

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL

Majandusteaduskond

Kertu Traks

NAISTE TÖÖHÕIVE MÕJUTEGURID OECD RIIKIDES

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Heili Hein, MA

Tallinn 2022

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

Töö pikkuseks on 6014 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Kertu Traks

(kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE	4
SISSEJUHATUS	5
1. NAISTE TÖÖHÕIVE JA MÕJUTEGURID	7
1.1. Naiste tööhõive määr	7
1.2. Mõjutegurid	9
1.3. Naiste tööhõive kriiside ajal	12
1.4. Varasemad empiirilised uuringud	14
2. ANDMED JA METOODIKA	17
2.1. Andmete ülevaade ja kaastavad mõjutegurid	17
2.2. Uurimismeetodi kirjeldus	20
2.3. Kirjeldav statistika	22
3. EMPIIRILISE ANALÜÜSI TULEMUSED JA JÄRELDUSED	24
3.1. Empiirilise analüüsi tulemused	24
3.2. Tulemuste tõlgendamine ja järeldused	29
KOKKUVÕTE	31
SUMMARY	33
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	35
LISAD	38
Lisa 1. Ühendatud mudeli aruanne	38
Lisa 2. Fikseeritud efektidega mudeli aruanne	40
Lisa 3. Juhuslike efektidega mudeli aruanne	41
Lisa 4. Fikseeritud efektidega mudeli aruanne kohandatud standardvigadega	42
Lisa 5. Juhuslike efektidega aruanne kohandatud standardvigadega	43
Lisa 6. Fikseeritud efektidega mudeli aruanne standardvigadega ja ajaefektiga	44
Lisa 7. Lihtlitsents	46

LÜHIKOKKUVÕTE

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks on uurida, millised tegurid mõjutavad naiste tööhõivet OECD riikides. Naiste tööhõive on olulise tähtsusega riiklikul tasandil, kuna enamik OECD riike seisab silmitsi elanikkonna olulise vananemisega ja naiste tööhõive suurendamine on üks võimalusi tööjõupuuduse leevendamiseks.

Töös püstitatud eesmärgi täitmiseks analüüsitakse varasemaid teoreetilisi ja empiirilisi uuringuid ning viiakse läbi paneelandmete regressioonanalüüs. Analüüsis kasutatakse 38 OECD riigi paneelandmeid aastatel 2000 – 2021. Sõltuv muutuja on naiste tööhõive määr. Sõltumatud muutujad on sündimuskordaja, SKP aastane kasv, naiste töötusemäär, avaliku sektori mitterahaliste hüvitiste osakaal SKP-st, tasustatud emapuhkuse pikkus nädalates, kõrghariduse omandanud naiste osakaal ning meeste tööhõive määr.

Regressioonmudelitest osutus kõige sobivamaks fikseeritud efektide mudel kohandatud standardvigade ja ajaefektidega. Mudeli analüüsist selgus, et sündimuskordajal, naiste kõrgharidusel ja meeste tööhõivemääral on positiivne seos naiste tööhõivemääraga.

Võtmesõnad: naiste tööhõivemäär, majanduskriis, paneelandmete analüüs, OECD riigid.

SISSEJUHATUS

2021. aasta andmete põhjal on OECD riikides naiste tööturul osalemise määr keskmiselt 60,4% ja meestel 70,1% (OECD, tabel *employment rate*). Naiste madal tööturul osalemise määr on peamiselt seotud laste kasvatamisega. Samuti mõjutas 2020. aastal alanud koroonakriis tugevalt teenindussektorit, kus enamus töötajatest on naised ning kus paljud töötajad kaotasid töökoha. Pikemas perspektiivis on naiste tööhõive OECD riikides läbi aastate siiski tõusnud ning sooline tööhõivelõhe on vähenenud.

Teema valiku peamiseks ajendiks on soov uurida, millised tegurid mõjutavad naiste tööhõivet OECD riikides. Kuigi mitmetel OECD riikidel on naiste tööhõive jõudsalt kasvanud viimaste aastakümnete jooksul, ei ole suudetud saavutada eelistatud naiste tööjõus osalemise määra. Vananeva rahvastiku tõttu soovivad riigid tõsta naiste tööhõive määra. Uurides erinevaid mõjutegureid on võimalik välja selgitada, kuidas saaks suurendada naiste tööturul osalemise määra.

Töö eesmärk on selgitada, millised tegurid mõjutavad naiste tööhõivet OECD riikides. Eesmärgi saavutamiseks on püstitatud järgmised uurimisküsimused:

1. Kuidas on muutunud naiste tööhõive OECD riikides viimastel aastakümnetel?
2. Millised naiste tööhõive mõjutegurid on välja toodud varasemas kirjanduses?
3. Kuidas on naiste tööhõivega OECD riikides seotud tuvastatud mõjutegurid?

Naiste tööhõive on varasemates uuringutes laialdaselt uuritud teema, kuna naiste tööhõive on pidevalt olnud madalam võrreldes meeste tööhõivega. Varasemad uuringud on läbi viidud üldjuhul Euroopa riikides. Peamine töö lisandväärtus seisneb eelnevate uurimuste ajakohastamises uuendatud andmetega.

Käesolev töö on jaotatud kolme peatükki. Esimeses peatükis tutvustatakse tööhõive olemusest ja tuuakse ülevaade naiste tööhõivet mõjutavatest teguritest tuginedes varasemale kirjandusele ning kirjeldatakse kriiside mõju naiste tööhõivele. Samuti tuuakse ülevaade varasemate empiiriliste uuringute järeldustest. Teises peatükis kirjeldatakse lõputöös kasutavaid andmeid, andmete

allikaid ning antakse ülevaade andmete kirjeldavast statistikast. Lisaks kirjeldatakse analüüsi läbiviimise metoodikat. Viimases ehk kolmandas peatükis kirjeldatakse analüüsi käigus koostatud mudeleid ning tuuakse välja mudeli lõplik kuju. Seejärel tuuakse välja analüüsist tehtud järeldused ja leitud seosed naiste tööhõive ja autori poolt tuvastatud mõjutegurite vahel.

1. NAISTE TÖÖHÕIVE JA MÕJUTEGURID

Esimeses peatükis kirjeldatakse naiste tööhõive määra olemust ning kuidas see on muutunud viimastel aastakümnetel. Tuuakse ülevaade naiste tööhõivet mõjutavatest teguritest toetudes varasematele teoreetilistele uuringutele ja kokkuvõtte varasematest empiirilistest uuringute tulemustest.

1.1. Naiste tööhõive määr

Tööhõive määr on tööga hõivatud ja tööealise elanikkonna koguarvu suhe. Tööga hõivatud loetakse 15-aastased ja vanemad, kellel on püsiv töökoht või töötasid nädalas vähemalt ühe tunni. Tööealiseks elanikkonnaks loetakse 15-64 aastaseid inimesi. Tööhõive määr on stabiilses kasvutrendis, tõustes iga-aastaselt keskmiselt 0,5%. (OECD, tabel *employment rate*)

Varasema ideoloogia kohaselt oli naise koht kodus ja mehel tööl. Mehe kohustuseks oli teenida raha, töötades pikki vahetusi, et toetada perekonda. Naise ülesanneteks olid majapidamistööd ja laste kasvatamine. Naiste õigused ja võimalus töötada olid piiratud. (Padavic & Reskin, 2002) Sündmus, mis mõjutas oluliselt naiste osalust tööjõus, on II maailmasõda. Naiste osalus tööjõus suurenes sõja ajal märkimisväärselt. Selle kasvu põhjused on seotud nii tööjõupakkumise kui ka nõudlusega. Meeste sõtta mineku tagajärjel vähenes pere sissetulek ja nõudlus palkade ja tööjõu järele tõusis, see omakorda soodustas naistele tööturule sisenemist. Osade naiste jaoks oli patriotism tööturгу sisenemise tõukejõud. Kuigi osa sõja ajal tööturule tulnud naisi lahkus töölt, kui mehed naasid pärast sõda koju, siis jätkas märkimisväärne osa neist tööd. (Goldin, 1991)

Peale teist maailmasõda hakkasid tootmisettevõtted rakendama paindlikku tootmisviisi. Sellega kaasnes täistööajaga töötajate arvu vähendamine ning poole kohaga või renditööliste arvu suurendamine. See andis võimaluse naistele töötamiseks, kellel ei olnud varem perekohustuste kõrvalt võimalik osaleda tööjõus. (Yenilmez & Isikli, 2010) 20. sajandi alguses hakkas naiste tööhõive määr märkimisväärselt tõusma ja modaalne perekond oli kahepalgaline. Naised töötasid ametikohtadel, kus varasemalt domineerisid mehed. (Barnett & Hyde, 2001)

OECD riikides on kõige madalam naiste tööhõive määr Türgis. 2021. aastal oli Türki naiste tööhõive määr 32% ja OECD keskmine 61% (OECD, tabel *employment rate*). Türgis on tööpuudus muutunud tõsiseks probleemiks ning majanduse suutlikkus uusi investeeringuid toota on vähenenud ja varimajandus kasvanud (Yenilmez & Isikli, 2010). Madal naiste tööhõive on tingitud haridustasemest, linnastumisest, põllumajanduse tööhõive vähenemisest ja ennetähtaegselt pensionile jäämisest (Tasseven et al., 2016).

Traditsiooniliselt on naised peetud leibkonnas peamiste hooldajatena ehk lisaks tööle käimisele langeb suurem osa tasustamata tööst naiste kanda. Tasustamata töö alla kuuluvad näiteks laste kui ka vanurite eest hoolitsemine, majapidamise tööde tegemine ning vabatahtlik töö. Peaaegu kõigis ühiskondades toimub suurem osa tasustamata hooldustööst leibkondades, mida enamasti pakuvad naised ja tüdrukud. International Labour Office (2018) raportis kasutatud andmete põhjal selgub, et kõigis G20 riikides kulutavad naised kodutöödele ning laste või teiste pereliikmete eest hoolitsemisele rohkem tunde kui mehed. Naiste tasustamata hooldustööle pühendatud aeg varieerub riigiti, ulatudes näiteks 5 tunnist ja 30 minutist päevas Türgis 3 tunni ja 8 minutini Korea Vabariigis. Seevastu meeste tasustamata hooldustööle kulutatud aeg ulatub 2 tunnist ja 52 minutist päevas Austraalias kuni 31 minutini Indias. Kui tasustatud ja tasustamata töötundide arv kokku liita, on naiste tööpäevad kõikjal pikemad kui meestel, kuigi riigiti on olulisi erinevusi. Seetõttu öeldakse sageli, et naised, kes töötavad palga eest, töötavad "teises vahetuses" – üks vahetus tööle ja teine kodus.

1.2. Mõjutegurid

Sündimuskordaja on üks kasutatavamaid näitajaid seletamaks naiste tööhõive erinevuseid riikides. Laste sündimus on vähenenud oluliselt viimase 40 aasta jooksul. 1970ndatel oli keskmiselt 2,1 last naise kohta ja tänapäeval on 1,7 last naise kohta. Sündimuste vähenemine on põhiliselt seotud pereloomise edasilükkamisega, väiksemate peredega või soovita lapsi üldse. Pereloomise edasilükkamine on omakorda seotud majanduskasvuga. Umbes pooltes OECD riikides on viimasel aastakümnel sündimus jõudsalt langenud ja nendes samades riikides on ka naiste tööl osalemise määr suurenenud. (OECD, 2017)

Enamikes varasemates uuringutes on leitud negatiivne seos sündimuskordaja ja naiste tööhõive vahel. Selleks on mitmeid põhjuseid. Esiteks on arusaam, et kõrgem sündimuskordaja tähendab, et suurem osa naisi on hõivatud laste kasvatuse ja majapidamistöödega ja seetõttu on väiksem võimalus osaleda tööjõus. Teiseks võivad naised jääda tööjõust eemale omal soovil, kuna emotsionaalne kiindumus ema ja tema väikse lapse vahel muudab ema vastumeelseks oma lapse juurest lahkumast, et tööle asuda või naasta tagasi. Kolmandaks on leitud, et iga täiendava lapse sündimisel perre, suureneb summa, mida tuleks tasuda lastehoolduseks kui tööl käia, ja selle tõttu täiendavat sissetulekut perre ei tule, kui naine töötab. (Mishra & Smyth, 2010; Semyonov, 1980) Bowen & Finegan (1969) leidsid, et sündimuskordajal suurenemisel võib olla naistetööhõivele kaks vastandlikku mõju. Brewster ja Rindfuss (2000) leidis, et riikides, kus naiste tööhõive on madal, on ka madalam sündimuskordaja ja kõrgema naiste tööhõivega riikides on kõrgem sündimuskordaja. Sündimuskordaja suurenemisel võib suurened ka naiste tööhõive määr. See võib juhtuda, kui väikelaste kasvatamine suurendab leibkonna vajadust suurema sissetuleku järele ehk emadel on vajadus otsida tööd. (Bowen & Finegan, 2015)

Enamik OECD riike seisab järgmistel aastakümnetel silmitsi elanikkonna olulise vananemisega. Läbiviidud uuringu kohaselt langeb aastaks 2060 töötavate inimeste arv Euroopas 19 miljoni inimese võrra võrreldes 2015. aastaga. See on seotud väheneva sündimuskordajaga enamikes Euroopa riikides ehk rohkem inimesi lahkub tööturult kui nooremaid siseneb tööle. Rahvastiku vananemine avaldab survet tööjõu pakkumisele, mis omakorda avaldab mõju materiaalsele elatustasemele ja riigieelarvele. Seetõttu äratavad naiste tööjõu osalust suurendavad poliitikal märkimisväärset huvi. (Burniaux, 2004; Gehringer & Klasen, 2017) Valitsused on loonud võimalusi ühendamiseks pere- ja tööelu. Nendeks on tasustatud emapuhkus, lapsetoetused, lastehoiu

pakkumine ja alghariduse toetamine. OECD riikides moodustavad keskmiselt avaliku sektori kulutused peretoetustele sisemajanduse kogutoodangust üle 2,2% (OECD, 2011). Paljudes töösturiikides on need poliitikad paigas, kuid varieeruvad suurel määral sarnastes riikides. Ray et al. (2010) viisid läbi analüüsi, uurides 21 kõrgema sissetulekuga riiki, millest 14 kuulus Euroopa Liitu. Nad leidsid, et peredele pakutav puhkus, millega kaasneb töökoha kaitse, on uuritud riikides väga erinev – alates ainult 14 nädalast Šveitsis kuni üle 300 nädala (umbes kuus aastat) Prantsusmaal ja Hispaanias.

Avaliku sektori toetused saab jagada kaheks kategooriaks – rahalised ja mitterahalised. Rahaliste kulutuste alla kuulub enamasti vanemapuhkus, kuid ka ühekordsed toetused. Ning mitterahaliste toetuste alla erinevad teenused peredele ning lasteaia ja alghariduse võimaldamine. Tõendid näitavad, et riiklike investeeringute tulemuslikkus inimkapitali on suurem, kui see toimub varases lapsepõlves ehk enne koolikohustust ning toetused hõlmavad kogu lapsepõlve. Selle alla kuuluvad sularahamaksud sünnituse ajal, vanemate puhkus kodus laste hooldamiseks ja lapsehooldusteenused. Enamikus riikides on riiklikud kulutused peredele koondunud kohustuslikele kooliaastatele. (OECD, 2011)

Riigid pakuvad erinevaid vanemapuhkuseid. Mõnes riigis on puhkusepoliitika kooskõlastatud poliitikaga, mis puudutab mitte-vanemlikku lapsehooldust, nii et vanemad saavad valida, kas võtta puhkust või kasutada riiklikku lapsehooldus asutust. Mõnes riigis langevad töökohaga kaitstud puhkused kokku palga asendamise perioodidega ning teistes riikides on õigus töökaitsele ja töötasule kooskõlastatud minimaalselt. (Ray et al., 2010) Emapuhkus aitab hoida seotust tööturuga, eriti kui töötatakse kõrgema kvalifikatsiooniga ametil ja emapuhkusega kaasneb garantii, et saab peale emapuhkust naasta tagasi samale ametikohale. Tasustatud emapuhkuse korral suurendab see võimalust, et naised sisenevad tööturule juba enne laste saamist, et parandada pere majandusliku olukorda laste kasvatamise ajal. (Jaumotte, 2004; Hegewisch & Gornick, 2011)

Samuti võib emapuhkus mõjutada naiste tööhõivet negatiivselt. Pikaajaline emapuhkus võib kahjustada karjäärivõimalusi ja halvendada tööturuoskuseid, mis muudavad tööturule naasmise raskemaks. 17 OECD riigi andmetel läbi viidud analüüsis, selgus, et negatiivne mõju avaldus, kui emapuhkus on pikem kui 20 nädalat. Lisaks on leitud tööle naasmise seos haridustasemega. Naistel, kellel on madalam haridustase on pärast lapse saamist madalam tööle naasmise määr. Madalama kvalifikatsiooniga töökohtadel on väiksem tõenäosus, et makstakse tasustatud

puhkusehüvitisi ja palk on madal ja ei pakuta lapsehoiuteenust, mis võimaldaks tööle naasta. (Jaumotte, 2004; Hegewisch & Gornick, 2011)

Kõrgem haridustase suurendab tööalast konkurentsivõimet. Tööhõivemäära kasv aitab omakorda kaasa majandustulemustele ja vaesuse leevendamisele, saavutades seega strateegia kaasava majanduskasvu eesmärgi. Lisaks võib teadus- ja arendustegevuse suutlikkuse ning innovatsiooni suurendamine parandada konkurentsivõimet ja seega aidata kaasa töökohtade loomisele. (Palova & Vejacka, 2018)

Naiste tööhõive määra kasvule OECD riikides on leitud mitmeid mõjutegureid nii nõudluse kui pakkumise poolelt, kuid erialases kirjanduses on peamiseks faktoriks toodud majanduse arengutase. Majandusarengu erinevates faasides on aga riigi arengutaseme mõju naiste tööhõivemääradele ebahühtlane, moodustades U-kujulise kõvera. Madalama arengutasemega riikides ehk majandusarengu esimeses faasis on naiste osalus tööturul kõrge, töötades peamiselt pereettevõtluses. See hõlmab töötamist põllumajanduses ja loomafarmides, kus on naistel kerge ühendada töö- ja pereelu. Majandusarengu ja tööstusmajanduse poole liikumisel naiste võimalused osaleda tööjõus vähenevad ja nad tõrjutakse tööturult välja meeste suurenenud tööturuvõimaluste ning sotsiaalsete barjääride esinemise tõttu. Tööd tehakse kodust eemal ja naistel on keerulisem ühendada töö- ja pereelu. Lisaks masinate kasutusele võtmine nõuab töötajatelt kõrgemat haridustaset ja masinate valdamisoskuseid, mis piirab naiste võimalust osaleda tööjõus. Riikide arengu jätkudes ja liikumisel kolmandasse faasi naiste haridustase tõuseb ja teenindussektori tööpakkumine suureneb ja naistel on taas võimalik liituda tööjõuga. (Altuzarra et al., 2019; Thevenon, 2013)

1.3. Naiste tööhõive kriiside ajal

Uuringud näitavad, et naised reageerivad negatiivsetele ja positiivsetele tööturu šokkidele asümeetriliselt. Madala kvalifikatsiooniga naised langevad pärast negatiivset šokki kiiremini tööjõust välja ja naasevad pärast positiivset šokki aeglaselt tagasi tööturule. (Mishra & Smyth, 2010)

Ülemaailmne majanduskriis 2007. aastal mõjutas tugevalt majandust ja tööhõivet. Majanduslangus tabas esimesena rohkem mehi, kuna nad on finantsturgudel peamised tegijad. Naiste tööhõive tõusis enamikes OECD riikides ning poole tööjõust moodustasid sel ajal naised. (Maier, 2011) Uutes liikmesriikides nagu Sloveenia, Slovakkia, Bulgaaria, Ungari, Rumeenia, Poola ja Tšehhi Vabariik, tööturu tingimused halvenesid naistele. Osaliselt oli põhjuseks lastehoiuvõimaluste vähenemine ja muule toetusele vanematele töö- ja perekohustuste ühildamisel ning kasvavast konservatiivsest suhtumisest naiste majanduslikesse ja sotsiaalsetesse rollidesse. (Szelewa & Polakowski, 2008) Majanduslanguse taastumisele järgnes eelarve konsolideerimisele suunatud avaliku poliitika faas ehk kokkuhoiu periood. Sellel perioodil oli suurim mõju naiste tööhõivele, kuna kokkuhoiumeetmed mõjutasid töö valdkondi (avalik sektor, sotsiaalteenused), kus domineerivad naised. (Perivier, 2018)

2019 aasta lõpus hakkas levima koroonaviirus, mis mõne kuuga kujunes ülemaailmseks pandeemiaks. Pandeemia on mõjutanud peaaegu kõiki ühiskonna aspekte. 2022 aasta viimase kvartali andmete põhjal on COVID-19 viiruse tõttu kaotanud oma elu üle 6,6 miljoni kodaniku (World Health Organization, 2022). Koroonaviiruse leviku tõkestamiseks 2020 aasta alguses läksid enamik riikide piirid lukku ja riikides kehtestati karmid piirangud. Viiruse kiire leviku tõttu kehtestati sotsiaalse distantseerumise reegel ehk inimesed pidid hoidma kahe meetrilist vahet. Sellega kaasnes koolide, avatud kontorite ja meelelahutuskohtade ajutine sulgemine ja piiramine. Koolitunnid hakkasid toimuma läbi kommunikatsiooniplatvormi (Teams, Zoom), töötajad töötasid kodukontoris ja paljud poed töötasid vaid e-poe vahendusel.

Paljud vanemad on lasteaegade ja kooli sulgemise ning sotsiaalse distantseerumise tõttu COVID-19 kriisi ajal kaotanud juurdepääsu institutsionaalsele ja mitterahalistele lapsetoetusele, näiteks koolijärgsed programmid ja rahvamajad. Selline lapsehooldustoetuse vähenemine on oluliselt mõjutanud lapsevanemaid, kellel on väikelapsed ja/või kooliealised lapsed. Nõudlus koduse hooldustöö järele suurenes oluliselt, mis sundisid mõningaid vanemaid oluliselt kohandama oma

tasustatud ja tasustamata tööruutiini, et toetada ja juhendada lapsi terve päeva jooksul. Ameerika Ühendriikides perioodil veebruar kuni aprill 2020 vähendasid alla 13-aastaste lastega emad oma tööjõumäära 3 – 4 protsendipunkti võrra ning samal ajal vähendasid ka isad oma tööturul osalemist, kuid nende lahkumise määr oli 1–2 protsendipunkti madalam kui emadel. (Yavorsky et al., 2021; Cassinat et al., 2021)

Kõige rohkem kannatasid riigid, mis sõltuvad madala tootlikkusega teenindustegevusest ja kus avaliku sektori tööhõive osakaal on madal, näiteks Euroopas Vahemereäärsed riigid. Sotsiaalse distantseerumise meetmetest põhjustatud tööhõive vähenemine oli suurim valdkondades: hotell ja restoran, kunst ja vaba aeg, põllumajandus, teenindustegevus, toit, hulgi- ja jaekaubandus ning ehitus ning madalaim arvutiteenustes, telekommunikatsioon ja nõustamine ning teadus- ja tehnikaalane tegevus (Fana et al., 2020).

1.4. Varasemad empiirilised uuringud

Tasseven et al (2016) uurisid naiste tööhõive kasvu põhjuseid OECD riikides. Uurides lähemalt tööjõu pakkumist ja nõudlust. Nad viisid läbi ajaperioodil 1990 - 2013 ja 32 OECD riigi andmete põhjal kasutades paneelandmetega logit-mudelit. Nad leidsid, et kõige tugevam positiivne seos on sündimuskordajaga ja lisaks on positiivne oluline seos veel töötuse määra, SKP kasvuga.

Jaumotte (2004) uuris lähemalt poliitika mõju naiste tööhõive muutustele. Ta võrdles erinevate riikide poliitikat, mis aitavad ühendada pere ja tööelu. Ta viis 17 OECD riigi andmetel perioodil 1985 - 1999 läbi regressioonanalüüsi keskendudes abielus naistele, kellel on lapsed. Mudeli kirjeldusvõime oli 99%. Ta leidis, et lapsetoetused vähendavad naiste soovi astuda tööturule osakoormusega ja riik peaks pigem pakkuma tasustatud emapuhkust.

Tasseven (2017) viis läbi analüüsi G8 riikide andmetel, milleks olid Kanada, Saksamaa, Prantsusmaa, Ühendkuningriik, Jaapan, Itaalia, Venemaa ja Ameerika Ühendriigid. Ta kaasas sõltumatuteks muutujateks SKP kasvu, põhi-, kesk- ja kõrghariduses osalevate naiste osatähtsus, sündimuskordaja, töötusmäära, töötajate arvu ja naiste eeldatav eluiga. 1995 – 2013 perioodi andmete põhjal, tuli analüüsi lõppmudelil olulisteks näitajateks SKP kasv ja keskhariduses osalevate naiste osatähtsus, millel oli positiivne seos naiste tööhõivemääraga. Samuti oluliseks näitajaks oli töötusemäär, mis mõjutas negatiivselt naiste tööhõivet.

Mishra & Smyth (2010) uurisid lähemalt sündimuskordaja ja naiste tööhõive määra vahelist seost perioodil 1980 – 2005. Nad leidsid, et naiste tööhõive määra ja sündimuskordaja vahel on negatiivne seos, kuid uurides perioodi 1995 – 2005 riikide kaupa, selgus, et esineb kahesuunaline seos. Karjäärile keskenduvad naised said vähem lapsi ja perele keskendunud naistel oli raskem tagasi asuda tööle.

Thevenon (2013) analüüsis tööturu muutuste ja poliitikate, mis aitavad siduda töö- ja pereelu, mõju naiste tööhõivele kasutades 18 OECD riigi andmeid perioodil 1980 – 2010. Ta leidis, et töökohtade suurenemisel teenindussektoris on positiivne mõju naiste tööhõivele, kuna suureneb osalise koormusega töökohtade arv. Samuti oli positiivne seos ka haridustasemega, kuid iga lisaasta, mis

on kasutatud hariduse saamiseks vähendas võimalust töötada täiskohaga, kuna kõrgema kvalifikatsiooniga töökohtade pakkumine on madal. Erinevaid peredele suunatud poliitikaid võrreldes, leiti, et valitsuse poolt pakutavatel laste eest hoolitsemise asutustel on tugevam efekt naiste tööhõivele kui pakutakse ka teisi toetuseid töötavatele emadele, näiteks tasustatud vanemapuhkus. Kuid kõrgemalt tasustatud vanemapuhkusel leiti seevastu negatiivne mõju naiste tööhõivele, tõkestades tööle naasmist.

Pampel & Tanaka uurisid naiste tööhõivet erinevates arengufaasides. Nad kinnitasid 70 riigi andmetel ära U-kujulise seose naiste tööhõive ja majandusarengu vahel. Majandusarengu mõõtmiseks nad kasutasid energia kasutust elaniku kohta. Lisaks kaasasid nad analüüsi teisi mõjutegureid, millest statistiliselt oluliseks osutusid naiste haridustase ja naiste osakaal tervest elanikkonnast, millel oli positiivne mõju naiste tööhõivele ning negatiivselt mõjutas naiste tööhõive määra leibkonna suurus ehk laste arv.

Patimo et al. (2015) uurisid Lõuna-Euroopa riikide naiste tööhõivet. Nad kaasasid oma uuringusse Kreeka, Itaalia, Hispaania ja Portugali. Nad leidsid, et meeste töötusemäära suurenemine julgustab naisi töøjõus osalema, kuna perekonna sisstulek langeb. Sarnasel põhjusel abielulahutus suunab naisi töøjõus osalema, eriti kui peale lahutust naised oma lastega ei saa mehe poolt toetusraha. Lisaks avaldavad positiivset mõju naiste tööhõivele avaliku sektori kulutused pere- ja lastepoliitikale ning sündimuskordaja.

Drobnic et al. (1999) uurisid oma töös perekonna mõju naiste tööhõivele võrreldes Saksamaa ja Ameerika Ühendriikide andmeid. Nad leidsid, et Ameerikas abiellumine suurendab töölt lahkumist. Mõlema riigi puhul leiti negatiivne seos sündimuskordaja ja naiste tööhõive määra vahel. Kuid Saksamaal mõjutab laste arv peres rohkem perekonna finantstaset kui Ameerikas. Saksamaa andmetega oli näha positiivset seost naiste tööhõive määra ja sündimuskordaja vahel, kuna naised pidid asuma tööle, et toetada perekonda finantsiliselt.

Nam (1991) uuris oma töös naiste tööhõive mõjutegureid Korea Vabariigis perioodil 1970 – 1980. Ta leidis, et naised, kes on omandanud vähemalt põhihariduse, osalevad rohkem töøjõus kui hariduseta naised. Samuti kõrgema hariduse omandamine motiveerib naisi otsima tööd. Lisaks ta leidis, et madalama sissetulekuga perekonnad on kaks kuni kolm korda suurema tõenäosusega otsima tööd kui perekonnad, kes on kasvanud rikkamas perekonnas ja neil on olemas oma vanemate toetus.

Tabel 1. Varasemad empiirilised uuringud.

Autor	Ajaperiood	Valim	Järeldused
Tasseven et al (2016)	1990 - 2013	32 OECD riiki	Töötuse määr, SKP kasv ja sündimuskordaja mõjutavad positiivselt naiste tööhõivet.
Jaumotte (2004)	1985 - 1999	17 OECD riiki	Meeste töötuse määr, haridustase, tasustatud emapuhkus ja laste toetused mõjutavad positiivselt naiste tööhõivet ning naiste töötuse määr negatiivselt.
Tasseven (2017)	1995 - 2013	G8 riigid	SKP kasv ja keskharidus mõjutavad positiivselt naiste tööhõivet ning töötusmäära ja naiste tööhõivemäära vahel on negatiivne seos.
Mishra & Smyth (2010)	1980 - 2005	29 OECD riiki	Naiste tööhõive määr ja sündimuskordaja vahel on negatiivne seos.
Thevenon (2013)	1980 - 2010	18 OECD riiki	Naiste haridustaseme suurenemine ja osakoormusega töökohtade suurenemine teenindussektoris tõstavad naiste tööhõive määr.
Pampel & Tanaka (1986)	1965 ja 1970	70 riiki	Perekonna suurusel on negatiivne mõju naiste tööhõive määrale ja naiste haridustasemel ning naiste osakaalul tervest populatsioonist on positiivne mõju.
Patimo et al. (2015)	1986 - 2011	4 Euroopa riiki	Sündimuskordajal, lahkuminemise protsendil, meeste töötusemääral ja avalikusektori kulutustel pere- ja lastepoliitikale on positiivne mõju naiste tööhõivele.
Drobnic et al. (1999)	1987 - 1988	Amerrika Ühendriigid ja Saksamaa	Abiellumise tagajärjel väheneb naiste tööhõive määr Ameerikas. Sündimuskordaja ja naiste tööhõive määr vahel on negatiivne seos, kuid laste arvu kasvades võib seos Saksamaal olla ka positiivne.
Nam (1991)	1970 - 1980	Korea Vabariik	Vähemalt põhihariduse omandanud naiste osakaalu ja SKP kasvul on positiivne mõju naiste tööhõive määrale.

Allikas: autori koostatud tuginedes varasemale empiirilisele kirjandusele

2. ANDMED JA METOODIKA

Teises peatükis tutvustatakse analüüsis kasutavaid andmeid, tuues välja mõjutegurite allikad ja olemuse ning eeldatava mõju. Lisaks tutvustatakse uurimismeetodi ning tuuakse välja kirjeldav statistika.

2.1. Andmete ülevaade ja kaastavad mõjutegurid

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärk on uurida erinevate tegurite mõju naiste tööhõivele OECD riikides. Esimeses peatükis väljatoodud teoreetilised ja empiirilised uuringud on analüüsinud erinevaid võimalikke naiste tööhõive mõjutegureid. Antud peatükis antakse ülevaade ja tutvustatakse lähemalt käesolevas bakalaureusetöös kasutatavaid näitajaid ning tuuakse välja nende eeldatav mõju naiste tööhõivele.

Töös kasutatavad paneelandmed on pärit OECD ja World Bank andmebaasidest. Tulenevalt andmete kättesaadavusele erinevates andmebaasides on analüüs läbiviidud perioodil 2000 – 2021. Analüüsi on kaasatud 38 OECD riigi andmed - 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, Põhja-Iirimaa ja Suurbritannia Ühendkuningriik.

Ökonomeetrilise mudeli sõltuvaks tunnuseks on valitud naiste tööhõive määr, mille andmed on võetud OECD andmebaasist. Naiste tööhõive määr on tööga hõivatud naiste osakaal tööealisest elanikkonnast ning mõõdetud protsendina. Tööealiseks elanikkonnaks loetakse naisi vanuses 15-64.

Töö teoreetilise osas on välja toodud sündimusekordaja negatiivne mõju naiste tööhõivele, seega on analüüsi kaasatud sündimuskordaja. Sündimuskordaja näitab keskmist elussündinud laste arvu

ühe naise kohta fertiilse ea jooksul konkreetsel aastal ja konkreetses riigis. Andmed analüüsi jaoks pärinevad OECD andmebaasist.

Lisaks sündimuskordajale on kaasatud sõltumatuteks muutujateks veel tasustatud emapuhkuse pikkus nädalates ja avaliku sektori mitterahaliste toetuste osakaal SKP-st, mis kirjeldavad võimalusi pereloomiseks töö kõrvalt. Mitterahalised toetused on avaliku sektori poolt rahastatud teenused, mis on abiks laste kasvatamisel nagu lastehoid, lasteaed ja koduabiteenused abivajavatele peredele. Mitterahalised toetused on mõõdetud osakaaluna SKP-st. Mõlemate näitajate andmed on võetud OECD andmebaasist.

Tööhõive kasvuga on tihedalt seotud haridustase. Kõrgem haridustase võimaldab tööle asuda kõrgematele positsioonidele, kus tööjõus osalemise pikkus on tavaliselt pikem kui klienditeeninduses. Kõrghariduse omandanud naiste osakaalu naissoolisest elanikkonnast võetakse Maailmapanga andmebaasist. Näitaja väljendab protsentides osakaalu kõigist naistest, kes riigis elavad, kellel on omandatud vähemalt kõrgharidus või sellega võrdsustatud tasemel haridus.

Meeste tööhõive määra ja naiste töötuse määra puhul on kasutatud OECD andmeid. Meeste tööhõive määr on mõõdetud samamoodi nagu naiste tööhõive määr. Töötusmäär on mõõdetud töötute osakaaluna tööealisest elanikkonnast, kus töötuteks loetakse inimesi, kellel ei ole töökohta ja on valmis töötama ning on teinud vajalikud sammud, et leida tööd.

Seletavate muutujate andmete allikad ja nende mõju naiste tööhõivele tuginedes varasematele uuringutele on toodud ülevaatlikult tabelis 2. Tabelis on avaldatud eeldavata mõju suund, andmata hinnangut selle seose võimalikule tugevusele.

Tabel 2. Seletavate muutujate allikad ning seos naiste tööhõivega

Näitaja	Eeldatav seos naiste tööhõivega (+/-)	Allikas
Sündimuskordaja	-	OECD andmebaas
Tasustatud emapuhkuse pikkus nädalates	+	OECD andmebaas
Avaliku sektori mitterahaliste toetuste osakaal SKP-st (%)	+	OECD andmebaas
Kõrghariduse omandanud naiste osakaal (%)	+	Maailmapanga andmebaas
Meeste tööhõive määr (%)	-	OECD andmebaas
Naiste töötuse määr (%)	-	OECD andmebaas

Allikas: Autori koostatud varasemate empiiriliste uuringute alusel

2.2. Uurimismeetodi kirjeldus

Käesoleva bakalaureusetöö raames viiakse läbi paneelandmete ökonomeetiline analüüs. Ökonomeetrilise analüüsi läbiviimiseks kasutatav meetod on regressioonanalüüs. Regressioonanalüüs abil on võimalik uurida näitajate vahelist sõltuvust (Sauga, 2007). Töö käigus läbi viidav analüüs tehakse tarkvaras Gretl.

Mudeli kujundamisel lähtutakse esmalt harilike vähimruutude meetodi (*Ordinary Least Squares*, OLS) mudelist. F-testi abil hinnatakse, kas fikseeritud efektidega (*Fixed effects*, FE) mudelil on parem selgitusvõime kui OLS mudelil. Juhuslike efektidega (*Random effects*, RE) mudeli uurimisel viiakse läbi Waldi test (*Joint test on named regressors*), mis näitab, kas regressorid on statistiliselt olulised. Waldi testi nullhüpoteesiks on, et regressorid ei ole statistiliselt olulised, sisuka hüpooteesi vastu võtmise puhul on vähemalt üks regressor statistiliselt oluline. Seejärel Breusch-Pagani testiga kontrollitakse, kas juhuslike efektidega mudel on parem kui OLS mudel. Hausmani testiga selgitatakse, kas mudelis esinevate vealiikmete ning seletavate tunnuste vahel esineb korrelatsioon või mitte. Nullhüpooteesi vastu võtmisel kasutatakse juhuslike efektidega mudelit ja ümber lükkamise ja sisuka hüpooteesi vastu võtmise korral fikseeritud efektidega mudelit.

Mudeli sõltuvaks muutujaks on määratud naiste tööhõive määr protsentides ja seletavad tunnused on sündimuskordaja, SKP aastane kasv protsentides, kõrgharidusega naiste osakaal kogu naissoolisest elanikkonnast protsentides, meeste tööhõive määr protsentides, naiste töötuse määr protsentides, tasustatud emapuhkuse pikkus nädalates ning avaliku sektori mitterahaliste hüvitiste osakaal SKP-st. protsentides. Kuna seletavate tunnuste mõju avaldub naiste tööhõivele pigem ajalise viitega, siis on sellega arvestamiseks lisatud mudelis seletavatele muutujatele üheaastane viiteaeg. Analüüsitav mudel on järgmine:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{1it-1} + \beta_2 x_{2it-1} + \beta_3 x_{3it-1} + \beta_4 x_{4it-1} + \beta_5 x_{5it-1} + \beta_6 x_{6it-1} + \beta_7 x_{7it-1} + u_t \quad (1)$$

kus

Y – naiste tööhõive määr protsentides

x_1 – sündimuskordaja

x_2 – SKP aastane kasv protsentides

x_3 – kõrgharidusega naiste osakaal protsentides

x_4 – meeste tööhõive määr protsentides
 x_5 – naiste töötuse määr protsentides
 x_6 – tasustatud emapuhkuse pikkus nädalates
 x_7 – avaliku sektori mitterahaliste hüvitiste osakaal SKP-st protsentides
 α – vabaliige
 u – vealiige
 i – riigi number
 t – aasta tunnus

Analüüsiks kasutatavad andmed on kvantitatiivsed, mis koosned nii ristanndmetest ja aeGRIDadest. Aegread võivad olla statsionaarsed või mittestatsionaarsed. Kui vaatluste arv jääb vahemikku 10-250 ja ajaperioodide arv vahemikku 25-250, siis saab kasutada Levin-Lin-Chu testi. Kui vaatluste arv on suurem kui ajaperioodide arv, siis pole statsionaarsust vaja testida. (Baltagi, 2005) Antud lõputöös on riikide ehk vaatluste arv 38 ja ajaperioodide arv 22 ning seega statsionaarsust ei ole vaja kontrollida.

Analüüsi perioodis on toimunud kaks kriisi, majanduskriis ja koroonakriis, mis võivad avaldada mudeli hinnangutes mõju parameetritele. Nende mõjudega arvestamiseks on võimalik kasutada aja fiktiivseid tunnuseid. Need võimaldavad arvestada majanduskriiside mõju hinnatavatele parameetritele. Tarkvara pakettis Gretl viiakse läbi kitsenduste Waldi test, mille abil saab hinnata, kas ajaefekt on oluline või mitte.

2.3. Kirjeldav statistika

Analüüsi läbiviimiseks on antud töös kaasatud 38 OECD riigi andmed ajavahemikul 2000-2021. Valimis on kokku 579 vaatlust. All olevas tabelis on autori poolt toodud töös kasutatavate andmete kirjeldav statistika. Tabel 3 näitab iga mõjuteguri puhul selle lühendit, keskmist, mediaani, miinimum ja maksimum väärtust ning variatsioonikordajat.

Tabel 3. Seletavate muutujate kirjeldav statistika

Tunnus	Kirjeldus	Keskmine	Mediaan	Variatsiooni- kordaja	Min	Max
FLFPR	Naiste tööhõive määr (%)	60,750	62,200	0,169	22,750	83,580
FR	Sündimus- kordaja	1,660	1,620	0,213	0,810	3,110
GDP	SKP aastane kasv (%)	2,352	2,500	1,477	-14,800	25,200
EDUC	Kõrgharidusega naiste osakaal (%)	33,620	33,940	0,365	9,013	68,380
MLFPR	Meeste tööhõive määr (%)	73,360	74,030	0,085	56,480	89,400
UNEMP_W	Naiste töötuse määr (%)	8,048	6,800	0,570	2,175	31,730
MLL	Tasustatud emapuhkuse pikkus (nädalad)	47,940	39,000	0,966	0,000	170,000
PSIK	Avaliku sektori mitterahaliste pereküvitiste osakaal (%)	0,816	0,663	0,639	0,018	2,486

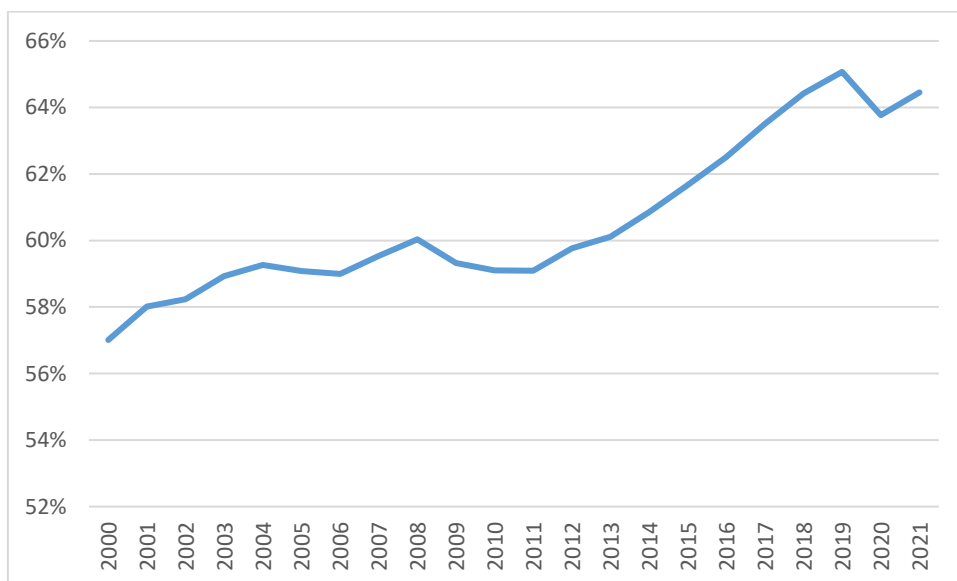
Allikas: Autori koostatud (World Bank, OECD)

Kirjeldava statistika alusel kõigub naiste tööhõive määr vahemikus 22,750 kuni 83,580 ning vaatlusperioodi aritmeetiline keskmine on 60,750. Madalaim väärtus on pärit Türgist aastal 2006 ja kõrgeim väärtus Islandilt 2016. aastal. Tabelist on näha, et meeste osakaal tööturul on suurem kui naistel ja samuti kõigub vähem. Meeste tööhõive jääb vahemikku 56,480 kuni 89,400 ja aritmeetiline keskmine on 73,360. Meeste tööhõive miinimumväärtus on pärit Poolast 2003. aastal ja maksimumväärtus Islandilt 2016. aastal nagu naiste tööhõive puhul.

Seletavate muutujate variatsioonikordajaid analüüsidest selgub, et kõige suurem väärtuste hajumine on SKP aastase protsentuaalse kasvu näitajal, mis on 1,477. OECD riikides on kasvanud

perioodil 2000 – 2021 SKP keskmiselt 2,352 ning minimaalne väärtus on -14,800 ja maksimaalne väärtus 25,200. Miinimumväärtus pärineb majanduskriisi ajal Leedust 2009. aastal ja maksimumväärtus esines Iirimaa andmetes 2015. aastal. Iirimaa kõrge SKP 2015. aastal on tingitud madalatest ettevõtte tulumaksumääradest, mille tõttu suured korporatsioonid tõid majandustegevuse üle Iirimaaale ja panustasid tootmisega Iirimaa SKPsse (OECD 2015).

Lisaks koostas autor graafilise joonise, toodud allpool, Joonis 1), et anda ülevaade muutustest naiste tööhõive määras OECD riikides perioodil 2000 – 2021. Jooniselt on näha, et naiste tööhõive on pidevalt kasvanud, kuid mõnede tagasilöökidega. Esimesena on näha langust perioodil 2009 – 2011, mis on seotud 2009. aastal alanud majanduskriisiga. Tugevamat langust on märgata 2020. aastal, kui algas ülemaailmne koroonakriis. Keskmise naiste tööhõive määr langes OECD riikides 1,3%, mis on poole rohkem kui 2009. aastal alanud majanduskriisi ajal. Lisaks kriiside mõjutustele on märgata nõrka langust 2006. aastal. See on tingitud Türgi andmete lisandumisest OECD andmebaasi. Nagu esimeses peatükis mainitud, on Türgil kõige madalam naiste tööhõive määr, see tõttu on mõju OECD riikide keskmisele üsna tugev.



Joonis 1. Keskmise naiste tööhõive määr OECD riikides perioodil 2000 – 2021
Allikas: OECD andmebaasi andmete põhjal koostatud autori poolt

3. EMPIIRILISE ANALÜÜSI TULEMUSED JA JÄRELDUSED

Viimases peatükis tuuakse välja empiirilise analüüsi tulemused, ökonomeetrilise analüüsi käigus tehtud mudelid ja nende hindamised ning mudeli lõplik kuju. Seejärel tõlgendatakse leitud seosed naiste tööhõive määra ja tuvastatud mõjutegurite vahel ning tehakse järeldused.

3.1. Empiirilise analüüsi tulemused

Käesoleva bakalaureusetöö käigus koostati esmalt korrelatsioonanalüüs, mille tulemiks olev korrelatsioonimaatriks on esitatud tabelis 4. Tabelist on näha, et kõikide korrelatsioonikordajate absoluutväärtused on alla 0,8. Alla 0,8 korrelatsiooni korral ei esine viiteid multikollineaarsuse olemasolule. See tähendab, et autori poolt kasutatavate andmete puhul multikollineaarsusega ehk tunnuste tugeva omavahelise korrelatsiooniga ei ole vaja arvestada (Gujarati et al., 2009).

Tabel 4. Korrelatsioonimaatriks

Muutuja	FLFPR	FR	GDP	EDUC	MLFPR	UNEMP W	MLL	PSIK
FLFPR	1	0,067	-0,084	0,617	0,568	-0,560	0,131	0,522
FR	-	1	0,070	0,253	0,140	-0,220	-0,317	0,291
GDP	-	-	1	-0,052	0,039	-0,094	-0,044	-0,148
EDUC	-	-	-	1	0,221	-0,317	-0,053	0,326
MLFPR	-	-	-	-	1	-0,671	-0,097	0,204
UNEMP W	-	-	-	-	-	1	-0,053	-0,250
MLL	-	-	-	-	-	-	1	0,169
PSIK	-	-	-	-	-	-	-	1

Allikas: Autori arvutused kasutatud allikate loetelus toodud andmete põhjal

Korrelatsioonimaatriksi põhjal on näha, et naiste tööhõivel on kõige tugevam seos naiste kõrghariduse olemasolu, meeste tööhõive määra, naiste töötuse määra ja avaliku sektori mitterahaliste hüvitiste osakaaluga SKP-st. Kõik eelnevalt nimetatud seosed peale naiste töötuse määra on positiivses seoses. See tähendab, et nende muutujate suurenedes kasvab naiste tööhõive. Kui vaadata seoste mõju naiste tööhõive määrale, siis on märgata, et sündimuskordajal on positiivne mõju, kuid varasemates empiirilistes uuringutes on leitud negatiivne mõju. Positiivne

seos võib olla tingitud asjaolust, et kõikides riikides ei ole perepoliitika väga head ja naistel on vaja osaleda tööjõus, et katta lastega seotud kulusid.

Regressioonanalüüsi tulemused kõikide mudelite kohta on esitatud tabelis 5, kus on välja toodud parameetrite hinnangud ja olulisuse tõenäosused. Mudelite originaalaruanded on toodud lisades 1-7.

Tabel 5. Regressioonanalüüsi tulemused.

Muutuja	OLS	FE	RE	FE 2	RE 2	FE 3
Konstant	17,255*** (4,523)	-0,049 (3,340)	0,584 (3,506)	-0,049 (8,291)	0,584 (8,228)	10,047 (9,070)
FR	-6,079*** (0,761)	2,508*** (0,732)	2,031*** (0,727)	2,508 (1,611)	2,031 (1,599)	3,403* (1,851)
GDP	0,079 (0,073)	0,069*** (0,023)	0,070*** (0,023)	0,069** (0,029)	0,070** (0,029)	0,044 (0,038)
EDUC	0,419*** (0,022)	0,392*** (0,015)	0,387*** (0,015)	0,392*** (0,039)	0,387*** (0,039)	0,141* (0,079)
MLFPR	0,499*** (0,051)	0,609*** (0,041)	0,606*** (0,042)	0,609*** (0,107)	0,606*** (0,106)	0,593*** (0,106)
UNEMP_ W	-0,261*** (0,074)	0,125** (0,050)	0,109** (0,050)	0,125 (0,108)	0,109 (0,106)	0,098 (0,102)
MLL	0,010* (0,006)	-0,002 (0,004)	-0,001 (0,004)	-0,002 (0,007)	-0,001 (0,005)	-0,003 (0,005)
PSIK	6,228*** (0,504)	-1,922*** (0,535)	-1,399*** (0,530)	-1,922 (1,271)	-1,399 (1,182)	-1,820 (1,190)
Vaatluste arv	578	578	578	578	578	578
Riikide arv	38	38	38	38	38	38
R ²	0,688	0,769	0,463	0,769	0,463	0,804
Breusch-Pagani testi p-väärtus	-	-	0	-	0	-
Kitsenduste F-testi p-väärtus	-	1,098x 10 ⁻²⁸⁵	-	1,259x 10 ⁻¹²⁸	-	2,650x 10 ⁻¹¹⁸
Hausmani testi p-väärtus	-	-	1,564x 10 ⁻⁶	-	4,419x10 ⁻⁸	-

Allikas: Autori arvutused kasutatud allikate loetelus toodud andmete põhjal

Märkused:

1. OLS – ühendatud OLS mudel, lisa 1
2. FE – fikseeritud efektidega mudel, lisa 2
3. RE – juhuslike efektidega mudel, lisa 3
4. FE 2 – fikseeritud efektidega mudel koos kohandatud standardvigadega, lisa 4
5. RE 2 – juhuslike efektidega mudel koos kohandatud standardvigadega, lisa 5
6. FE 3 – kahe-suunaline fikseeritud efektidega mudel koos kohandatud standardvigade ja ajaefektiga, lisa 6
7. Parameetrite olulisuse nivood 0,1; 0,05 ning 0,01 on tähistatud vastavalt märgistega *, ** ja ***

Esimesena viiakse läbi ühendatud regressioonmudeli hindamine, millest osutus olulisuse nivool 0,01 statistiliselt olulisteks muutujateks konstant, sündimuskordaja, kõrgharidusega naiste

osakaal, meeste tööhõive, naiste töötusemäär ja avaliku sektori mitterahaliste kulutuste osakaal SKP-st. Mudeli kirjeldusvõime, mida tähistab determinatsioonikordaja, on 0,688 ehk mudel seletab 68,8% naiste tööhõive kasvust valimis valitud ajaperioodil. Mudel on olulise nivool 0,05 statistiliselt oluline, seda näitab F-statistiku p -väärtus , mis on $3,5 \times 10^{-15}$. Mudeli edasiseks hindamiseks teostas autor RESET testi ehk mudeli spetsifikatsioonivigade test. Nullhüpoteesiks on, et mudeli kuju on õige. RESET testi p-väärtuseks osutus $5,031 \times 10^{-15}$, mistõttu tuleb vastu võtta sisukas hüpotees ehk mudeli kuju ei ole õige.

Järgnevalt viidi läbi fikseeritud efektide mudeli hindamine. Mudelis osutus nivool 0,01 statistiliselt olulisteks muutujateks sündimuskordaja, SKP kasv, kõrgharidusega naiste osakaal, meeste tööhõive määr ja avaliku sektori mitterahaliste kulutuste osakaal SKP-st. Mudeli seletusvõime paranes võrreldes eelneva mudeliga, seletades 76,9% naiste tööhõive muutusest. Fikseeritud efektide mudeli ja ühendatud mudeli võrdluseks viidi läbi kitsenduste F-test. Nullhüpotees on, et ühendatud mudel on parem kui fikseeritud efektidega mudel. Kitsenduste F-testi p-väärtus on $1,098 \times 10^{-285}$ ja vastu võetakse sisukas hüpotees – fikseeritud efektidega mudel on parem kui ühendatud mudel. Lisaks viidi läbi Wooldridge test autokorrelatsiooni testimiseks ja Waldi test heteroskedastiivsuse testimiseks. Wooldridge testi p-väärtuseks osutus $9,982 \times 10^{-12}$ ja vastu võeti sisukas hüpotees ehk esineb autokorrelatsioon. Waldi testiga saadi p-väärtus 0 ja vastu võeti samuti sisukas hüpotees ehk esineb heteroskedastiivsus.

Kolmas läbiviidud analüüs oli juhusliku efektiga mudel, kus osutusid nivool 0,01 statistiliselt oluliseks sündimuskordaja, SKP kasv, kõrgharidusega naiste osakaal, meeste tööhõive määr ja avaliku sektori mitterahaliste kulutuste osakaal SKP-st. Statistiliselt oluliseks osutusid samad näitad nagu fikseeritud efektide mudelis, kuid mudeli seletusvõime vähenes olles 46,2%. Juhusliku efektide mudelite võrdlemiseks eelnevate mudelitega viidi läbi kaks testi – Breusch-Pagan test ja Hausmani test. Nullhüpotees Breusch-Pagan testi puhul on, et ühendatud mudel on parem ning spetsiifilised juhuslikud efektid puuduvad ja Hausmani testi puhul, et üldistatud vähemruutude meetodi (GLS) hinnangud on mõjusad ning juhuslike efektidega mudeli on parem kui fikseeritud efektidega mudel. Nullhüpotees lükati ümber mõlema testi puhul ja võeti vastus sisukas hüpotees - Breusch-Pagan test, mille korral saadi olulisuse tõenäosus 0 ja Hausman test, kus p väärtus on $1,564 \times 10^{-6}$. Testidest järeldub, et tuleb kasutada fikseeritud efektidega mudelit.

Fikseeritud efektidega mudelis tuvastati eelnevalt autokorrelatsioon ja heteroskedastiivsus. Arvestades sellega, viis autor läbi nii fikseeritud efektidega kui ka juhuslike efektidega mudeli

hindamine kasutades kohandatud standardvigu (*Robust standard errors*). Mõlema mudeli puhul olid olulisuse nivool 0,05 statistiliselt olulised SKP kasv, kõrgharidusega naiste osakaal ja meeste tööhõive määr. Võrreldes eelnevate mudelitega muutus ebaoluliseks nivool 0,05 sündimuskordaja, naiste töötuse määr ja avaliku sektori mitterahaliste kulutuste osakaal SKP-st ning parameetrite hinnangud ei muutunud.

Analüüsis kasutatud ajavahemikus leidis aset eelnevalt mainitud kaks kriisi. Sellega arvestades viis autor läbi fikseeritud efektidega mudeli hindamise kaasates aja fiktiivsed tunnused. Kohandatud standardvigadega kahesuunaline fikseeritud efektidega mudelis osutusid nivool 0,1 statistiliselt oluliseks, sündimuskordaja, kõrghariduse naiste osakaal ja meeste tööhõive määr. Mudeli seletusvõime paranes ja on nüüd 80,4%. Mudelil viidi läbi Waldi test, mille nullhüpotees on, et ajaefekt ei ole oluline ning fiktiivsete tunnuste eemaldades mudel paraneb. Waldi testis saadud p-väärtus $5,734 \times 10^{-21}$, näitas, et nullhüpotees on ümber lükatud ning seega ajaefekt on mudelis oluline.

3.2. Tulemuste tõlgendamine ja järeldused

Bakalaureusetöö eesmärk oli uurida, millised tegurid mõjutavad naiste tööhõivet OECD liikmesriikide näitel. Vaatluse perioodiks kujunes 2000 – 2021 ja objektideks 38 OECD liikmesriiki. Paneelandmete regressioonanalüüsis kasutati ühendatud regressioonimudelit, fikseeritud ja juhuslike efektidega mudeleid. Eelmises peatükis osutus kõige sobivamaks mudeliks kohandatud standardvigadega kahesuunalise fikseeritud efektiga mudel, mille seletusvõime on 80,4%.

Sündimuskordajal on nõrk statistiliselt oluline positiivne suhe naiste tööhõive kasvuga. Sündimuskordaja suurenemine ühe protsendipunkti võrra toob kaasa naiste tööhõive määra kasvu 3,403 protsendipunkti võrra järgneval aastal. Varasemates empiirilistes uuringutes on saadud negatiivne seos, kuid antud mudelis ja korrelatsiooni maatriksis on nimetatud seos positiivne. Üks võimalik põhjus on see, et avalikud poliitikad aitavad ühendada töö- ja pereelu, mis omakorda suurendab nii ündimust ja töøjõus osalemist. Bowen & Finegan (2015) tõi oma töös välja, et positiivne seos võib esineda juhul, kui väikelaste kasvatamine suurendab naise leibkonna vajadust suurema sissetuleku järele ehk emadel on vajadus otsida tööd.

SKP aastane protsentuaalne kasv ei osutunud statistiliselt oluliseks lõplikus mudelis, kuid oli statistiliselt oluline fikseeritud ja juhuslike efektidega regressioonmudelites ilma ajaefektita. Positiivne seos majanduskasvu määra ja naiste tööhõive määra vahel oli ootuspärane. Majanduslanguse faasis tööhõive määr langeb, kuna töøjõu pakkumine langeb ning majanduskasvu puhul pakutavate töökohtade arv suureneb ja selle tõttu tööhõive määr kasvab.

Teiseks statistiliselt oluliseks muutujaks osutus autori koostatud mudelites naiste kõrghariduse osakaal, mille parameetri hinnang oli positiivne. Naiste kõrghariduse osakaalu suurenemine ühe protsendipunkti võrra toob naiste tööhõive määra kasvu 0,141 protsendipunkti võrra järgneval aastal. Antud näitaja oli statistiliselt oluline kõikides mudelites. Tuginedes varasematele empiirilistele uuringutele, kinnitas positiivse seose Jaumotte (2004) ja Thevenon (2013). Kõrghariduse omandanud naistel on seotus tööturuga pikaajalisem ja samuti on nende palk kõrgem. Samuti kõrghariduse omandanud naised lükkavad perekonna loomist edasi, et keskenduda esialgu karjäärile.

Meeste tööhõive määr on statistiliselt oluline nivool 0,01 positiivse parameetri hinnanguga. Meeste tööhõive määra suurenemine ühe protsendipunkti võrra toob naiste tööhõive määra kasvu 0,593 protsendipunkti võrra järgneval aastal. Tulemus oli vastupidine autori eeldustele, kuna varasemates teoreetilistes uuringutes, on toodud näitajate vahel välja negatiivne seos. Meeste tööhõive määra langedes, perekonna sissetulek väheneb ja naistel tekib vajadus otsida tööd, et toetada perekonda finantsiliselt. Positiivne seos võib olla tingitud asjaolust, et kuna tööhõivemäär on tugevalt seotud tööjõu pakkumisega, siis naiste ja meeste tööhõive määr liigub vastavalt tööjõu pakkumisega. Ehk kui riigis on töökohtade puudus, siis vähenevad nii naiste ja meeste tööhõive määrad ja töökohtade lisandumisel tõusevad taas mõlemate tööhõive määrad.

Naiste töötusemäär, tasustatud emapuhkuse pikkus ja avaliku sektori mitterahaliste toetuste osakaal SKP-st ei osutunud statistiliselt oluliseks mudelis. Üheks põhjuseks saab olla, et riigiti on peredele suunatud poliitikad erinevad. Varasemates teoreetilistes ja empiirilistes uuringutes on välja toodud, et emapuhkuse puhul on oluline veel faktor, et kas vanemapuhkusega kaasneb töökoha garantii.

KOKKUVÕTE

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks oli välja selgitada, millised tegurid mõjutavad naiste tööhõivet OECD riikides. Töö eesmärgi täitmiseks uuriti varasemaid teoreetilisi ja empiirilisi uurimusi, et välja selgitada naiste tööhõive olemus ning võimalikud mõjutegurid naiste tööhõivele. Varasema kirjanduse põhjal valiti sõltumatuteks muutujateks sündimuskordaja, SKP aastane kasv, naiste töötusemäär, avaliku sektori mitterahaliste hüvitiste osakaal SKP-st, tasustatud emapuhkuse pikkus nädalates, kõrghariduse omandanud naiste osakaal ning meeste tööhõive määr. Sõltuvaks muutujaks on naiste tööhõive määr. Valitud tegurite põhjal viis autor läbi ekonomeetrilise analüüsi tarkvarapaketi Gretl. Analüüsi raames vaadeldi 38 OECD riigi andmeid perioodil 2000 - 2021. Mudelid koostati kõigi seletavate tunnuste suhtes ühe aastase viitajaga. Koostatud mudelitest osutus testide põhjal kõige sobivamaks fikseeritud efektide mudel standardvigade ja ajaefektidega.

Mudeli hindamisel selgus, et statistiliselt olulised seosed esinesid naiste tööhõivel sündimuskordajaga, naiste kõrghariduse osakaaluga ja meeste tööhõive määraga. Sündimuskordaja suurenemine ühe protsendipunkti võrra toob naiste tööhõive määra kasvu 3,403 protsendipunkti võrra järgneval aastal. Antud seos oli vastupidine autori eeldustele, mis oli koostatud varasemate empiiriliste uuringute põhjal. Positiivne seos näitajate vahel näitab, et kulude suurenemisel peres tekib vajadus täiendava sissetuleku allikale ehk naised hakkavad tööd otsima. Samuti positiivne seos sündimuskordaja ja naiste tööhõive määra vahel võib näidata, et peredele suunatud poliitikad toimivad ja naistel on võimalik tööl käia laste kasvatamise kõrvalt. Naiste kõrghariduse osakaalu suurenemine ühe protsendipunkti võrra toob naiste tööhõive määra kasvu 0,141 protsendipunkti võrra järgneval aastal. Meeste tööhõive määra suurenemine ühe protsendipunkti võrra toob naiste tööhõive määra kasvu 0,593 protsendipunkti võrra järgneval aastal. Positiivne seos naiste ja meeste tööhõive määra vahel näitab, et tööhõive määr liigub vastavalt tööjõu pakkumisele.

Bakalaureusetöös koostatud mudeli tulemused olid kohati vastupidised autori eeldustega, mis olid püstitatud varasemate empiiriliste uuringute põhjal. Seetõttu võiks naiste tööhõive mõjutegureid tulevikus edasi analüüsida kasutades teisi näitajaid ja värskemaid andmeid. Lisaks võiks antud

teemat edasi uurida moodustades riikidest erinevad regioonid analüüsi läbi viimiseks, kuna mõjutegurid võivad mõjutada erinevatesse arengutasemetesse või geograafilistesse piirkondadesse kuuluvaid riike erinevalt.

SUMMARY

THE DETERMINANTS OF FEMALE LABOR FORCE PARTICIPATION IN OECD COUNTRIES

Kertu Traks

The majority of OECD countries will face an aging population in the coming decades. Although many OECD countries have seen a roaring increase in female labor force participation in the past few decades, none have successfully achieved the preferred rate of female labor force participation. The low rate of female labor force participation is tightly linked to raising children. Increasing the share of the female population actively participating the labor market may alleviate the stress on the working population caused by an aging population. By researching the factors driving female labor force participation, one can determine how it may be possible to drive female participation in the labor force.

The aim of the thesis is to determine which factors impact female employment in OECD countries. To achieve this goal, the following research questions have been posed:

1. How has female employment changed in OECD countries in past decades?
2. Which determinants of female labor force participation have been identified in past literature?
3. How is female employment in OECD countries linked to the determinants found?

In addition to paid labor, women have a greater responsibility towards undertaking unpaid work such as raising children, household chores, and taking care of the elderly. Because of this, a negative association between the fertility rate of a country and the female labor force participation rate has been noted in previous literature. A higher fertility rate leads to more unpaid work. This situation can be alleviated by family oriented public policies such as paid maternity leave and other family benefits. Another material factor in the rate of female employment is women's educational

attainment rate. A more educated female labor force can be employed in higher qualified roles, where the length of employment is longer than in, for example, the service sector.

In order to verify the determinants attributed to driving female labor force participation in previous studies, the author used regression analysis. A sample of 38 OECD countries was analyzed in the time frame 2000-2021. Pooled OLS as well as both fixed and random effects models were used to analyze the panel data.

In assessing the econometric model, the author found statistically significant effects on female labor force participation with regard to the fertility rate, female tertiary education attainment rate, and male employment rate. A one percentage point increase in the fertility rate leads to a 3,403 percentage point increase in the female labor force participation rate in the following year. Female tertiary education attainment rates increasing by one percentage point was shown to increase the female labor force participation rate by 0,141 percentage points the following year. A one percentage point increase in the male employment rate was shown to increase the female labor force participation rate by 0,593 percentage points the following year.

Female unemployment rates, economic growth rates, paid maternity leave length and public spending in kind were not found to be statistically significant determinants of female labor force participation in the econometric models.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Altuzarra, A., Gálvez-Gálvez, C., & González-Flores, A. (2019). Economic development and female labour force participation: The case of European union countries. *Sustainability*, 11(7), 1-18.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data* (3rd ed.). Chichester, UK: John Wiley & Sons Ltd.
- Barnett, R. C., & Hyde, J. S. (2001). Women, men, work, and family: An expansionist theory. *American psychologist*, 56(10), 781.
- Bowen, W. G., & Finegan, T. A. (2015). *The economics of labor force participation* (Vol. 2054). Princeton University Press.
- Brewster, K. L., & Rindfuss, R. R. (2000). Fertility and women's employment in industrialized nations. *Annual review of sociology*, 271-296.
- Burniaux, J. M., Duval, R., & Jaumotte, F. (2004). Coping with ageing: A dynamic approach to quantify the impact of alternative policy options on future labour supply in OECD countries. *OECD Economics Department Working Papers*, 371.
- Cassinat, J. R., Whiteman, S. D., Serang, S., Dotterer, A. M., Mustillo, S. A., Maggs, J. L., & Kelly, B. C. (2021). Changes in family chaos and family relationships during the COVID-19 pandemic: Evidence from a longitudinal study. *Developmental psychology*, 57(10), 1597.
- Drobnič, S., Blossfeld, H. P., & Rohwer, G. (1999). Dynamics of women's employment patterns over the family life course: A comparison of the United States and Germany. *Journal of Marriage and the Family*, 133-146.
- Fana, M., Torrejón Pérez, S., & Fernández-Macías, E. (2020). Employment impact of Covid-19 crisis: from short term effects to long terms prospects. *Journal of Industrial and Business Economics*, 47(3), 391-410.
- Gehring, A., & Klasen, S. (2017). Labor force participation of women in the EU—What role do family policies play?. *Labour*, 31(1), 15-42.
- Goldin, C. D. (1991). The role of World War II in the rise of women's employment. *The American Economic Review*, 741-756.
- Gujarati, D. N., Porter, D. C. (2009). *Basic Econometrics*. 5th ed. New York: McGrawHill/Irwin.

- Hegewisch, A., & Gornick, J. C. (2011). The impact of work-family policies on women's employment: a review of research from OECD countries. *Community, Work & Family*, 14(2), 119-138.
- International Labour Office. (2018). Women at Work in G20 countries: Progress and policy action. Geneva: ILO
- Jaumotte, F. (2004). Labour force participation of women: Empirical evidence on the role of policy and other determinants in OECD countries. *OECD Economic studies*, 2003(2), 51-108.
- Maier, F. (2011). Will the crisis change gender relations in labour markets and society?. *Journal of Contemporary European Studies*, 19(01), 83-95.
- Mishra, V., & Smyth, R. (2010). Female labor force participation and total fertility rates in the OECD: New evidence from panel cointegration and Granger causality testing. *Journal of Economics and Business*, 62(1), 48-64
- Nam, S. (1991, December). Determinants of female labor force participation: A study of Seoul, South Korea, 1970–1980. *Sociological Forum*, 6(4), 641-659.
- Padavic, I., & Reskin, B. F. (2002). Women and men at work. *Pine Forge Press*.
- Palová, D., & Vejačka, M. (2018). Analysis of employment in the EU according to Europe 2020 Strategy targets. *Economics & Sociology*, 11(3), 96-112.
- Pampel, F. C., & Tanaka, K. (1986). Economic development and female labor force participation: A reconsideration. *Social forces*, 64(3), 599-619.
- Patimo, R., Pereiro, T. G., & Calamo, R. (2015). About the determinants of female labor force participation in southern Europe. *Rivista Italiana di Economia Demografia e Statistica*, 69(1), 69.
- Pérvier, H. (2018). Recession, austerity and gender: A comparison of eight European labour markets. *International Labour Review*, 157(1), 1-37.
- OECD. (2011). Babies and bosses: reconciling work and family life: A synthesis of findings for OECD countries. *Publications de l'OCDE*.
- OECD. (2015). Ireland's trend GDP growth rate has declined. *OECD Economic Surveys: Ireland 2015*. Paris: OECD Publishing.
- OECD. (2022). Employment rate. Labour: Labour market statistics. Kasutatud 16. november 2022 <https://data.oecd.org/emp/employment-rate.htm>
- OECD. (2022). Family benefits public spending. Social Expenditure: Aggregated data. Kasutatud 30. november 2022 <https://data.oecd.org/socialexp/family-benefits-public-spending.htm>
- OECD. (2022). Fertility rates. Family Indicators. Kasutatud 30. november 2022 <https://data.oecd.org/pop/fertility-rates.htm>

- OECD. (2022). Unemployment rate. Labour: Labour market statistics. Kasutatud 30. november 2022 <https://data.oecd.org/unemp/unemployment-rate.htm>
- Ray, R., Gornick, J. C., & Schmitt, J. (2010). Who cares? Assessing generosity and gender equality in parental leave policy designs in 21 countries. *Journal of European Social Policy*, 20(3), 196-216.
- Sauga, A. (2007). Statistika õpik majanduseriala üliõpilastele. Tallinn: TTÜ kirjastus.
- Semyonov, M. (1980). The social context of women's labor force participation: A comparative analysis. *American Journal of Sociology*, 86(3), 534-550.
- Szelewa, D., & Polakowski, M. P. (2008). Who cares? Changing patterns of childcare in Central and Eastern Europe. *Journal of European Social Policy*, 18(2), 115-131.
- Tasseven, Ö., Altas, D., & Turgut, Ü. N. (2016). The determinants of female labor force participation for OECD countries. *Uluslararası Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 2(2), 27-38.
- Tasseven, O. (2017). The relationship between economic development and female labor force participation rate: a panel data analysis. In *Global Financial Crisis and Its Ramifications on Capital Markets* (pp. 555-568). Springer, Cham.
- Thévenon, O. (2013). Drivers of female labour force participation in the OECD. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, 145.
- World Health Organization (2022). COVID-19 Weekly Epidemiological Update. *Emergency Situational Updates*, 120.
- Yavorsky, J. E., Qian, Y., & Sargent, A. C. (2021). The gendered pandemic: The implications of COVID-19 for work and family. *Sociology Compass*, 15(6).
- Yenilmez, F., & Isıklı, B. (2010). The Comparison of Labor Force Participation Rate of Women in Turkey with the World Country Groups. *Anadolu University Journal of Social Sciences*, 10(3), 77-92.

LISAD

Lisa 1. Ühendatud mudeli aruanne

Model 1: Pooled OLS, using 578 observations
Included 38 cross-sectional units
Time-series length: minimum 5, maximum 19
Dependent variable: FLFPR

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	17.2554	4.52317	3.815	0.0002	***
FR_1	-6.07887	0.761077	-7.987	<0.0001	***
GDP_1	0.0789008	0.0725215	1.088	0.2771	
EDUC_1	0.419228	0.0220334	19.03	<0.0001	***
MLFPR_1	0.498949	0.0508804	9.806	<0.0001	***
UNEMP_W_1	-0.261252	0.0739070	-3.535	0.0004	***
MLL_1	0.0104460	0.00548113	1.906	0.0572	*
PSIK_1	6.22764	0.503974	12.36	<0.0001	***
Mean dependent var	60.38713	S.D. dependent var		9.946785	
Sum squared resid	17594.72	S.E. of regression		5.555892	
R-squared	0.691794	Adjusted R-squared		0.688009	
F(7, 570)	182.7731	P-value(F)		3.5e-141	
Log-likelihood	-1807.307	Akaike criterion		3630.614	
Schwarz criterion	3665.491	Hannan-Quinn		3644.213	
rho	0.969080	Durbin-Watson		0.060309	

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 568) = 34.9074$

with p-value = $P(F(2, 568) > 34.9074) = 5.03115e-15$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: $\text{Chi-square}(2) = 43.9788$

with p-value = $2.81915e-10$

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: $LM = 361.086$

with p-value = $P(\text{Chi-square}(35) > 361.086) = 8.5777e-56$

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

Null hypothesis: No first-order autocorrelation ($\rho = 0$)
Test statistic: $t(36) = 94.9988$
with p-value = $P(|t| > 94.9988) = 8.05496e-45$

Lisa 2. Fikseeritud efektidega mudeli aruanne

Model 2: Fixed-effects, using 578 observations
 Included 38 cross-sectional units
 Time-series length: minimum 5, maximum 19
 Dependent variable: FLFPR

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.0494220	3.33953	-0.01480	0.9882	
FR_1	2.50771	0.731580	3.428	0.0007	***
GDP_1	0.0693957	0.0229713	3.021	0.0026	***
EDUC_1	0.391981	0.0148767	26.35	<0.0001	***
MLFPR_1	0.608936	0.0414432	14.69	<0.0001	***
UNEMP_W_1	0.124534	0.0498838	2.496	0.0128	**
MLL_1	-0.00147336	0.00373654	-0.3943	0.6935	
PSIK_1	-1.92233	0.535286	-3.591	0.0004	***
Mean dependent var	60.38713	S.D. dependent var		9.946785	
Sum squared resid	1187.935	S.E. of regression		1.492907	
LSDV R-squared	0.979191	Within R-squared		0.769054	
LSDV F(44, 533)	570.0208	P-value(F)		0.000000	
Log-likelihood	-1028.341	Akaike criterion		2146.683	
Schwarz criterion	2342.864	Hannan-Quinn		2223.179	
rho	0.669513	Durbin-Watson		0.562700	

Joint test on named regressors -
 Test statistic: $F(7, 533) = 253.557$
 with p-value = $P(F(7, 533) > 253.557) = 4.38088e-165$

Test for differing group intercepts -
 Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: $F(37, 533) = 198.956$
 with p-value = $P(F(37, 533) > 198.956) = 1.09804e-285$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -
 Null hypothesis: the units have a common error variance
 Asymptotic test statistic: $\text{Chi-square}(38) = 2813.44$
 with p-value = 0

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -
 Null hypothesis: No first-order autocorrelation ($\rho = -0.5$)
 Test statistic: $F(1, 36) = 96.4968$
 with p-value = $P(F(1, 36) > 96.4968) = 9.98151e-12$

Lisa 3. Juhuslike efektidega mudeli aruanne

Model 3: Random-effects (GLS), using 578 observations
 Included 38 cross-sectional units
 Time-series length: minimum 5, maximum 19
 Dependent variable: FLFPR

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	0.584334	3.50573	0.1667	0.8676	
FR_1	2.03118	0.726724	2.795	0.0052	***
GDP_1	0.0697631	0.0234414	2.976	0.0029	***
EDUC_1	0.386673	0.0149740	25.82	<0.0001	***
MLFPR_1	0.605790	0.0415612	14.58	<0.0001	***
UNEMP_W_1	0.108941	0.0502946	2.166	0.0303	**
MLL_1	-0.00041592	0.00376713	-0.1104	0.9121	
	6				
PSIK_1	-1.39891	0.529593	-2.641	0.0083	***
Mean dependent var	60.38713	S.D. dependent var		9.946785	
Sum squared resid	30835.89	S.E. of regression		7.348694	
Log-likelihood	-1969.459	Akaike criterion		3954.918	
Schwarz criterion	3989.795	Hannan-Quinn		3968.518	
rho	0.669513	Durbin-Watson		0.562700	

'Between' variance = 32.1654

'Within' variance = 2.22877

mean theta = 0.929547

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(7) = 1728.27

with p-value = 0

Breusch-Pagan test -

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

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 2810.29

with p-value = 0

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(7) = 39.5066

with p-value = 1.56426e-06

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

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

Test statistic: F(1, 36) = 96.4968

with p-value = P(F(1, 36) > 96.4968) = 9.98151e-12

Lisa 4. Fikseeritud efektidega mudeli aruanne kohandatud standardvigadega

Model 4: Fixed-effects, using 578 observations
 Included 38 cross-sectional units
 Time-series length: minimum 5, maximum 19
 Dependent variable: FLFPR
 Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0.0494220	8.29089	-0.005961	0.9953	
FR_1	2.50771	1.61136	1.556	0.1282	
GDP_1	0.0693957	0.0290307	2.390	0.0220	**
EDUC_1	0.391981	0.0393230	9.968	<0.0001	***
MLFPR_1	0.608936	0.106687	5.708	<0.0001	***
UNEMP_W_1	0.124534	0.108401	1.149	0.2580	
MLL_1	-0.00147336	0.00646010	-0.2281	0.8208	
PSIK_1	-1.92233	1.27133	-1.512	0.1390	
Mean dependent var	60.38713	S.D. dependent var		9.946785	
Sum squared resid	1187.935	S.E. of regression		1.492907	
LSDV R-squared	0.979191	Within R-squared		0.769054	
Log-likelihood	-1028.341	Akaike criterion		2146.683	
Schwarz criterion	2342.864	Hannan-Quinn		2223.179	
rho	0.669513	Durbin-Watson		0.562700	

Joint test on named regressors -
 Test statistic: $F(7, 37) = 61.9144$
 with p-value = $P(F(7, 37) > 61.9144) = 1.70133e-18$

Robust test for differing group intercepts -
 Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: Welch $F(37, 158.2) = 301.287$
 with p-value = $P(F(37, 158.2) > 301.287) = 1.25925e-128$

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -
 Null hypothesis: No first-order autocorrelation ($\rho = -0.5$)
 Test statistic: $F(1, 36) = 96.4968$
 with p-value = $P(F(1, 36) > 96.4968) = 9.98151e-12$

Lisa 5. Juhuslike efektidega aruanne kohandatud standardvigadega

Model 5: Random-effects (GLS), using 578 observations
 Included 38 cross-sectional units
 Time-series length: minimum 5, maximum 19
 Dependent variable: FLFPR
 Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	0.584334	8.22819	0.07102	0.9434	
FR_1	2.03118	1.59919	1.270	0.2040	
GDP_1	0.0697631	0.0288112	2.421	0.0155	**
EDUC_1	0.386673	0.0384820	10.05	<0.0001	***
MLFPR_1	0.605790	0.105728	5.730	<0.0001	***
UNEMP_W_1	0.108941	0.106076	1.027	0.3044	
MLL_1	-0.00041592	0.00534634	-0.07780	0.9380	
	6				
PSIK_1	-1.39891	1.18195	-1.184	0.2366	
Mean dependent var	60.38713	S.D. dependent var		9.946785	
Sum squared resid	30835.89	S.E. of regression		7.348694	
Log-likelihood	-1969.459	Akaike criterion		3954.918	
Schwarz criterion	3989.795	Hannan-Quinn		3968.518	
rho	0.669513	Durbin-Watson		0.562700	

'Between' variance = 32.1654

'Within' variance = 2.22877

mean theta = 0.929547

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(7) = 457.864
 with p-value = 9.08763e-95

Breusch-Pagan test -

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

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 2810.29

with p-value = 0

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(7) = 47.5201

with p-value = 4.41853e-08

Lisa 6. Fikseeritud efektidega mudeli aruanne standardvigadega ja ajaefektiga

Model 4: Fixed-effects, using 578 observations
 Included 38 cross-sectional units
 Time-series length: minimum 5, maximum 19
 Dependent variable: FLFPR
 Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	10.0467	9.07002	1.108	0.2751	
FR_1	3.40269	1.85101	1.838	0.0741	*
GDP_1	0.0441468	0.0377821	1.168	0.2501	
EDUC_1	0.141045	0.0790612	1.784	0.0826	*
MLFPR_1	0.592569	0.105685	5.607	<0.0001	***
UNEMP_W_1	0.0983589	0.101557	0.9685	0.3391	
MLL_1	-0.00247511	0.00521970	-0.4742	0.6382	
PSIK_1	-1.81946	1.18990	-1.529	0.1347	
dt_2	-4.80455	1.67041	-2.876	0.0066	***
dt_3	-4.37154	1.58212	-2.763	0.0089	***
dt_4	-4.16194	1.43230	-2.906	0.0062	***
dt_5	-3.75698	1.26157	-2.978	0.0051	***
dt_6	-3.53532	1.15026	-3.073	0.0040	***
dt_7	-3.18289	1.03336	-3.080	0.0039	***
dt_8	-3.03143	0.943863	-3.212	0.0027	***
dt_9	-3.23697	0.850960	-3.804	0.0005	***
dt_10	-4.00562	0.709822	-5.643	<0.0001	***
dt_11	-2.37137	0.690308	-3.435	0.0015	***
dt_12	-2.13600	0.654607	-3.263	0.0024	***
dt_13	-1.81889	0.593889	-3.063	0.0041	***
dt_14	-1.72122	0.467229	-3.684	0.0007	***
dt_15	-1.13437	0.360606	-3.146	0.0033	***
dt_16	-0.850847	0.298313	-2.852	0.0071	***
dt_17	-0.596687	0.280830	-2.125	0.0404	**
dt_18	0.0316957	0.290537	0.1091	0.9137	
dt_19	0.429796	0.284317	1.512	0.1391	
dt_20	0.0444547	0.367903	0.1208	0.9045	
Mean dependent var	60.38713	S.D. dependent var	9.946785		
Sum squared resid	1008.316	S.E. of regression	1.400608		
LSDV R-squared	0.982337	Within R-squared	0.803973		
Log-likelihood	-980.9642	Akaike criterion	2089.928		
Schwarz criterion	2368.941	Hannan-Quinn	2198.723		
rho	0.701555	Durbin-Watson	0.485005		

Joint test on named regressors -
 Test statistic: $F(7, 37) = 22.4514$
 with $p\text{-value} = P(F(7, 37) > 22.4514) = 1.61545e-11$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(37, 162.4) = 206.153$

with p-value = $P(F(37, 162.4) > 206.153) = 2.64973e-118$

Wald joint test on time dummies -

Null hypothesis: No time effects

Asymptotic test statistic: Chi-square(19) = 142.627

with p-value = $5.73416e-21$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance

Asymptotic test statistic: Chi-square(38) = 1306.85

with p-value = $1.25754e-249$

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

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

Test statistic: $F(1, 36) = 79.2413$

with p-value = $P(F(1, 36) > 79.2413) = 1.26341e-10$

Lisa 7. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina Kertu Traks

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose „Naiste tööhõive mõjutegurid OECD riikides“,

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.

15. detsember 2022

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