmärgi täitmiseks analüüsitakse varasemaid teoreetilisi ja empiirilisi uuringuid ning viiakse läbi ökonomeetiline analüüs paneelandmetel. Analüüsi on kaasatud 38 OECD riiki aastatel 2000–2020. Sõltuvaks muutujaks on naiste tööhõive määr ning sõltumatuteks muutujateks, mis valiti tuginedes varasemale kirjandusele, on sisemajanduse koguprodukti aastane protsentuaalne muutus, summaarne sündimuskordaja, rasedus- ja sünnituspuhkuse pikkus, kõrgharidusega naiste osakaal, naiste töötuse määr ja meeste tööhõive määr.

Ökonomeetrilise analüüsi alusel osutus kõige sobivamaks kahesuunaline ehk nii grupi- kui ajaefektidega mudel, kuid saadud tulemused olid autori ootustele vastupidised. Ühendatud mudeli alusel selgus aga, et seos majanduskasvu ja naiste tööhõive vahel on negatiivne. Mitteeotuspärased tulemused võivad viidata sellele, et naiste tööhõive on (vähemalt lühemas perspektiivis) oluliselt mõjutatud pigem majandustsüklitest ning riikide omapärast kui mudelisse tunnustena kaasatud muutujatest.

Võtmesõnad: Naiste tööhõive määr, majanduskasv, majanduskriis, paneelandmete analüüs

## SISSEJUHATUS

Üheks peamiseks tegevuseks, mis annab inimestele võimaluse eneseteostuseks ja majanduslikuks kindlustatuseks ning on seeläbi otseselt seotud sotsiaalmajandusliku arengu ja kõrge elukvaliteediga, on töötamine. Riigis eksisteeriva majandusliku olukorra kirjeldamiseks kasutatakse tööhõive määra, mis näitab tööga hõivatud inimeste osa tööealisest rahvastikust. Oluliseks näitajaks, mis annab ülevaate riigi majandusliku olukorra kohta, on sisemajanduse koguprodukt *per capita* ehk SKP elaniku kohta, mille suurenemisel riigi elanike heaolu paraneb.

Naiste tööturul osalemise määr on reeglina madalam kui meeste tööturul osalemise määr. Tööturult eemale jäämisel on mitu põhjust, olulisemad neist on pensioniiga, rasedus, sünnitamine ning laste või teiste pereliikmete eest hoolitsemine. Samuti võib naiste motivatsiooni töötada kahandada sooline palgalõhe, mis on endiselt paljudes riikides terav. Naised töötavad tavaliselt vähem kui mehed, samuti töötavad naised rohkem osalise töökoormusega ja madalamapalgalistes valdkondades: teeninduses, hariduses, kaubanduses ja tervishoius. Tulemuseks on madalamad töötasud ja suurem mitteaktiivsus naiste seas.

Viimased statistilised andmed näitavad, et tervikuna on naiste tööhõive Euroopa riikides tõusnud, mille tulemusena on sooline tööhõivelõhe vähenenud. 2020. aasta alguses alanud koroonakriisi mõju tööturule on võrreldes varasemate kriisidega erinev. Kriisi ajal kehtestatud piirangud tabasid kõige tugevamini teenindussektorit, kus suurem osa töötajatest on naised. 2020. aasta esimeses pooles on euroala riikides töö kaotanud umbes 5 miljonit inimest ja tööhõive määr vähenes 1,9% võrra ning aasta teises pooles tõusis töötuse määr 8,5 protsendini. (Eesti Panga ... 2021)

Käesoleva bakalaureusetöö uurimiseesmärgiks on OECD riikide näitel välja selgitada, kuidas mõjutab majanduskasv naiste tööhõivemäära. Eesmärgi saavutamiseks on püstitatud järgmised uurimisküsimused:

- Millised on seosed naiste tööhõive ja majanduskasvu vahel varasemale teoreetilisele ja empiirilisele kirjandusele tuginedes?
- Millised on varasema kirjanduse alusel muud naiste tööhõivemäära mõjutegurid?

- Kuidas sõltub naiste osalus tööjõus valitud teguritest OECD riikide uuemate andmete näitel?
- Kuidas ja miks erinevad lõputöö autori analüüsi tulemused varasemates uurimustes saadud tulemustega?

Töös püstitatud ülesannete lahendamiseks kasutatakse kvantitatiivset meetodit. Lõputöös viiakse läbi regressioonanalüüs OECD riikide paneelandmete põhjal, mis pärinevad OECD ja Maailmapanga andmebaasidest ning vaadeldavaks perioodiks on valitud ajavahemik 2000–2020. Regressioonanalüüs tehakse vabavaras Gretl, kus ökonomeetrilise mudeli sõltuvaks tunnuseks on naiste tööhõive määr ning selgitavateks tunnusteks on SKP aastane protsentuaalne muutus ja muud varasemas kirjanduses välja toodud tegurid, mis naiste tööhõivet võiksid mõjutada.

Käesolev bakalaureusetöö jaguneb kolmeks peatükiks. Esimene peatükk on teoreetiline osa, mis tugineb olemasolevale ja kättesaadavale kirjandusele ja varasematest uuringutest saadud tulemustele ja järeldustele. Teoreetilise osa esimeses alapeatükis avatakse naiste tööhõive mõistet ja sellega kaasnevaid eripärasid. Teises alapeatükis vaadeldakse majanduskasvu ja naiste tööhõive vahelist seost, tuginedes teadlaste poolt avaldatud empiirilistele andmetele. Esimese osa viimane peatükk annab ülevaate muutustest majanduses, mis avaldasid mõju naiste osalusele tööturul seoses hiljutiste majanduskriisidega: 2008. aastal toimunud kriis ning 2020. aasta alguses koroonapandeemia põhjustatud kriis. Teises peatükis kirjeldatakse meetodikat ja lõputöös kasutatud andmeid. Kolmas ehk viimane peatükk sisaldab analüüsi jaoks koostatud ökonomeetriliste mudelite ja valemite kirjeldust ning nende põhjal välja toodud tulemusi ja tehtud järeldusi.

# **1. MAJANDUSKASV JA NAISTE TÖÖHÕIVE ERIPÄRAD**

## **1.1. Naiste tööhõive määr ja seda mõjutavad tegurid**

### **1.1.1. Ajaloolised muutused naiste majanduslikus aktiivsuses**

Ajalooliselt olid naiste õigused ja võimalused ning roll majanduses piiratud ja tihedalt seotud meeste ja naiste ebavõrdse kohtlemisega. Traditsioonilise mudeli kohaselt oli inimeste peamiseks eesmärgiks pere loomine ja laste saamine; mees oli sellise mudeli puhul perepea, kes käis tööl ja teenis raha, naine aga kasvas lapsi ning tegeles majapidamistöödega. (Barnett, Hyde 2001; Fortin 2005)

Aja jooksul on ühiskonnas kehtivad sotsiaalsed tavad palju muutunud, see omakorda on toonud kaasa muutusi ka suhtumises perestruktuuri ning naistesse kui tööjõusse. Ligi 50% naistest on ametlikult osa tööjõust, see on kolmandik kõigist töötajatest. (Tzannatos 1999) Viimastel aastakümnetel on tehtud olulisi ja märkimisväärseid edusamme soolise võrdõiguslikkuse suunas tööl ja ühiskonnas. Naistel on võimalus saada kõrgharidus, neil on liigipääs tööturule, õigus olla valitud parlamenti ning juhtida valitsust ja ettevõtteid. Vaatamata sellele ei pakuta naistele siiani vastavat tööd, töötasu ja töötingimusi - vähem kui 5% tegevjuhtidest on naised ning tõenäosus langeda diskrimineerimise ohvriks on naistel võrreldes meestega oluliselt suurem (International Labour Office 2016).

1995. aastal toimus Pekingis ÜRO (Ühinenud Rahvaste Organisatsiooni) neljas Ülemaailmne Naiste Konverents, kus osalenud delegaadid võtsid vastu Pekingi deklaratsiooni ja tegevusplatvormi. Pekingi deklaratsiooni tegevusplatvorm kujutab endast meetmete kava, mille peamiseks eesmärgiks on naiste täisväärtuslik osalemine ühiskonnaelus. Antud deklaratsiooniga andsid valitsused poliitilise lubaduse pühenduda võrdõiguslikkuse, arengu ja rahu saavutamisele naiste ja meeste vahel. 2015. aasta septembris võeti vastu ülemaailmne säästva arengu tegevuskava aastaks 2030, mille vastuvõtmisega andsid ÜRO liikmesriigid lubaduse täita tegevuskavas püstitatud 17 eesmärki, kus 5. eesmärk on saavutada sooline võrdõiguslikkus ning suurendada naiste ja tüdrukute mõjuvõimu. (International Labour Office 2016)

Keskmiselt on tööturul osalemise määr naiste hulgas vanuses 25–54 aastat tõusnud 55 protsendilt 1990. aastate alguses 66 protsendini 2008. aastal (Cippollone *et al.* 2014). Sooline tööhõivelõhe ehk erinevus tööhõivemäärades meeste ja naiste vahel on Euroopa Liidus vähenenud. Alates 1980. aastatest on sooline tööhõivelõhe vähenenud peaaegu poole võrra – 30 protsendilt 14 protsendini 2008. aastal, põhjuseks oli peamiselt naiste tööhõive määra tõus seoses meeste tööhõive määra langusega. (Pissarides *et al.* 2005) Enamikes OECD riikides tõusis naiste tööjõus osalemise määr 54 protsendilt 1980. aastal 71 protsendini aastaks 2010. Olenevalt piirkondadest ja riigi majanduslikust seisundist võivad statistilised näitajad varieeruda, kuid riikidevahelised erinevused on siiski suured: nii näiteks on tööhõive määr olnud püsivalt kõrge Taanis ja Islandil (80%), kuid madal Türgis (ligi 30%). (Thevenon 2013)

### **1.1.2. Naiste tööhõive eripärad**

Naiste tööhõive määra määratletakse kui naissoost tööjõu (töötavad ja töötud, kuid aktiivselt tööd otsivad) suhet naissoost elanikkonda. Tööga hõivatud naiste hulgas on need, kes töötavad palgatööl ning palgata peretöölised. (Tansel 2002) Olemasoleva kirjanduse kohaselt on toimunud mitmeid muutusi, mis on avaldanud mõju naiste üldisele käitumisele tööturul: muutused suhtumises töösse, demograafilised faktorid, hariduslikud valikud jne. Naiste osalus tööjõus sõltub nii perekonnasisestest ja traditsiooniliselt kujunenud kui ka majanduslikest faktoritest. Lisaks sotsiaalsed ja kultuurilised tegurid: naiste puhul peetakse tööturul aktiivsust määravateks teguriteks ka haridustaset, linnastumist, perekonnaseisu ja majandustsüklit. Tasseven *et al.* (2016) leidsid, et töötuse määral, sisemajanduse koguproduktil elaniku kohta ja sündimuskordajal on positiivne ja oluline efekt naiste tööhõivemääradele; viimasel neist on mõju suurim.

Erinevalt meestest, kelle kohustuste hulka kuulub tavaliselt ainult töö käimine, on naistel ka suurem vastutus tasustamata koduse töö ja nn. hooletöö osas. Palgata töö on tegevus, millega toodetakse kaupu või teenuseid majapidamistarbeks. Selleks on näiteks toidu valmistamine, koristamine ning laste ja eakate eest hoolitsemine, millest suurem osa on tehakse just naiste poolt. Selle tulemusel töötavad naised vähemalt kaks ja pool korda rohkem kui mehed: arenenud riikides veedavad naised tööl keskmiselt 6 tundi ja 45 minutit päevas ning arenevates riikides naiste tööpäev kestab keskmiselt 7 tundi ja 9 minutit. Arenenud riikides kulutavad naised umbes 4 tundi ja 20 minutit päevas tasustamata töö tegemiseks, samas kui mehed kulutavad ainult 2 tundi ja 16 minutit päevas. Arengumaades võtab naiste tasustamata töö 4 tundi ja 30 minutit, meeste aga 1 tund ja 20 minutit. (International Labour Office 2016)



Statistika ja läbiviidud küsitlused näitavad, et suurem osa naisi töötab mitteametlikel, ajutistel, osalise töökoormusega ja madalama palgaga töökohtadel. (International Labour Office 2016) Naistöötajate nõudluse kasv on põhjustatud kõigepealt üleminekuga tootmisest ja põllumajandusest teenindusse. Avalik sektor on eelistatum, kuna see võimaldab ühendada karjääri ja perekonda – hoolitseda kodu ja laste eest, töötades osalise tööajaga (mitte rohkem kui 30 tundi nädalas), mida täiskoormusega teha on raskem. Bettio ja Verashchagina (2009) tõid oma töös välja 2005. aastal Eurostati andmete põhjal koostatud naiste ametikohtade top 6, mille hulka kuulusid müüjad ja assistendid, koristajad ja pesunaised, hooldajad, kontoritöötajad, haldustöötajad, majapidamistöötajad ning teenindajad.

### **1.1.3. Perekonnaseis, haridustase ja laste olemasolu**

Tuginedes varasematele uuringutele, pole erinevus vallaliste ja abielus naiste tööhõive määrade vahel enam nii suur kui vanasti. Makromajanduslikud andmed näitavad, et naiste suurenenud tööturul osalemise määra üheks põhjuseks on tööhõives olevate meeste arvu vähenemine. Selleks, et selgitada naiste suurenenud arvu tööturul leibkondades, kus abikaasa on tööl, tuleb arvestada asjaoluga, et abiellumine ei toimu juhuslikult, kuna kõrgema hariduse ja sissetulekuga mehed abielluvad enamasti kõrgema haridustaseme ja sissetulekuga naistega; seda nähtust nimetatakse positiivseks assortatiivseks paaritumiseks ehk homogaamiaks. Kui positiivne assortatiivne paaritumiseefekt eksisteerib, siis paremini haritud naised, kellel on tööturul võimalusi rohkem, abielluvad meestega, kellel on suhteliselt kõrge sissetulek; madalama haridustasemega naised aga käituvad vastupidi ning abielluvad nende meestega, kelle haridustase ja sissetulekud on madalamad ning kelle tõenäosus töötuks jääda on kõrgem. Positiivne efekt avaldub ka siis, kui abikaasa on võimeline toetama töötut naist nii moraalselt kui ka materiaalselt. (Boca *et al.* 2000) Naiste tööhõivet mõjutavaid tegureid on uurinud teadlane Tansel (2002) ning tema poolt esitatud hüpotees kinnitas hariduse positiivset mõju naiste tööhõive määrale.

Oma töös leidis Tansel (2002), et abiellunud meeste tööhõive määr on kõrge ja lehestunud naiste tööhõive määr on madal. Abiellunud naiste tööhõive määr linnaaladel on suhteliselt madal (13%), kuid on kõrgem maal (41%). Madalamat tööhõive määra on täheldatud ka leskede seas nii naiste kui meeste suhtes. See on tingitud asjaolust, et suurem osa leskedest on eakad inimesed, kelle osalemine tööjõus on vanuse tõttu vähenenud. Lahutatud naiste tööhõive määr linnas on kõrge, kuna paljud neist toetavad perekonda ja lapsi üksinda.

Paljud teadlased kinnitasid, et töölt lahkumine on otseselt seotud laste sünnitamisega. Olulist rolli mängivad riigipoolsed toetused, rasedus- ja sünnituspuhkus ning lapsehoolduspuhkus (Jaumotte 2003). Majandusliku teooria kohaselt suurendab lapsehoolduspuhkus, eriti tasustatud, emade töönaosust tööle tagasipöördumiseks. Vlasblom ja Schippers (2004) leidsid, et mida rohkem on lapsi, seda kauem viibib naine lapsehoolduspuhkusel. Tööle naasmine on keerulisem ka siis, kui peres on rohkem, kui üks laps; olukord sõltub mitte ainult lapse arvust, vaid ka nende vanusest. Kui üks lastest on teisest vanem, saavad mõlemad vanemad tööle tagasi pöörduda, kuna noorem laps jääb vanema lapse kontrolli ja vastutuse alla. Teiselt poolt aga, mida suurem on vahe laste vanuses, seda pikem on periood, mille jooksul esimene laps piisavalt iseseisvaks saab. (Hegewisch, Gornick 2011)

Rasedus- ja sünnituspuhkus jaguneb kaheks: üheks, mil naine saab puhkuse ajal palka ning teiseks, mil kasutatakse tasustatud haiguspuhkust, tavapuhkust või muud hüvitist ehk teisisõnu naine rahastab end iseseisvalt kas töölt lahkumise või palgata puhkuse kasutamise tõttu. (Boushey 2008). 2008. aasta statistika järgi oli naisi, kes ei võtnud raseduspuhkust, väga vähe – 1,8% töötavatest ja 1,9% töötutest. Töötavatest emadest 58,3% on rahastanud end iseseisvalt, samas kui 47,6% on saanud rahalist toetust sünnitusjärgsel perioodil. Boushey (2008) kinnitas ka seda, et tööle tagasimineku ja haridustaseme vahel on tugev seos. Kuna madalama haridustasemega naised kalduvad töötama valdkondades, kus ei vajata kõrgemat haridustaset, ei saa sellest tulenevalt tööandjalt piisavat sünnitushüvitist või ei motiveeri ega stimuleeri makstav tasu neid tööd jätkama.

## **1.2. Majanduskasvu ja tööhõive vaheline seos**

Majanduskasvu ja tööhõive vaheline seos on üks enim vaieldud teema nii erialakirjanduse kui ka Euroopa riikide strateegiate kohaselt. See on nii seetõttu, et enamikes Euroopa riikides on peamiseks probleemiks pidev töökohtade puudujääk ning see, et tööhõive kasv ei ole piisav ega toimu majanduskasvuga samas tempos. (Herman 2011)

Huvi majanduskasvu ja naiste tööhõive vahelise seose vastu on viimasel ajal oluliselt tõusnud. Naiste osalemine tööturul varieerub riikide lõikes, kajastades erinevusi majanduses, sotsiaalsetes normides, haridustasemetes, sündivusindeksites ning liigipääsus lastehoiule ja teistele toetavatele teenustele. Mõju tööhõivemääradele avaldavad erinevad tegurid, sealhulgas riigipõhised keskkonnategurid ja majanduspoliitika, majanduslikud nihked ning muutused ettevõtluses. (Verick

2018) Majanduskasv ja majandusareng on tööjõudu oluliselt mõjutavad tegurid. Naiste tööjõus osalemise kasv viitab nii naiste majandusliku kui ka sotsiaalse elu paranemisele; mida kõrgem on naiste tööhõive, seda suurem on tööjõu pakkumine. (Tasseven *et al.* 2016)

Naiste soovil osaleda tööturul on erinevad põhjused ja mõjutajad: haridustase, oodatav eluiga, sündivuskordaja ja töötuse määr. Valmisolek töötada võib sõltuda ka poliitikast, mis võimaldab ühendada töö ja pereelu. Protsessi kergendavad meetmed on näiteks juurdepääs lapsehoiule, pikem rasedus- ja hoolduspuhkus, alaealiste hooldusega seotud teenused ning suurem pandlikkus töös. Teiseks on naiste tööhõivemäär seotud struktuurimuutustega. Nihked põllumajandusest tööstusse toovab tavaliselt kaasa naiste tööhõive määra vähenemise, kuid üleminekuga tööstuspõhisest majandusest teenustele orienteeritud majanduse suunas tööhõive suureneb. Kolmandaks on naiste tööjõus osalusmääral tugev seos majandustsükliga. Kriisist põhjustatud majanduslanguse ajal püsis tööjõus osalemise määr suhteliselt stabiilsena enamikes Euroopa riikides. (Altuzarra *et al.* 2019)

Majanduskasvu ja naiste tööhõive määra vahelist seost on varasemates töödes palju vaadeldud, kuid ühine arvamus puudub endiselt. Osa teadlastest keskendusid soolisele ebavõrdsusele hariduses ja tööhõives ning nende mõjule tööhõive määra kasvule, osa aga vaatlesid majanduskasvu mõju naiste tööturul osalemisele. Empiirilised uuringud näitavad, et naiste tööjõus osalemine kipub langema majanduskasvu algfaasis, kuid saavutades teatud toodangutaseme elaniku kohta ilmneb positiivne mõju ning naiste aktiivsus järk-järgult taastub. (Lechman, Kaur 2015) Antud tasemel naiste haritus paraneb, sündimus langeb, sissetulek suureneb ning naised naasevad tööturule.

Üheks esile kerkinud hüpoteesiks on U-kujuline pikaajaline seos tööhõive ja kasvu vahel, kus viimast võrreldatakse kui SKP-d elaniku kohta. (Gaddis, Klasen 2014; Klasen 2019) Hüpoteesi kohaselt on naiste tööhõive määr kõrgem arengumaades, kuid madalam arenenud riikides. Majanduskasvu algfaasis, mil riigi sissetulekutase on madal ja peamine tuluallikas on põllumajandus, on naiste tööhõive kõrge. Paljud neist töötavad farmides või pereettevõtetes ning ühendavad töö ja laste kasvatamise. Naiste töövõimalused vähenevad, kui ühiskond areneb ja liigub tööstuse poole. Peretoodangu tarbimine väheneb ja suurem osa tarbitavatest kaupadest on saadud väljaspool kodu. Naistöötajate arv väheneb ka seoses tehnoloogia arenguga, mis vajab kõrgema haridustasemega ja masinate kasutamise oskustega töötajaid ehk mehi. (Altuzarra *et al.* 2019)

Hüpoteesi testimist kirjeldas oma töös Greulich (2009). Uuringu läbiviimiseks kasutas ta paneelandmeid 184 riigi kohta ajavahemikus 1965–2004. Saadud tulemused näitasid, et U-kõverast vasakul pool asuvates riikides (Slovakkia, Ungari või Poola) oli naiste tööhõive määr kõrge (ligi 50%), kuid SKP elaniku kohta oli alla 200 USA dollari. Kõverast paremal pool asuvates riikides olid naiste tööhõive määr ja SKP elaniku kohta kõrged, vastavalt 42% ja üle 200 USA dollari. Riigid kõrge sisemajanduse kogutoodangu ja samal ajal madala naiste tööhõive määraga olid eelkõige islamimaailma naftariigid nagu Araabia Ühendemiraadid, Saudi Araabia, Katar ja Kuveit, kus peamine tegevus on suunatud ekspordile.

### **1.3. Tööhõive varasemate kriiside ajal**

#### **1.3.1. 2007. aasta majanduskriis**

2007. aasta sügisel Ameerika Ühendriikide finantssektorist alguse saanud majanduskriis levis üle maailma kiiresti, mõjutades peaaegu kõiki sektoreid ja põhjustades massilist tööpudust nii USAs kui Euroopas. Majanduslangusele järgnesid tööhõive langus ja töötuse kasv enamikes riikides. (Tridico 2013) Kriisi saab jagada kolmeks etapiks: esimene faas ehk majanduslangus ise (sealhulgas sisemajanduse kogutoodangu (SKP) langus); teist faasi iseloomustab SKP taastumine ning kolmandat faasi nimetatakse kasinuspoliitikaks, teisisõnu eelarve konsolideerimisele suunatud poliitikaks. Esimeses etapis oli naiste töötamine vähem mõjutatud, kui meeste oma. Teises faasis läks meeste tööhõive määra taastumine kiiremini. Viimase etapi mõju naiste tööhõivele oli kõige suurem, kuna kriisi tõttu enim kannatanud valdkonnad olid suure naistöötajate osakaaluga (tervishoid, teenindus ja haridus). (Periver 2014)

Kõige rohkem on finantsolukorra ja tööpuuduse tõttu kannatanud Põhja-, Lõuna- ja Lääne-Euroopa ning Põhja-Ameerika riigid. Saavutades 2010. aastal tööpuuduse haripukti, saavutasid Põhja-Ameerika riigid kriisieelse taseme kiiremini, kui Euroopa riigid, kus majanduse taastumine kriisijärgsel perioodil rohkem aega vajas. Algsfaasi tunnistajaks aastatel 2007–2010 oli vähenenud töötuse sooline lõhe. Põhja-Ameerikas on naiste töötuse määr jäänud meeste töötuse määra allapoole, kuigi vahe on viimastel aastatel kiiresti vähenenud. Põhja-, Lõuna- ja Lääne-Euroopas on töötuse määr naiste seas kasvanud vähem, kui meestel. Sellel on kaks põhjust. Esiteks tabas kriis domineeriva meestöötajate osaga valdkondi nagu ehitus (Iirimaa, Hispaanias ja Ameerika Ühendriikides), mille tulemuseks oli meeste töötuse määra kiire kasv ning vähenenud

sooline lõhe. Teiseks põhjuseks on varem mitteaktiivsete abiellunud naiste arvu suurenemine, kes naasesid tööle, et kompenseerida perekonna sissetuleku kaotust abikaasade töötuse tõttu. Kriisi teisel etapil vastuvõetud kärpekava põhjustas avaliku sektori töökohtade vähenemist, mõjutades naisi rohkem kui mehi. (International Labour Office 2016)

Signorelli *et al.* (2012) kinnitasid, et finantskriis põhjustab naiste tööhõive määra vähenemist. Teadlased leidsid, et kriisi mõju tööhõivele oli negatiivne nii arenenud kui ka teistes OECD riikides, kuigi 2010. aastal oli olukord halvim. Tuginedes saadud tulemustele, kasvas töötuse määr Euroopa riikides 2010. aasta märtsis 9,6 protsendini, võrreldes 7,1 protsendiga 2008. aasta septembris. Kõige väiksem töötuse kasv oli Saksamaal, Belgias ja Itaalias, kõrgeim tõus oli Lätis, Eestis, Hispaanias ja Iirimaa. Naiste töötuse määr kasvas 7,5 protsendilt 2008. aasta septembris 9,4 protsendini 2010. aastal märtsis ja 9,7 protsendini 2011. aasta augustis; töötuse määr meeste hulgas kasvas kriisi esimese perioodi jooksul rohkem, kui naistel (6,8 protsendilt 9,8 protsendini), kuigi langes 9,3 protsendini 2011. aastal augustis.

### **1.3.2. 2020. aasta majanduskriis**

2020. aasta läks maailma ajalukku kui koroona-aasta, mis tõi kaasa nii ülemaailmse tervise hädaolukorra kui ka majanduslanguse. Koroonaviiruse levikuga muutusid inimeste igapäevased, majanduslikud, sotsiaalsed, perekondlikud ja kultuuritegevused riskantsemaks. 2020. aasta alguses kehtestatud piirangud ja sotsiaalse distantseerimise meetmed avaldasid mõju nii riigi kui ka üksikisikute tasandil. Pandemia majanduslik mõju varieerus riikide, valdkondade ja sugude vahel.

Haiguse leviku ja haigestumise tõkestamiseks pidid inimesed täitma riikide poolt vastuvõetud meetmeid ja piiranguid: teistest inimestest kahemeetrise distantsi hoidmine, maskide kandmine, käte desinfitseerimine ning haigestumise korral karantiini jäämine. Kõrge riskitasemega olid klassifitseeritud turismitööstus, majutus- ja toitlustussektor ning jaemüük; eelkõige mõjutas see just naisi, kelle osakaal nendes valdkondades on võrreldes meestega palju suurem. Naiste tööhõive määra languse ning töötuse määra kasvu peamiseks põhjuseks oli teenindussektori reaktsioon kehtivatele meetmetele; reisimisega seotud piirangud, söögikohtade ja ning kaupluste sulgemine tõi kaasa töökohtade arvu vähenemise. (Güner *et al.* 2020)

Kui 2008. aastal toimunud majanduslanguse tõttu kannatasid rohkem mehed, siis 2020. aastal kannatasid selle tõttu rohkem naised. (Carli 2020) Ülemaailmselt langes naiste tööhõive määr 2019. aastast 2020. aastani 4,2 protsenti, see põhjustas töökohtade kaotust 54 miljoni võrra, kuigi meeste seas olid tööhõive määra vähenemine ja töökohtade kadu vastavalt 3 protsenti ja 60 miljonit kaotatud töökohta. Euroopas ja Kesk-Aasias oli töökohtade vähenemine naiste seas 2,5 protsenti ning meestel 1,6 protsenti. (International Labour Office 2021) Töötuse määr naiste seas tõusis 6,9 protsendilt aprillis 7,9 protsendini septembris, samas meestel olid vastavad muutused 6,5 protsendilt 7,1 protsendini. Kuigi tööhõive langus oli meestel ja naistel 2020. aasta teises kvartalis suhteliselt identne (2,4 protsenti), oli naistel rohkem raskusi tööturule naasmisega suvel toimunud haiguse osalise leevenduse ajal; aasta teise ja kolmanda kvartali vahel tõusis meeste tööhõive 1,4 protsenti, kuid naistel vaid 0,8 protsenti. Võrreldes 2008. aasta kriisiga, toimus kõige suurem töökohtade vähenemine teenindussektoris, kus nakatumise ja nakkuse edasikandmise tõenäosus oli kõrgem kui teistes sektorites. Piirangute ajal digiteenuse järele suurenenud nõudlus valdkondades nagu info- ja kommunitasioonitehnoloogia, finantsid ja kindlustus põhjustas tööhõive määra kasvu peamiselt meeste seas. (Carli 2020)

Teiseks töötuse määra languse põhjuseks oli koroonaviiruse vastu võitlemiseks lapsehoiuasutuste sulgemine ning koolide üleminek distantsõppele (Petts *et al.* 2020). See põhjustas perekondlikele kohustustele kuuluva aja kasvu: Euroopa Liidu aruannete järgi keskmiselt kulutasid naised 62 tundi nädalas laste eest hoolitsemisele ja 23 tundi nädalas majapidamistöodele. Lastega kodus olles veetsid vanemad rohkem aega laste eest hoolitsemisele kui töötamisele. Alon *et al.* (2020) väitsid, et lastega tegelemisele kuluva aja kasvuga tekkinud mõju oli naiste tööhõive määrale suurem, kui meeste puhul. Paaride puhul, kus mõlemad vanemad laste kasvatamises osalevad, kulutasid naised enne kriisi lastega tegelemisele rohkem aega kui mehed, isegi kui mõlemad vanemad töötasid täiskoormusega; seoses kriisi ajal toimunud muutustega suurenes vanemlike kohustuste lõhe meeste ja naiste vahel veelgi. Võimalus ühendada tööd pereeluga sõltub töötajate tegevusalast: nende jaoks, kes said kaugtööd teha, oli töökohustusi ja laste kasvatamist lihtsam ühendada, kuid oli naisi, kes kinnitasid, et väikeste lastega kodus töötamine oli raske. (Petts *et al.* 2020)

Kolmas teaduslik leid näitas, et haiguse leviku aeglustumise ajal, mis toimus 2020. aastal maist septembrini, ei taastunud töökohtade kaotusega seotud vahe meeste ja naiste seas algse olukorrani. Need, kes kannatasid esialgsete piirangute tõttu rohkem – naised, tööealised noored, linnatöölised, eakad ning madalama haridustasemega inimesed - taastusid teiste kolleegidega võrreldes kas aeglasemalt või ei taastunud piisavalt selleks, et kahjumiga seotuid esialgseid erinevusi muuta; töö

kaotanud naised kas otsustasid tööturult tagasipöördumatult lahkuda või kippusid osalise koormusega töökohti valima (Alon *et al.* 2020). Pärast maist juunini toimunud langust 71 protsendini, kasvas tööhõive määr kahe kuu jooksul augustist septembrini ainult 83 protsendini; mehed said tagasi 49 protsenti töökohtadest, samas kui naised ainult 30 protsenti. (World Bank Group 2021)

## 2. ANDMED JA METOODIKA

Antud peatükis antakse ülevaade andmetest, mida kasutab autor töö sissejuhatuses püstitatud eesmärgi täitmiseks ning uurimisprobleemide lahendamiseks. Tuginedes varasematele empiirilistele uuringutele, põhjendatakse kasutatud muutujate sisu, selgitatakse valitud meetodeid ja teste, mille abil kavatakse soovitud tulemusteni jõuda. Peatüki lõpus esitatakse andmete põhjal koostatud kirjeldav statistika.

### 2.1. Kasutatud andmed

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärk on uurida majanduskasvu mõju naiste tööjõus osalemisele OECD riikide näitel. Eelmises ehk esimeses peatükis käsitletud teoreetilised uurimused ja empiirilised uuringud on analüüsinud majanduskasvu ja tööhõive vahelist seost ning teisi võimalikke naiste tööhõivet mõjutavaid eripärasid. Töö teises peatükis tutvustatakse käesolevas lõputöös kasutatavaid näitajaid ning tuuakse välja nende eeldatav seos naiste tööhõive määraga uuemate andmete näitel. Eesmärgi ning uurimisprobleemide lahendamiseks kasutatakse OECD ning Maailmapanga andmebaasidest pärinevaid paneelandmeid, mille põhjal on koostatud ökonomeetriline mudel.

Mitmed teadlased viitasid oma töödes U-kujulisele pikajalisele suhtele naiste tööjõus osalemise määra ja majandusarengu vahel. U-kujulise hüpoteesi kohaselt majanduskasvu ja naiste tööhõive määra vaheline seos viitab asjaolule, et rohkem naisi osaleb tööturul kriisi algfaasides, kuid majanduse taastumisega naistöötajate arv väheneb. (Tansel 2001) Tuginedes käsitletud kirjandusele ning püstitatud eesmärgile, on ökonomeetrilise mudeli sõltuvaks tunnuseks valitud naiste tööjõus osalemise määr, mõõdetuna protsentides, mis näitab kui suur osa naisi kogu tööealise elanikkonnast on majanduslikult aktiivne, sealhulgas tööga hõivatud või töötu, kuid otsivad tööd naised. Taolist sõltuvat muutujat on oma töödes rakendanud ka Jaumotte (2003), Altuzarra *et al.* (2019), Tasseven *et al.* (2016) ja teised. Tööhõive määra saamiseks antud juhul valiti naisi vanuses 15–64 eluaastat ning andmed näitaja kohta pärinevad OECD andmebaasist.



Lähtuvalt U-kujulisest hüpoteesist kasutatakse riigi majanduskasvu mõõtmiseks sissemajanduse koguprodukti (SKP) *per capita*; mida suurem on SKP elaniku kohta, seda parem on riigis elavate inimeste heaolu. Käesolevas töös kasutab autor sõltumatu muutujana SKP *per capita* aastase kasvu, mõõdetuna protsentides. Näitaja leidmiseks kasutatakse Maailmapanga andmebaasi, kus OECD liikmesriigid olid eelnevalt käsitsi leitud ning mudelisse lisatud.

Järgmise varasemalt kasutatud sõltumatu muutujana on summaarne sündimuskordaja. See näitab keskmist elussündinud laste arvu ühe naise kohta fertiilse ea jooksul mingil perioodil valitud riigi territooriumil (Verme 2015); tavaliselt võetakse naiste viljakat vanust 15–49 eluaastat (Bloom *et al.* 2009). Eelnevad läbiviidud uuringud kinnitasid, et naiste tööhõive määra ja sündimuskordaja vahel on negatiivne seos, kuna naiste tööhõive määra kasv viitab sündimuse kahanemisele (Altuzarra *et al.* 2019). Andmed summarse sündimuskordaja kohta on leitud Maailmapanga andmebaasist.

Lisaks sünnituskordajale mudelis kasutatakse ka rasedus- ja sünnituspuhkuse perioodi, mis on autori hinnangul kasulik ja huvitav näitaja. Mõned läbiviidud küsitlused kinnitasid, et mida kauem viibib naine sünnituspuhkusel, seda on tal raskem tööle tagasi pöörduda. Andmed sünnituspuhkuse pikkusest on saadud OECD andmebaasist ning mõõdetud nädalates.

Majanduskasvuga tihedalt seotud teguriks on haridustase, millel on tugev positiivne seos naiste tööhõivega. Sellest kirjutasid Tansel (2001), Altuzarra *et al.* (2019), Jaumotte (2003), Vlasblom ja Schippers (2004) ja teised. Kõrge haridustase stimuleerib rohkem naisi osaleda tööjõus, mis suurendab naistöötajate arvu ning viitab majanduskasvule. Kõrge haridustasemega naiste osakaalu elanikkonnast kavatakse leida Maailmapanga andmebaasist.

Seos töötuse määra ja tööjõus osalemise määra vahel on mitmetähenduslik. Ühelt poolt töötuse määra kasv vähendab soovi siseneda tööturule. Teiselt aga meeste kasvanud töötus stimuleerib naiste tööjõus osalemist selleks, et kompenseerida saamata jäänud sissetulekud seoses meeste töötusega. (Jaumotte 2003) Lisaks naiste töötuse määrale kavatakse autor mudelisse lisada ka meeste tööhõive määra. Töös kasutatud andmed naiste töötuse määra ning meeste tööhõive määra kohta pärinevad OECD andmebaasist.

2022. aasta alguse seisuga Majanduskoostöö ja Arengu Organisatsioonis on 38 liikmesriiki. Kuna töö autor kavatakse analüüsi läbiviimiseks kasutada mõlemat nii OECD kui ka Maailmapanga

andmebaasi, andmete kättesaadavuse kohaselt on töös kasutatud andmed 38 OECD riigi kohta ning vaadeldavaks ajaperioodiks on valitud vahemik 2000–2020. Antud ajavahemik on autori hinnangul piisavalt suur selleks, et saada ülevaadet tööturul eksisteerivale olukorrale ning teha töösse kaasatud muutujate kohta järeldusi. Lisaks hõlmab valitud ajavahemik endas 2007. aastal toimunud majanduskriisi, mis aitab hinnata majanduses toimunud kriisijärgseid muutusi ning nende võimalik mõju naiste tööjõus osalemisele.

## 2.2. Uurimismeetodi ja mudeli kirjeldus

Selleks, et selgitada välja majanduskasvu mõju naiste tööhõive määrale, käesolevas bakalaureusetöös viiakse läbi regressioonanalüüsi, kasutades programmi Excel ning tarkvara Gretl. Tuginedes varasematele artiklitele, rakendatakse töö empiirilises osas kolm erinevat mudelit; need on harilik vähimruutude meetod (*Ordinary Least Squares*, OLS) ning fikseeritud (*Fixed effects*) ja juhuslike efektidega (*Random effects*) mudelid. Töös kasutatavad andmed on kvantitatiivsed ehk arvudega mõõdetud paneeländmed (*panel data*), mis on ristandmete (*cross-section data*) ja aegridade (*time-series data*) kombinatsioon ning need näitavad mitmete objektide tunnuseid erinevatel ajamomentidel või -perioodidel.

Paneeländmed võivad olla kas balansseeritud, kui igal objektil on sama arv vaatlusi, või balansseerimata ehk osadel objektidel vaatluse arv erineb või mingid näitajad puuduvad. Töös kasutatud andmed on balansseerimata paneeländmed. Paneeländmete kasutamisel on mitmeid eeliseid. Kuna paneeländmed on kombinatsioon kahest andmetüübist annavad nad rohkem informatsiooni, esineb suurem varieeruvus ja väiksem kollineaarsus. Omakorda annab see efektiivsemaid hinnanguid ning võimaldab koostada mudelit pikema ajaperioodi kohta. (Gujarati, Porter 2009)

Töö käigus tehakse erinevaid teste. Selleks, et valida, millist mudelit kasutada, kas fikseeritud või juhuslike efektidega, viiakse läbi Hausmani testi, mis põhineb nende mudelite hinnangute võrdlemisel (Gujarati, Porter 2009). Testi kohaselt nullhüpoteesiks on eeldus, et juhuslikud efektide hinnangud on mõjusad ning juhuslike efektidega mudeli veakomponendid ei ole regressotirega korrelatsioonis. Kui antud tingimus kehtib, siis võetakse vastu nullhüpoteesi. Vastasel juhul, kui nullhüpotees on ümber lükatud, kasutatakse fikseeritud efektidega mudelit.

Hausmani testi on oma töös kasutanud ka Tasseven *et al.* (2016), milles testi tulemused kinnitasid, et eelistatum on fikseeritud efektidega mudel.

Mudeli endogeenseks muutujaks on naiste tööhõive määr protsentides ning seletavateks tunnusteks SKP aastane protsentuaalne muutus, summaarne sündimuskordaja, rasedus- ja sünnituspuhkuse pikkus, kõrgharidusega naiste osakaal, naiste töötuse määr, meeste tööhõive määr. Analüüsitud mudel on järgmine:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{1t-1} + \beta_2 x_{2t-1} + \beta_3 x_{3t-1} + \beta_4 x_{4t-1} + \beta_5 x_{5t-1} + \beta_6 x_{6t-1} + u_t \quad (1)$$

kus

$Y$  – naiste tööhõive määr protsentides

$x_1$  – SKP aastane protsentuaalne muutus

$x_2$  – summaarne sündimuskordaja

$x_3$  – rasedus- ja sünnituspuhkuse pikkus nädalates

$x_4$  – kõrgharidusega naiste osakaal protsentides

$x_5$  – naiste töötuse määr protsentides

$x_6$  – meeste tööhõive määr protsentides

$\alpha$  – vabaliige

$u$  – jääkliige

$i$  – riigi number

$t$  – aeg aastates

Parameetrite hindamisel kasutatakse vähimruutude meetodit. Lisaks parameetrite hindamisele tuleb hinnata ka mudeli kirjeldusvõimet, mida iseloomustab determinatsioonikordaja  $R^2$ , esitatud protsentides. Regressioonikordaja  $\beta$  näitab sõltuva tunnuse muutuse suurust, kui argument muutub ühiku võrra. Mudeli ja parameetrite statistilise olulisuse kontrollimiseks kasutatakse Fisheri F-kriteeriumi, kus olulisuse nivoo  $\alpha$  on tavaliselt 0,05. Kui parameetri olulisuse tõenäosus  $p$  on suurem kui olulisuse nivoo  $\alpha$ , siis vastav tunnus ei ole statistiliselt oluline ning seda mudelist eemaldatakse. Kui aga  $p$  on väiksem kui 0,05, siis tunnus on statistiliselt oluline ning jääb mudelisse. Sama reegel kehtib ka mudeli statistilise olulisuse testimisel. (Paas 1995)

Lisaks eelpool mainitutele testitakse ka mudeli jääkliikmete normaaljaotuse, heteroskedastiivsuse, autokorrelatsiooni ning statsionaarsuse. Jääkliikmete normaaljaotuse testimiseks saab kasutada Doornik-Hanseni testi, mille nullhüpoteestiks on, et jääkliikmed alluvad normaaljaotusele. Heteroskedastiivsus tähendab, et jääkliikmete dispersioon ehk jaotus ei ole konstantne. Selle testimiseks kasutatakse kas White'i või Breusch-Pagan'i testi (juhusliku efektiga mudeli korral). White'i heteroskedastiivsuse testi nullhüpoteesiks on heteroskedastiivsuse puudumine. Durbin-Watsoni statistiku abil testitakse jääkliikmete autokorrelatsiooni. Autokorrelatsiooniks

nimetatakse perioodil  $t$  esineva aegrea väärtuse sõltuvust varasemate perioodide väärtustest. Durbin-Watsoni nullhüpoteesiks on, et positiivne autokorrelatsioon puudub; kui autokorrelatsioon puudub, siis lineaarne korrelatsioonikordaja võrdub nulliga ning DW väärtus on ligikaudu kaks. (Gujarati, Porter 2009) Paneelandmete statsionaarsuse testimisel tuleb lähtuda Levin-Lin-Chu testist, mille järgi objektide arv  $N$  on vahemikus 10–250 ja ajaperioodide arv  $T$  on vahemikus 25–250. Käesoleva töö puhul riikide arv on 38 ning ajaperioodide arv on 21, seega statsionaarsuse testimist pole vaja.

### **2.3. Kirjeldav statistika**

Analüüsi läbiviimiseks on antud bakalaureusetöösse kaasatud 38 OECD riigi andmed ajavahemikul 2000–2020. 2022. aasta seisuga liikmesriikide hulka kuuluvad Ameerika Ühendriigid, Austraalia, Austria, Belgia, Colombia, Costa Rica, Eesti, Hispaania, Iirimaa, Iisrael, Island, Itaalia, Jaapan, Kanada, Korea Vabariik, Kreeka, Leedu, Luksemburg, Läti, Madalmaad, Mehhiko, Norra, Poola, Portugal, Prantsusmaa, Rootsi, Saksamaa, Slovakkia, Sloveenia, Soome, Šveits, Taani, Tšehhi, Tšiili, Türgi, Ungari, Uus-Meremaa, Ühendkuningriik. Kokku on valimis vaatlusi 678 (välja arvatud puuduvad väärtused), kasutatavad andmed on toodud lisas 7. Töös kasutatavate andmete kirjeldav statistika on välja toodud allpool olevas tabelis 1, kust on leitav iga näitaja lühend, aritmeetiline keskmine, mediaan, variatsioonikordaja, miinimaalne ja maksimaalne väärtused.

Tabel 1. Kirjeldav statistika

Näitaja	Lühend	Aritmeetiline keskmine	Mediaan	Variatsiooni-kordaja	Miinumum	Maksimum
Naiste tööhõive määr (%)	LFPR_F	64,817	66,455	0,160	25,198	84,011
SKP aastane muutus (%)	GDPG	2,286	2,484	1,496	-14,839	25,176
Summaarne sündimuskordaja	FERT	1,689	1,650	0,220	0,918	3,110
Rasedus- ja sünnituspuhkuse pikkus (nädalad)	LML	18,508	16,000	0,467	4,300	52,000
Kõrgharidusega naiste osakaal (%)	EDUC_F	31,130	32,061	0,384	6,741	66,451
Naiste töötuse määr (%)	UNEMP_F	8,219	7,077	0,567	2,172	31,556
Meeste tööhõive määr (%)	LFPR_M	79,650	79,256	0,055	67,062	90,624

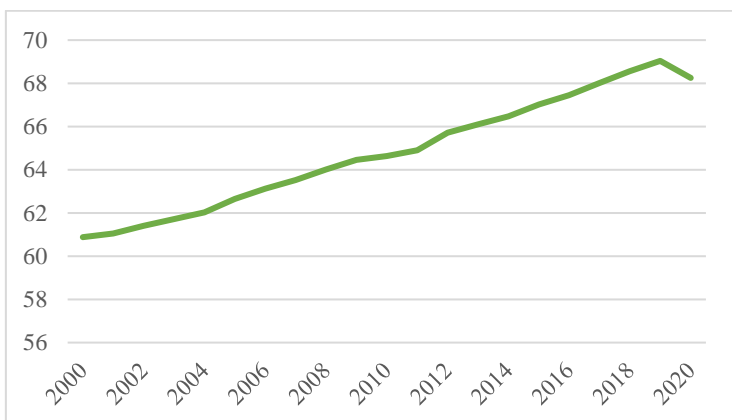
Allikas: Autori arvutused kasutatud allikate loetelus toodud andmete põhjal

Kirjeldavast statistikast lähtub, et naiste tööhõive määr kõigub vahemikus 25,198 kuni 84,011. Miinumumväärtus pärineb Türgist aastast 2004 ning maksimumväärtus Islandist aastast 2016. OECD riikide keskmine naiste tööhõive määr on vahemikus 2000–2020 olnud 64,817, mis näitab, et rohkem naisi on tööga hõivatud, kuid meeste osakaal tööjõuturul on ikkagi suurem. Keskmine meeste tööhõive määr on valitud ajaperioodi jooksul olnud 79,65 ning muutja varieerub vahemikus 67,062 kuni 90,624. Miinumumväärtus pärineb Ungarist aastast 2002 ning maksimumväärtus Islandist aastast 2016.

Märkimisväärne väärtuste hajumine on SKP aastase kasvu ja naiste töötuse määra osakaalu puhul. Seda näitavad muutujate variatsioonikordajad, vastavalt 1,496 ja 0,567. SKP keskmine aastane kasv on 2,286. Miinimaalne väärtus (-14,839) pärineb Leedust aastast 2009 ning maksimaalne väärtus (25,176) Iirimalt aastast 2015. Madalam naiste töötuse määr (2,17) pärineb Luksemburgist aastast 2001 ning kõrgem väärtus (31,56) Kreekast aastast 2013.

Lisaks kirjeldavast statistikast saadud tulemustele on autori poolt koostatud alloleval joonisel (vt Joonis 1) on kajastatud naiste tööhõive määra graafiline muutus. Tulemuste saamiseks leiti keskmine naiste tööhõive määr iga aasta kohta Excelis oleva AVERAGEIF funktsiooniga (toodud lisas 7). Joonise järgi on näha, et aastast 2000 on naiste tööhõive määr pidevalt kasvanud, kuid

aastast 2019 toimus tööhõive määra langus, mille põhjuseks võib olla 2019. aastal alguse saanud koroonaviiruse levikuga põhjustatud majanduskriis, mille tulemusel paljud naised kaotasid tööd.



Joonis 1. Keskmine naiste tööhõive määr aastatel 2000–2020  
Allikas: Autori koostatud OECD andmebaasi põhjal

Järgmisel joonisel (vt Joonis 2) oleva graafiku järgi on näha, et ajavahemikul 2000–2020 esimene märkimisväärne SKP langus toimus 2007. aastal oleva majanduskriisi järgsetel aastatel, mis mõjutas enamuse regioone; SKP aastane protsentuaalne väärtus kukkus 4,83 protsendipunktist –4,2 protsendipunktini. Teine järsk langus toimus 2019. aastal, mille põhjuseks on viiruse levikuga põhjustatud ülemaailmne majanduskriis. Graafik on koostatud Excelis oleva AVERAGEIF funktsiooni abil, millega leiti SKP keskmise väärtuse iga aasta kohta (toodud lisas 7).



Joonis 2. Keskmine SKP aastane kasv aastatel 2000–2020  
Allikas: Autori koostatud Maailmapanga andmebaasi põhjal

### 3. EMPIIRILISE ANALÜÜSI TULEMUSED JA JÄRELDUSED

#### 3.1. Empiirilise analüüsi tulemused

Käesolevas lõputöös viiakse esmalt läbi korrelatsioonanalüüs ning analüüsis saadud korrelatsioonimaatriks on toodud tabelis 2. Korrelatsioonianalüüsi eesmärgiks on hinnata muutujate omavahelist seost. Korrelatsioonikordaja absoluutväärtus näitab lineaarse seose tugevust ning märk näitab seose suunda: kas positiivne (+) või negatiivne (-). Positiivse märgi korral ühe muutuja suurenemine toob kaasa teise muutuja suurenemise ning seos negatiivse märgi korral on vastupidine. Paljudes varasemates töodes lähtutakse sellest, et kui korrelatsioonikordaja väärtus on suurem kui 0,8, siis võib andmete hulgas esineda multikollineaarsus ehk tunnused on omavahel tugevas korrelatsioonis (ei ole sõltumatud). Antud töös kõikide korrelatsioonikordajate absoluutväärtused on alla 0,8, siis saab väita, et multikollineaarsusega pole vaja arvestada. Kriitiline korrelatsioonikordaja on 0,075.

Tabel 2. Korrelatsioonimaatriks

Muutuja	LFPR_F	GDPG	FERT	LML	UNEMP_F	LFPR_M	EDUC_F
LFPR_F	1	-0,120	-0,124	-0,030	-0,270	0,415	0,645
GDPG	-	1	0,056	-0,020	-0,103	-0,059	-0,055
FERT	-	-	1	-0,033	-0,208	0,163	0,162
LML	-	-	-	1	0,210	-0,109	0,023
UNEMP_F	-	-	-	-	1	-0,377	-0,258
LFPR_M	-	-	-	-	-	1	0,226
EDUC_F	-	-	-	-	-	-	1

Allikas: Autori arvutused kasutatud allikate loetelus toodud andmete põhjal

Korrelatsioonimaatriksi põhjal selgus, et naiste tööhõive määra ja SKP aastase kasvu vahel on negatiivne seos, mis tähendab, et kui naiste tööhõive määra suurenedes väheneb SKP kasv. Nõrk negatiivne seos on majanduse kasvu, summaarse sündimuskordaja, rasedus- ja sünnituspuhkuse pikkuse ning naiste töötuse määra vahel, mis on suhteliselt loogiline, kuna sündimuse ja töötuse kasvuga naiste tööjõus osalemine väheneb ning majanduse kasvuga naiste soov osaleda tööjõuturul väheneb. Korrelatsioonimaatriks näitas tugevamaid seoseid naiste tööhõive ja meeste tööhõive vahel ning naiste tööhõive ja kõrghariduse olemasolu vahel (positiivsed seosed).

Empiirilise analüüsi alustuseks vaatas autor esmalt andmeid üle, kuna andmete kättesaadavuse kohaselt selgus, et tegemist on balansseerimata paneelandmetega. Balanssi saamiseks olid kõik

töös kasutatavad andmed eelnevalt korralikult üle vaadatud ning osad lahtrid täideti leitud aritmeetilise keskmise abil. Seal, kus aritmeetilist keskmist ei olnud võimalik ära arvutada, jäeti lahter tühjaks. Puuduvate andmete tõttu võttis Gretl automaatselt puuduvate andmetega riigi mudelist välja, mille tõttu mudelisse kaasatud riikide arv oli 37 ehk ühe võrra väiksem ning vaatluste arv oli 678. Enamik infosid puudus näitajal EDUC\_F ehk kõrgharidusega naiste osakaalu kohta, mille tõttu võiksid mudelist välja jätta näiteks Austria aastatel 2000–2003, Tšilli aastatel 2000–2008 ja 2018–2020, Colombia aastatel 2000–2014 ning Uus-Meremaa aastatel 2000–2013.

Regressioonanalüüsis esimesena viiakse läbi ühendatud mudeli hindamine, kasutades vähimruutude meetodit (OLS). Peale mudeli hindamist viisi läbi mudeli spetsifikatsioonivigade testi ehk RESET testi, kus nullhüpoteesi vastuvõtmine tähendab, et mudeli kuju on õige. Olulisuse nivool 0,05 võeti vastu sisukas hüpotees ( $p=3,39 \times 10^{-45} < 0,05$ ) ehk mudeli kuju pole õige. Olulisuse nivool 0,05 statistiliselt olulised tunnused on SKP aastane kasv, summaarne sündimuskordaja, naiste töötuse määr, meeste töötuse määr ja kõrgharidusega naiste osakaal. Mitteiluliseks osutusid mudelis konstant ning rasedus- ja sünnituspuhkuse pikkus; peale konstandi kõige suurem p-väärtus oli muutujal rasedus- ja sünnituspuhkuse pikkus ( $p=0,745$ ). Lisaks sellele selgus, et majanduskasv mõjutab naiste tööhõivet negatiivselt. Mudeli determinatsioonikordaja (*R-squared*), mis iseloomustab mudeli kirjeldusvõimet, oli 0,574 ehk mudel seletab naiste tööhõive määra muutumisest 57,4% ulatuses. Mudeli p-väärtus oli  $1,1 \times 10^{-120}$ , seega olulisuse nivool 0,05 mudel on statistiliselt oluline. Jääkliikmete normaaljaotuse testimiseks kasutati Doornik-Haanseni testi, mille tulemusel selgus, et jääkliikmed ei allu normaajaotusele ( $p=2,106 \times 10^{-34} < 0,05$ ) ning tuleb vastu võtta sisuka hüpoteesi. Antud tulemus ei tekita probleeme, kuna tegemist on suure valimiga ( $n > 100$ ) ning testimisel saadud tulemused on õiged.

Järgnevalt viidi läbi fikseeritud efektiga mudelite hindamine, kus esimesena viidi läbi tavaline fikseeritud efektiga mudeli hindamine. Võrreldes eelmise mudeliga antud mudeli korral selgus, et olulisuse nivool 0,05 osutusid statistiliselt oluliseks summaarne sündimuskordaja, naiste töötuse määr, meeste tööhõive määr ning kõrgharidusega naiste osakaal. Mudeli determinatsioonikordaja oli 0,977. Fikseeritud efektiga mudeli korral viiakse läbi kaks testi: kitsenduste F-test regressorite olulisuse testimiseks ning kitsenduste F-test vabaliikmete olulisuse testimiseks; testid kasutatakse fikseeritud efektiga mudel ja ühendatud mudel võrdlemiseks. F-test regressorite olulisuse testimine näitas, et vähemalt üks regressor on statistiliselt oluline, mida kinnitab teststatistiku vastav olulisuse tõenäosus  $8,88 \times 10^{-171}$ , mis on väiksem kui 0,05. Fikseeritud efektiga mudeli ja ühendatud mudeli võrdlemiseks kasutatud F-testi olulisuse tõenäosus p-väärtus oli  $0 < 0,05$ .



Järelikult tuleb vastu võtta sisukas hüpotees: vabaliikmed on erinevad ning fikseeritud efektiga mudel on parem kui ühendatud mudel. Grupiviisilise heteroskedastiivsuse testimiseks kasutati Waldi testi ning autokorrelatsiooni testimiseks kasutati Durbin-Watsoni testi. Nii Waldi testi ( $p=0 < 0,05$ ) kui ka Durbin-Watsoni testi ( $DW=0,2 < 2$ ) korral võeti vastu sisukas hüpotees ehk esinesid mõlemad heteroskedastiivsus ning jääkliikmete autokorrelatsioon. Arvestades sellega, viidi uuesti läbi fikseeritud efektiga mudeli hindamine, kuid seekord kasutati ka kohandatud standardvigu (*robust standard errors*). Võrreldes eelmise läbi viidud mudeliga muutusid tunnuste standardhälbed; kohandatud standardvead suurenesid, kuna need arvestavad võimalikku heteroskedastiivsust. Ebaoluliseks nivool 0,05 muutus summaarne sündimuskordaja, muutujate parameetrid jäid samaks.

Neljandaks viidi läbi juhusliku efektiga mudeli hindamine, mis tähendab, et objektid ei ole ainulaadsed. Antud mudeli korral statistiliselt olulisteks nivool 0,05 osutusid summaarne sündimuskordaja, naiste töötuse määr, meeste töajõus osalemise määr ning kõrgharidusega naiste osakaal. Mudeli üldine determinatsioonikordaja oli 0,503 ehk mudeli kirjeldusvõime muutus kehvemaks. Fikseeritud ja juhusliku efektiga mudeli hinnangute võrdlemisel võrreldakse efektiivsust ning mõjusust, mis on vajalik selleks, et otsustada, millist mudelit kasutada. Programmis Gretl automaatselt viiakse läbi kolm testi, need on: Waldi test regressorite statistilise olulise testimiseks, Breusch-Pagani test ühendatud (OLS) ja juhusliku efektiga (RE) mudelite võrdlemiseks, Hausmani test fikseeritud (FE) ja juhusliku efektiga mudeli võrdlemise jaoks. Waldi testiga saadud p-väärtus ( $p=0$ ) näitas, et nullhüpotees on ümber lükatud ( $p < \alpha$ ) ning regressorid on statistiliselt olulised. Breusch-Pagani testis saadud olulisuse tõenäosus oli  $p=0$ . Nullhüpotees oli ümber lükatud ehk juhuslike efektidega mudel on parem kui ühendatud mudel. Lisaks sellele viidi läbi Hausmani test, mille korral oli olulisuse tõenäosus 0,024, seega võeti vastu sisukas hüpotees, mis viitas asjaolule, et tuleb kasutada just fikseeritud efektidega mudelit.

Eelmise mudeli hindamise jooksul selgus, et tuleb valida fikseeritud efektidega mudel, kuid kuna töös vaadeldud ajavahemikku 2000–2020 jäi nii majanduslangus kui ka -tõus, siis otsustati mudelisse lisada ka ajaefekti tähistavad vastavad fiktiivsed tunnused. Selleks viidi läbi kahe-suunalise FE mudeli hindamine. Waldi testis saadud p-väärtus  $3,249 \times 10^{-33}$  viitas sellele, et tuleb vastu võtta sisuka hüpoteesi ehk ajaefekt on oluline ning fiktiivsed tunnused peavad mudelis olema. Mudeli determinatsioonikordaja suurenes ja oli nüüd 0,983. Võrreldes tavalise fikseeritud efektidega mudeliga jäid statistiliselt olulisteks olulisuse nivool ainult kaks muutujat: naiste töötuse määr ja meeste tööhõive määr. Olulisuse nivool 0,05 olid statistiliselt olulised kõik aastad,

välja arvatud aasta 2000. Heteroskedastiivsust kontrolliti Waldi testiga, autokorrelatsiooni jaoks kasutati Durbin-Watsoni statistikat; mõlema testi puhul võeti vastu sisukas hüpotees. Nendega arvestamiseks viidi uuesti läbi kahe-suunaline fikseeritud efektidega mudel, kasutades kohandatud standardvigu. Uues tabelis ajaefekti olulisuse kontrollimiseks kasutati Waldi testi, p-väärtuseks saadi  $1,086 \times 10^{-15}$ , mis näitas, et fiktiivsed tunnused on olulised ning neid ei tohiks mudelist eemaldada. Antud mudeli puhul olid kõik valemis kasutatud aastad statistiliselt olulised nivool 0,05.

Tulemused kõikide mudelite kohta on toodud all olevas tabelis 3, kuhu on pandud parameetrite hinnangud ning olulisuse tõenäosused olulisuse nivoodel 0,1, 0,05 ning 0,01; mudelite originaalaruanded on toodud lisades 1–6.

Tabel 3. Kõik mudelid koos

Muutuja	(1) OLS	(2) FE	(3) FE, HAC	(4) RE	(5) FE + t	(6) FE + t, HAC
Konstant	9,045* [0,097]	-1,262 [0,745]	-1,262 [0,861]	-1,041 [0,795]	4,344 [0,221]	4,344 [0,596]
GDPG	-0,244*** [0,004]	-0,020 [0,372]	-0,020 [0,275]	-0,023 [0,316]	-0,021 [0,441]	-0,021 [0,416]
FERT	-8,012*** [5,41×10 <sup>-25</sup> ]	-1,651** [0,010]	-1,651 [0,409]	-1,866*** [0,003]	-0,757 [0,235]	-0,757 [0,67]
LML	-0,010 [0,745]	0,020 [0,316]	0,020 [0,617]	0,018 [0,367]	0,019 [0,266]	0,019 [0,575]
UNEMP_ F	-0,154** [0,019]	0,211*** [2,54×10 <sup>-13</sup> ]	0,211*** [0,009]	0,205*** [4,19×10 <sup>-13</sup> ]	0,247*** [4,79×10 <sup>-19</sup> ]	0,247*** [0,002]
LFPR_M	0,692*** [2,02×10 <sup>-24</sup> ]	0,711*** [3,76×10 <sup>-39</sup> ]	0,711*** [3,59×10 <sup>-9</sup> ]	0,714*** [4,87×10 <sup>-46</sup> ]	0,698*** [6,30×10 <sup>-44</sup> ]	0,698*** [1,64×10 <sup>-7</sup> ]
EDUC_F	0,518*** [2,12×10 <sup>-84</sup> ]	0,330*** [4,72×10 <sup>-113</sup> ]	0,330*** [1,01×10 <sup>-10</sup> ]	0,333*** [2,97×10 <sup>-176</sup> ]	-0,009 [0,743]	-0,009 [0,899]
Vaatluste arv	678	678	678	678	678	678
Riikide arv	37	37	37	37	37	37
R <sup>2</sup>	0,574	0,977	0,977	0,503	0,983	0,983
WhiteI testi p-väärtus	6,624×10 <sup>-77</sup>	0			0	
Kitsenduse f-testi p-väärtus		0	1,441×10 <sup>-148</sup>		0	7,076×10 <sup>-145</sup>
Durbin-Watson	0,032	0,200	0,200	0,200	0,223	0,223
Breush-Pagani testi p-väärtus				0		
Hausmani testi p-väärtus				0,024		
Waldi testi p-väärtus		0		0	3,249×10 <sup>-33</sup>	

Allikas: Autori arvutused kasutatud allikate loetelus toodud andmete põhjal

Märkused:

- Mudelid on jaotatud veergudesse:
  - (1) ühendatud mudel
  - (2) fikseeritud efektidega mudel
  - (3) fikseeritud efektidega mudel koos kohandatud standardvigadega

- (4) juhuslike efektidega mudel
- (5) kahe-suunaline fikseeritud efektidega mudel koos ajaefektiga
- (6) kahe-suunaline fikseeritud efektidega mudel koos kohandatud standardvigade ja ajaefektiga
- Parameetrite olulisuse nivood 0,1, 0,05 ja 0,01 on tähistatud vastavalt \*, \*\* ja \*\*\*

### 3.2. Tulemuste tõlgendamine ja järeldused

Käesoleva lõputöö eesmärk oli välja selgitada, kas ja kuidas on seotud riigi majanduskasv naiste tööhõivega OECD liikmesriikide näitel. Selle saavutamiseks valitud vaatluste perioodiks oli 2000–2020. Tuginedes varasematele empiirilistele kirjandustele, lisaks majanduskasvu mõõtmiseks kasutatud näitajale, mis on sisemajanduse koguprodukt, on mudellise lisatud teised näitajad, mis võiksid avaldada mõju naiste tööhõive määrale. Paneelandmete regressioonanalüüsi käigus kasutatud mudelid on ühendatud regressioonimudel, fikseeritud ja juhuslike efektidega mudelid. Käesolevas peatükis võeti tulemuste tõlgendamisel aluseks kahe-suunalise fikseeritud efektiga mudeli, mis osutus eelmises peatükis kirjeldatud analüüsis kõige sobivamaks.

Kahe-suunalise fikseeritud efektiga mudeli determinatsioonikordaja on 0,983, mis tähendab, et mudel seletab naiste tööhõive määra muutumisest vaadeldud perioodil 98,3% ulatuses. Kõrge mudeli kirjeldusvõime viitab sellele, et mudelisse on kaasatud piisav muutujate arv, mis võiksid naiste tööhõivele mõju avaldada.

Analüüsi jooksul tehtud testid kinnitasid fikseeritud efektiga mudeli kasutamise, kuid olid autori hinnangul saadud tulemused mingil moel mitteootuspärased, võrreldes varasemate läbiviidud uurimustega. Esiteks, erinevus võib tuleneda sellest, et eksisteerivad nii ajaga seotud (nt majanduskriisid või -langused) kui riikide vahelised spetsiifilised omadused (nt kultuurilised, majanduslikud ning ajaloolised eripärad), mis võivad oodatud tulemust tugevalt mõjutada (antud juhul naiste tööhõivet). Kuna OECD riigid on enamasti sarnased, pole naiste hariduses, viljakuses ja tööhõives olulisi erinevusi, siis teeb see seoste leidmise raskemaks ning domineerima hakkavad just fikseeritud efektid. (Gaddis, Klasen 2014) Teiseks, teadusartiklites kasutatud ökonomeetrilised meetodid on tavaliselt keerukamad, et seoseid paremini tabada; arvestatakse nii andmebaasi versiooni kui ajakohasuse, et oleksid mudelis kasutatud andmete hinnangud regulaarselt uuendatud (Klasen 2015). Ning kolmandaks on näha, et naiste tööhõive on otseselt seotud majandustsükliga ning kuna mudel võtab arvesse majanduskriisi, siis pole muud tunnused nii tähtsad.

Lädiviidud ökonomeetrisest uurimusest selgus, et kahe-suunalise fikseeritud efektiga mudeli puhul osutusid statistiliselt olulisteks nivool 0,05 ainult kaks muutujat, mis olid naiste töötuse määr ning meeste tööhõive määr. Üllatav oli tulemus, et töötuse määr mõjutas naiste tööhõivet positiivselt, mis pole varasema kirjandusega kooskõlas. Mudel näitas, et naiste töötuse suurenemisel ühe protsendipunkti võrra suurenes naiste tööjõus osalemise määr 0,247 protsendipunkti. Vastupidine tulemus oli aga saadud esimese ehk ühendatud mudeli korral, kus naiste töötuse määr osutus nii statistiliselt oluliseks nivool 0,05 kui ka parameetri hinnang oli negatiivne ehk töötuse määra kasv ühe protsendipunkti võrra vähendas naiste tööhõive määra 0,154 protsendipunkti, mis oleks antud juhul loogilisem. Negatiivset seost naiste töötuse ja naiste tööhõive vahel on oma töödes täheldanud ka Verme (2015), Tansel (2001), Jaumotte (2003).

Teiseks statistiliselt oluliseks muutujaks oli meeste tööhõive määr, mille üheprotsendilise kasvu korral suureneb 0,698 protsendipunkti võrra. Tuginedes empiirilistele kirjandusele, peaks meeste tööhõive määra kasv vastupidi vähendada naistöötajate arvu tööturul, kuna siis väheneks naistel vajadus aktiivselt tööjõus osaleda ning tekiks võimalus koju jääda. Teiselt poolt aga suurenenud meestöötajate arv võib motiveerida rohkem naisi tööle käia (Boca *et al.* 2000). Analüüsi jooksul läbi viidud mudelites osutus muutuja statistiliselt oluliseks ning parameetri hinnang oli positiivne nii ühendatud, tavalises fikseeritud efektiga kui ka juhuslike efektidega mudelite korral.

Mõnevõrra üllatuslikult ei osutunud kahe-suunalise fikseeritud efektiga mudeli raames statistiliselt olulisteks seletavateks tunnusteks SKP aastane kasv, summaarne sündimuskordaja, rasedus- ja sünnituspuhkuse pikkus ning kõrgharidusega naiste osakaal. Ühendatud mudeli korral osutusid kõik näitajatest statistiliselt olulisteks nivool 0,05, välja arvatud rasedus- ja sünnituspuhkuse pikkus. Antud mudeli determinatsioonikordaja oli 0,574 ehk mudeli kirjeldusvõime oli 57,4%, mis on väiksem kui kahe-suunalise fikseeritud efektiga mudeli korral, kuid ära seletatav on ikkagi suurem osa naiste tööhõive määrast.

Ühendatud mudelis osutus statistiliselt oluliseks majanduskasvu seletav näitaja, mida võeti kui protsentides mõõdetud sisemajanduse koguprodukti aastane kasv. SKP üheprotsendiline tõus viib naiste tööhõive 0,244 protsendipunktilisele langusele. Negatiivset seost majanduskasvu ja naiste tööjõus osalemise vahel on oma töödes leidnud ka Verme *et al.* (2016). Nende poolt läbi viidud uuring näitas, et majanduse kasv vähendab naiste tõenäosust osaleda tööturul nii maa- kui ka linnaaladel. Tansel (2001) sai aga vastupidise tulemuse, tema leidis positiivset seost majanduse

kasvu ja naiste tööhõive vahel. Kiirem majanduse kasv toob kaasa rohkem töökohti ja -võimalusi, mis omakorda suurendavad naistöötajate arvu. Siit järgneb, et majanduskasvuga naiste tööhõive määr esmalt langeb, kuid kui majanduse kasv jätkub siis pikas perspektiivis kasvab ka naiste tööhõive määr (Verme 2015).

Teiseks statistiliselt oluliseks muutujaks osutus summaarne sündimuskordaja, mille suurenemine ühe protsendipunkti võrra toob naiste tööhõive määra languse 8,012 protsendipunkti. Tuginedes varasematele töös kasutatud empiirilistele uuringute, negatiivse seose kinnitasid ka Verme (2015), Verme *et al.* (2016) ning Altuzarra *et al.* (2019), kuna ühiskonnas olevate normide kohaselt väheneb naiste valmisolek töötada laste kasvatamisele kuuluva ajaga. Lisaks sellele, negatiivsele seosele viitas ka autori poolt koostatud korrelatsioonimaatriks, kus naiste tööhõive määra ja summaarse sündimuskordaja vaheline kordaja oli -0,124.

Kõrghariduse olemasolu iseloomustav muutuja osutus statistiliselt oluliseks nivool 0,05 ning parameetri hinnang oli positiivne. Kui kõrgharidusega naiste osakaal suureneb ühe protsendi võrra siis suureneb naiste tööhõive määr 0,518 protsendipunkti. Positiivne seos viitab sellele, et haritud naistel on kergem endale tööd leida ning nemad on suutelisemad kiiremini õppima. Hariduse olemasolu suurendab nii tootlikkust, saadud sissetuleku kui ka alternatiivkulu tulevikus mitte töötada (Verme 2015). Kõrghariduse iseloomustav näitaja oli statistiliselt oluline ka tavalises fikseeritud efektiga, juhuslike efektidega ning kohandatud standardvigadega fikseeritud efektiga mudelites ning oli parameetri hinnang positiivne ka.

## KOKKUVÕTE

Käesoleva lõputöö eesmärgiks oli välja selgitada, kuidas mõjutab majanduskasv naiste tööhõive määra OECD riikides. Eesmärgi täitmiseks uuriti varasemaid teoreetilisi ja empiirilisi uurimusi ning viidi pärast kirjandusega tutvumist ökonomeetiline analüüs tarkvarapaketi Gretl. Töö raames koostati üks mudel, kasutades andmeid 38 OECD riigi kohta perioodil 2000–2020, kus sõltuvaks muutujaks oli naiste tööhõive määr ning sõltumatuteks muutujateks olid sisemajanduse koguprodukti aastane protsentuaalne muutus, summaarne sündimuskordaja, rasedus- ja sünnituspuhkuse pikkus, kõrgharidustega naiste osakaal, naiste töötuse määr ja meeste tööhõive määr. Töös kasutatud andmed pärinesid OECD ning Maailmapanga andmebaasidest. Kõikide läbiviidud testide kohaselt osutus kõige paremaks fikseeritud efektiga mudel koos kohandatud standardvigade ning ajaefektiga, kuid autori poolt tehtud järelduste põhjal osutus sobivam ning loogilisem just ühendatud mudel, mida kasutati ka varasemates uuringutes.

Ühendatud mudeli tulemustest selgus, et majanduskasv mõjutab naiste tööhõives osalemise määra negatiivselt, mis oli vastupidine autori ootustele kuid kooskõlas kirjandusega. SKP aastase muutuse suurenemisel vähenes naiste tööhõive määr 0,244 protsendipunkti võrra. Teiste analüüsi jooksul läbi viidud mudelite korral ei osutanud muutuja statistiliselt oluliseks, kuid parameetri hinnang jäi negatiivseks. Negatiivset seost kinnitas ka korrelatsioonanalüüsis saadud kordaja, mis oli -0,120.

Kõige tugevam mõju naiste tööhõivele oli summaarsel sündimuskordajal, mis osutus statistiliselt oluliseks ning mille mõju oli negatiivne. Üheprotsendiline summaarse sündimuskordaja kasv vähendas vaadeldaval perioodil naiste tööjõus osalemise määra 8,012 protsendi võrra. Kahesuunalise fikseeritud efektiga mudeli korral ei osutanud antud muutuja statistiliselt oluliseks, parameetri hinnang oli aga negatiivne. Saadud tulemus oli kooskõlas nii autori kui ka tesite teadlaste ootustega.

Rasedus- ja sünnituspuhkuse pikkuse ning naiste töötuse määra mõju polnud nii tugev, kuid oli negatiivne. Rasedus- ja sünnituspuhkuse pikkuse suurenemisel ühe protsendi võrra vähenes naiste

tööhõives osalemine 0,010 protsendipunkti, mida näitas ka saadud korrelatsioonikordaja -0,030. Naiste töötuse määra iseloomustav muutuja osutus statistiliselt oluliseks nii ühendatud kui ka kahesuunalise fikseeritud efektiga mudeli korral, kuid esimeses mudelis oli parameetri hinnang negatiivne (-0,154), teises aga positiivne (0,002), mis polnud kirjandusega kooskõlas.

Positiivset mõju on naiste tööhõivele avaldanud meeste tööhõive määr ning kõrgharidusega naiste osakaal; nendest oli statistiliselt oluliseks nii ühendatud kui fikseeritud efektiga mudelite korral ainult meeste tööhõive määr, mille parameetri hinnangud mõlema mudeli puhul olid positiivsed (vastavalt 0,692 ja 0,698). Kõrgharidusega naiste osakaalu suurenemisel kasvas naiste tööhõive määr 0,518 protsendipunkti võrra.

Käesoleva bakalaureusetöö raames läbiviidud mudel ning saadud tulemused olid mõnevõrra autori ootustele vastupidised, mis viitab sellele, et antud teemat võiks tulevikus edasi analüüsida, kasutades teisi majanduse olukorra seletavaid muutujaid, muutes ajaperioodi pikemaks (võttes arvesse värskemaid aastaid) ning vajadusel vähendada valemisse kaasatud riikide arvu, et vältida suurt andmete puudust. Samuti on majanduse kasvul mõju naiste tööhõivele pigem pikemal perioodil, mistõttu võiks tulevikus viia läbi analüüse, tuginedes just kriiside järgsetele perioodidele ning nende lühiajalisele mõjule.



## **SUMMARY**

### **THE RELATIONSHIP BETWEEN ECONOMIC GROWTH AND THE FEMALE LABOR FORCE PARTICIPATION RATE IN OECD COUNTRIES**

Ksenia Tšermošentseva

One of the main activities that gives people the opportunity for self-fulfillment and economic security, and is thus closely related to economic development and a high quality of life, is working. An important indicator that provides an overview of country's economic performance is gross domestic product (GDP), which increases the well-being of people living the country.

Economists today agree that relationship between female labor force participation and economic growth is complex. Over the last decade, there is an increase in the global female labor force participation. Today over 50% of women are officially in the labor force, but women's work is still valued less than men's. They tend to work less hours and earn lower wages than men. Womens participation in the labor force varies greatly across countries, and there are several reasons which effect that. Womens willingness to participate in the labor market may be influenced by economic and social factors, such as fertility rate, educational attainment, life expectancy and unemployment rates. It may also be influenced by policies (for example, maternity and parental leave) that help them to combine work and family.

The aim of this bachelor's thesis is to analyse if and how economic growth is related to female labor force participation in OECD countries. For this, previous theoretical and empirical work was studied, on the basis of which an econometric analysis was conducted in a software program Gretl. The sample used consisted of 38 OECD countries covering the period 2000–2020. Dependent variable is the female labor force participation rate and independent variables are GDP annual growth, total fertility rate, length of maternity leave, share of women with higher education, female unemployment rate and male employment rate. Data used came from OECD and World Bank databases. Different panel data models were estimated: pooled OLS, fixed effects model, fixed

effects using robust standard errors, random effects model and fixed effects model with time dummies and robust standard errors. After that the most suitable turned out to be fixed effects model with time dummies and robust standard errors but according to author's opinion the most logical turned out to be pooled OLS model.

The results of pooled OLS model showed that economic growth has a negative effect on women's participation rate, which was contrary to the author's expectations but in line with the literature. As the annual change in GDP increased by 1 percentage, the female employment rate decreased by 0,244 percentage points. For the other models performed during the analysis, the variable was not statistically significant but the assessment of the parameter remained negative. The strongest effect on female employment rate was of the total fertility rate, which was statistically significant and had a negative effect. A one percentage increase in total fertility rate was accompanied by 8,012 percentage points decrease in female employment rate. The impact of the length of maternity leave and the female unemployment rate was less strong but also negative. The positive effect on female employment rate had male employment rate and share of women with higher education. As the share of women with higher education increased, the employment rate of women increased by 0,518 percentage points.

The results of this study show that this topic needs further analysis by using different variables, changing the period of time and decreasing the number of countries used. In addition, as economic growth has a long-term effect on the female employment rate, one possible way to study the same topic is by looking at post-crisis periods and their short-term effects.

## KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Alon, T., Doepke, M., Olmstead-Rumsey, J., Tertilt, M. (2020). This time it's different: The role of women's employment in a pandemic recession. *National Bureau of Economic Research*, No. 27660.
- Altuzarra, A., Galvez-Galvez, C., Gonzalez-Flores, A. (2019). Economic Development and Female Labour Force Participation: The Case of European Union Countries. *Sustainability*, 11, 1–18.
- Barnett, R. C., Hyde, J. (2001). Women, Men, Work, and Family: An Expansionist Theory. *American Psychologist*, 10 (56), 781–796.
- Bettio, F., Verashchagina, A. (2009). *Gender segregation in the labour market: Root causes, implications and policy responses in the EU*. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Bloom, D. E., Canning, D., Fink, G., Finlay, J. E. (2009). Fertility, female labor force participation, and the demographic dividend. *Journal of Economic growth*, 14 (2), 79–101.
- Boca, D. D., Locatelli, M., Pasqua, S. (2000). Employment Decisions of Married Women: Evidence and Explanations. *Labour*, 14 (1), 35–52.
- Boushey, H. (2008). Family Friendly Policies: Helping Mothers Make Ends Meet. *Review of Social Economy*, 1 (66), 51–70.
- Carli, L. L. (2020). Women, Gender equality and COVID-19. *Gender in Management*, 7 (35), 647–655.
- Cipollone, A., Patacchini, E., Vallanti, G. (2014). Female labour market participation in Europe: novel evidence on trends and shaping factors. *IZA Journal of European Labor Studies*, 3, 1–40.
- Eesti Panga 2020. aasta aruanne 2021.
- Fortin, N. M. (2005). Gender Role Attitudes and the Labour-market Outcomes of Women across OECD Countries. *Oxford Review of Economic Policy*, 3 (21), 416–438.
- Gaddis, I., Klasen, S. (2014). Economic development, structural change, and women's labor force participation: A reexamination of the feminization U hypothesis. *Journal of Population Economics*, 3 (27), 639–681.

- Greulich, A. (2009). Female labour market participation and economic growth. *International Journal of Innovation and Sustainable Development*, 2 (4), 97–108.
- Gujarati, D. N., Porter, D. C. (2009). *Basic Econometrics* (5th ed.). New York, USA: McGraw-Hill Irwin.
- Güner, R., Hasanoglu, I., Aktas, F. (2020). COVID-19: Prevention and control measures in community. *Turkish Journal of Medical Sciences*, 50, 571–577.
- Hegewisch, A., Gornick, J. C. (2013). The impact of work-family policies on women's employment: A review of research from OECD countries. *Work and Family Policy*, 9–28.
- Herman, E. (2011). The impact of economic growth process on employment in European Union countries. *The Romanian Economic Journal*, 14 (42), 47–67.
- International Labour Office. (2016). *Women at Work: Trends 2016*. Geneva: ILO.
- Jaumotte, F. (2003). Labour force participation of women: Empirical evidence on the role of policy and other determinants in OECD countries. *OECD Economic Studies*, 2, 51–108.
- Klasen, S. (2019). What explains uneven female labor force participation levels and trends in developing countries? *The World Bank Research Observer*, 34 (2), 161–197.
- Lechman, E., Kaur, H. (2015). Economic growth and female labor force participation – verifying the U-feminization hypothesis. New evidence for 162 countries over the period 1990–2012. *Economics and Sociology*, 1 (8), 246–257.
- Maailmapank. (2021). *COVID-19 and inequality: How unequal was the recovery from the initial shock?* Washington, DC: World Bank.
- Paas, T. (1995). *Sissejuhatus ökonomeetriasse*. Tartu: TÜ Kirjastus.
- Perivier, H. (2014). Men and women during the economic crisis. *Revue de l'OFCE*, 2, 41–84.
- Petts, R. J., Carlson, D. L., Pepin, J. R. (2020). A gendered pandemic: Childcare, homeschooling, and parents' employment during COVID-19. *Gender, Work and Organization*, 2 (28), 515–534.
- Pissarides, C., Garibaldi, P., Olivetti, C., Petrongolo, B., Wasmer, E. (2005). Women in the labour force: How well is Europe doing? *Women at work: an economic perspective*. Oxford: Oxford University Press.
- Signorelli, M., Marelli, E., Choudhry, M. T. (2012). The Impact of Financial Crises on Female Labour. *European Journal of Development Research*, 24, 413–433.
- Tansel, A. (2002). Economic Development and Female Labor Force Participation in Turkey: Time-Series Evidence and Cross-Province Estimates. *METU/ERC Working Paper*, No. 02/3.

- Tasseven, Ö., Altas, D., Ün, T. (2016). The Determinants of Female Labor Force Participation for OECD Countries. *International Journal of Economic Studies*, 2 (2), 27–38.
- Thevenon, O. (2013). Drivers of Female Labour Force Participation in the OECD. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 145.
- Tridico, P. (2013). The impact of the economic crisis on EU labour markets: A comparative perspective. *International Labour Review*, 2 (152), 175–190.
- Tzannatos, Z. (1999). Women and Labor Market Changes in the Global Economy: Growth Helps, Inequalities Hurt and Public Policy Matters. *World Development*, 3 (27), 551–569.
- Verick, S. (2018). Female labor force participation and development. *IZA World of Labor*, 87 (2), 1–11.
- Verme, P. (2015). Economic development and female labor participation in the Middle East and North Africa: a test of the U-shape hypothesis. *IZA Journal of Labor and Development*, 3 (4), 1–21.
- Verme, P., Barry, A. G., Guennouni, J. (2016). Female Labor Participation in the Arab World: Evidence from Panel Data in Morocco. *Labour*, 30 (3), 258–282.
- Vlasblom, J. D., Schippers, J. J. (2004). Increases in Female Labour Force Participation in Europe: Similarities and Differences. *European Journal of Population*, 20, 375–392.

# LISAD

## Lisa 1. Ühendatud mudeli aruanne

OLS: Pooled OLS, using 678 observations  
 Included 37 cross-sectional units  
 Time-series length: minimum 6, maximum 21  
 Dependent variable: LFPR\_F

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	9,04455	5,44452	1,661	0,0971	*
GDPG	-0,244010	0,0842640	-2,896	0,0039	***
FERT	-8,01158	0,745007	-10,75	<0,0001	***
LML	-0,00994699	0,0305949	-0,3251	0,7452	
UNEMP_F	-0,153828	0,0655093	-2,348	0,0192	**
LFPR_M	0,691567	0,0651766	10,61	<0,0001	***
EDUC_F	0,518445	0,0229628	22,58	<0,0001	***
Mean dependent var	64,71089	S.D. dependent var		10,47683	
Sum squared resid	31676,58	S.E. of regression		6,870809	
R-squared	0,573725	Adjusted R-squared		0,569913	
F(6, 671)	150,5168	P-value(F)		1,1e-120	
Log-likelihood	-2265,219	Akaike criterion		4544,438	
Schwarz criterion	4576,072	Hannan-Quinn		4556,685	
rho	0,978669	Durbin-Watson		0,032232	

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic:  $F(2, 669) = 119,796$

with p-value =  $P(F(2, 669) > 119,796) = 3,3944e-45$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 155,086

with p-value =  $2,10593e-34$

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 443,448

with p-value =  $P(\text{Chi-square}(27) > 443,448) = 6,62377e-77$

## Lisa 2. Fikseeritud efektiga mudeli aruanne

FE: Fixed-effects, using 678 observations  
 Included 37 cross-sectional units  
 Time-series length: minimum 6, maximum 21  
 Dependent variable: LFPR\_F

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-1,26239	3,88078	-0,3253	0,7451	
GDPG	-0,0203391	0,0227673	-0,8933	0,3720	
FERT	-1,65127	0,642958	-2,568	0,0104	**
LML	0,0197275	0,0196722	1,003	0,3163	
UNEMP_F	0,211368	0,0282703	7,477	<0,0001	***
LFPR_M	0,710879	0,0506655	14,03	<0,0001	***
EDUC_F	0,329884	0,0117753	28,01	<0,0001	***
Mean dependent var	64,71089	S.D. dependent var		10,47683	
Sum squared resid	1721,125	S.E. of regression		1,646339	
LSDV R-squared	0,976839	Within R-squared		0,717847	
LSDV F(42, 635)	637,6513	P-value(F)		0,000000	
Log-likelihood	-1277,848	Akaike criterion		2641,696	
Schwarz criterion	2836,019	Hannan-Quinn		2716,924	
rho	0,852189	Durbin-Watson		0,199764	

Joint test on named regressors -

Test statistic:  $F(6, 635) = 269,259$

with p-value =  $P(F(6, 635) > 269,259) = 8,88098e-171$

Test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic:  $F(36, 635) = 306,997$

with p-value =  $P(F(36, 635) > 306,997) = 0$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance

Asymptotic test statistic:  $\text{Chi-square}(37) = 14975,3$

with p-value = 0

### Lisa 3. Kohandatud standardvigadega fikseeritud efektiga mudeli aruanne

FE\_HAC: Fixed-effects, using 678 observations

Included 37 cross-sectional units

Time-series length: minimum 6, maximum 21

Dependent variable: LFPR\_F

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-1,26239	7,17711	-0,1759	0,8614	
GDPG	-0,0203391	0,0183389	-1,109	0,2748	
FERT	-1,65127	1,97698	-0,8353	0,4091	
LML	0,0197275	0,0391147	0,5043	0,6171	
UNEMP_F	0,211368	0,0766494	2,758	0,0091	***
LFPR_M	0,710879	0,0918327	7,741	<0,0001	***
EDUC_F	0,329884	0,0367268	8,982	<0,0001	***
Mean dependent var	64,71089	S.D. dependent var	10,47683		
Sum squared resid	1721,125	S.E. of regression	1,646339		
LSDV R-squared	0,976839	Within R-squared	0,717847		
Log-likelihood	-1277,848	Akaike criterion	2641,696		
Schwarz criterion	2836,019	Hannan-Quinn	2716,924		
rho	0,852189	Durbin-Watson	0,199764		

Joint test on named regressors -

Test statistic:  $F(6, 36) = 60,5842$

with p-value =  $P(F(6, 36) > 60,5842) = 2,43947e-17$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch  $F(36, 200,6) = 256,675$

with p-value =  $P(F(36, 200,6) > 256,675) = 1,44068e-148$



## Lisa 4. Juhuslike efektidega mudeli aruanne

RE: Random-effects (GLS), using 678 observations  
 Included 37 cross-sectional units  
 Time-series length: minimum 6, maximum 21  
 Dependent variable: LFPR\_F

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	-1,04139	4,01292	-0,2595	0,7952	
GDPG	-0,0229361	0,0228725	-1,003	0,3160	
FERT	-1,86602	0,634137	-2,943	0,0033	***
LML	0,0176625	0,0195876	0,9017	0,3672	
UNEMP_F	0,205188	0,0283044	7,249	<0,0001	***
LFPR_M	0,713803	0,0501117	14,24	<0,0001	***
EDUC_F	0,332545	0,0117485	28,31	<0,0001	***
Mean dependent var	64,71089	S.D. dependent var		10,47683	
Sum squared resid	39988,49	S.E. of regression		7,714057	
Log-likelihood	-2344,211	Akaike criterion		4702,422	
Schwarz criterion	4734,056	Hannan-Quinn		4714,668	
rho	0,852189	Durbin-Watson		0,199764	

'Between' variance = 45,1765

'Within' variance = 2,71043

mean theta = 0,94117

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(6) = 1631,22

with p-value = 0

Breusch-Pagan test -

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

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 5116,67

with p-value = 0

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(6) = 14,5985

with p-value = 0,0236202

## Lisa 5. Viitaegadega fikseeritud efektiga mudeli aruanne

FE\_ajaefekt: Fixed-effects, using 678 observations  
 Included 37 cross-sectional units  
 Time-series length: minimum 6, maximum 21  
 Dependent variable: LFPR\_F

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	4,34352	3,54121	1,227	0,2205	
GDPG	-0,0207803	0,0269467	-0,7712	0,4409	
FERT	-0,757021	0,636710	-1,189	0,2349	
LML	0,0193491	0,0173919	1,113	0,2663	
UNEMP_F	0,247337	0,0268342	9,217	<0,0001	***
LFPR_M	0,698022	0,0463062	15,07	<0,0001	***
EDUC_F	-0,00878502	0,0268197	-0,3276	0,7434	
dt_2	0,560243	0,392573	1,427	0,1541	
dt_3	0,975712	0,389546	2,505	0,0125	**
dt_4	1,48351	0,385561	3,848	0,0001	***
dt_5	1,81631	0,385881	4,707	<0,0001	***
dt_6	2,34657	0,381649	6,148	<0,0001	***
dt_7	2,90383	0,389841	7,449	<0,0001	***
dt_8	3,37099	0,399211	8,444	<0,0001	***
dt_9	3,79350	0,423964	8,948	<0,0001	***
dt_10	3,82416	0,486583	7,859	<0,0001	***
dt_11	4,16267	0,441139	9,436	<0,0001	***
dt_12	4,40485	0,457467	9,629	<0,0001	***
dt_13	5,00065	0,483162	10,35	<0,0001	***
dt_14	5,29644	0,500457	10,58	<0,0001	***
dt_15	5,66228	0,512748	11,04	<0,0001	***
dt_16	6,20505	0,530964	11,69	<0,0001	***
dt_17	6,62363	0,555575	11,92	<0,0001	***
dt_18	7,13064	0,576244	12,37	<0,0001	***
dt_19	7,54534	0,602975	12,51	<0,0001	***
dt_20	7,99901	0,633485	12,63	<0,0001	***
dt_21	7,42461	1,65195	4,494	<0,0001	***
Mean dependent var	64,71089	S.D. dependent var	10,47683		
Sum squared resid	1286,500	S.E. of regression	1,446330		
LSDV R-squared	0,982687	Within R-squared	0,789097		
LSDV F(62, 615)	563,0375	P-value(F)	0,000000		
Log-likelihood	-1179,181	Akaike criterion	2484,362		
Schwarz criterion	2769,068	Hannan-Quinn	2594,580		
rho	0,835877	Durbin-Watson	0,223178		

Joint test on named regressors -

Test statistic:  $F(6, 615) = 47,1607$

with p-value =  $P(F(6, 615) > 47,1607) = 1,36115e-47$

Test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic:  $F(36, 615) = 392,302$

with p-value =  $P(F(36, 615) > 392,302) = 0$

Wald joint test on time dummies -

Null hypothesis: No time effects

Asymptotic test statistic:  $\text{Chi-square}(20) = 207,769$

with p-value =  $3,24904e-33$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance

Asymptotic test statistic:  $\text{Chi-square}(37) = 16007,7$

with p-value = 0

## Lisa 6. Viitaegade ja kohandatud standardvigadega fikseeritud efektiiviga mudeli aruanne

FE\_ajaefekt\_HAC:Fixed-effects, using 678 observations

Included 37 cross-sectional units

Time-series length: minimum 6, maximum 21

Dependent variable: LFPR\_F

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	4,34352	8,12050	0,5349	0,5960	
GDPG	-0,0207803	0,0252635	-0,8225	0,4162	
FERT	-0,757021	1,76223	-0,4296	0,6701	
LML	0,0193491	0,0341657	0,5663	0,5747	
UNEMP_F	0,247337	0,0725475	3,409	0,0016	***
LFPR_M	0,698022	0,107881	6,470	<0,0001	***
EDUC_F	-0,00878502	0,0685016	-0,1282	0,8987	
dt_2	0,560243	0,210960	2,656	0,0117	**
dt_3	0,975712	0,235640	4,141	0,0002	***
dt_4	1,48351	0,331290	4,478	<0,0001	***
dt_5	1,81631	0,405315	4,481	<0,0001	***
dt_6	2,34657	0,528523	4,440	<0,0001	***
dt_7	2,90383	0,590171	4,920	<0,0001	***
dt_8	3,37099	0,679626	4,960	<0,0001	***
dt_9	3,79350	0,799698	4,744	<0,0001	***
dt_10	3,82416	0,902587	4,237	0,0002	***
dt_11	4,16267	0,855284	4,867	<0,0001	***
dt_12	4,40485	0,931530	4,729	<0,0001	***
dt_13	5,00065	1,05047	4,760	<0,0001	***
dt_14	5,29644	1,10535	4,792	<0,0001	***
dt_15	5,66228	1,14760	4,934	<0,0001	***
dt_16	6,20505	1,18178	5,251	<0,0001	***
dt_17	6,62363	1,23552	5,361	<0,0001	***
dt_18	7,13064	1,28323	5,557	<0,0001	***
dt_19	7,54534	1,38400	5,452	<0,0001	***
dt_20	7,99901	1,54609	5,174	<0,0001	***
dt_21	7,42461	1,92582	3,855	0,0005	***
Mean dependent var	64,71089	S.D. dependent var	10,47683		
Sum squared resid	1286,500	S.E. of regression	1,446330		
LSDV R-squared	0,982687	Within R-squared	0,789097		
Log-likelihood	-1179,181	Akaike criterion	2484,362		
Schwarz criterion	2769,068	Hannan-Quinn	2594,580		
rho	0,835877	Durbin-Watson	0,223178		

Joint test on named regressors -

Test statistic:  $F(6, 36) = 8,81534$

with p-value =  $P(F(6, 36) > 8,81534) = 6,20522e-06$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch  $F(36, 206,1) = 218,841$

with p-value =  $P(F(36, 206,1) > 218,841) = 7,07636e-145$

Wald joint test on time dummies -

Null hypothesis: No time effects

Asymptotic test statistic: Chi-square(20) = 116,856

with p-value =  $1,08621e-15$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance

Asymptotic test statistic: Chi-square(37) = 16007,7

with p-value = 0

## **Lisa 7. Kasutatud andmed**

Link: [https://docs.google.com/spreadsheets/d/1MoBEm8JedZDGyHxvHmtIX\\_UAvhM3-2HE/edit?usp=sharing&ouid=111458911531229821207&rtpof=true&sd=true](https://docs.google.com/spreadsheets/d/1MoBEm8JedZDGyHxvHmtIX_UAvhM3-2HE/edit?usp=sharing&ouid=111458911531229821207&rtpof=true&sd=true)

## Lisa 8. Lihtlitsents

### **Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks<sup>1</sup>**

Mina, Ksenia Tšermošentseva

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose „Majanduskasvu seos naiste tööhõivega OECD riikide näitel“,

mille juhendaja on Heili Hein,

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

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

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

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

---

\_\_\_\_\_ (kuupäev)

---

<sup>1</sup> 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 tähtajaks nõusolekut lõputöö reprodutseerimiseks ja avalikustamiseks vastavalt lihtlitsentsi punktidele 1.1. jq 1.2, siis lihtlitsents nimetatud tähtaja jooksul ei kehti.