

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Grete Ly Pindma

**SOOLISED LÕHED HARIDUSES JA TÖÖHÕIVES NING NENDE
SEOS MAJANDUSKASVUGA**

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Heili Hein, MA
Kaasjuhendaja: Ako Sauga, PhD

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 8528 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Grete Ly Pindma

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 185260TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: gretelyp@gmail.com

Juhendaja: Heili Hein, MA:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaasjuhendaja Ako Sauga, PhD:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE	5
SISSEJUHATUS.....	6
1. MAJANDUSKASV NING SOOLISED LÕHED HARIDUSES JA TÖÖHÕIVES	8
1.1. Hariduse mõju majanduskasvule.....	8
1.1.1. Haridus inimkapitali teooria osana.....	8
1.1.2. Hariduse mõju majanduskasvule.....	11
1.2. Soolised lõhed hariduses ja tööhõives ning nende võimalik mõju majanduskasvule	13
1.2.1. Soolised lõhed hariduses	13
1.2.2. Soolised lõhed tööhõives.....	15
1.2. Varasemad empiirilised uurimused.....	17
2. ANDMED JA METOODIKA.....	20
2.1. Kasutatavad andmed	20
2.2. Uurimismeetodi ja mudeli kirjeldus.....	22
2.3. Kirjeldav statistika	24
3. ÕKONOMEETRILINE ANALÜÜS	29
3.1. Õkonomeetrilise analüüsi tulemused	29
3.2. Tulemuste tõlgendamine ja järeldused.....	33
KOKKUVÕTE.....	37
SUMMARY	39
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU.....	41
LISAD	47
Lisa 1. Riikide liigitus regiooniti	47
Lisa 2. Ühendatud mudeli aruanne.....	49
Lisa 3. Fikseeritud efektiga mudeli aruanne	50
Lisa 4. Fikseeritud efektiga mudeli (kohandatud standardvead) aruanne.....	51
Lisa 5. Juhuslike efektidega mudeli aruanne	52
Lisa 6. Fikseeritud efektiga mudeli (kasutatud ajaefekti) aruanne.....	53
Lisa 7. Fikseeritud efektiga mudeli (kasutatud ajaefekti ja kohandatud standardvigu) aruanne	54
Lisa 8. Fikseeritud efektiga mudelite tulemused – ajaefekt.....	55
Lisa 9. OECD mudeli korrelatsioonimaatriks	56

Lisa 10. Fikseeritud efektiga mudeli (kasutatud ajaefekti ja kohandatud standardvigu) aruanne – OECD.....	57
Lisa 11. Fikseeritud efektiga mudeli (lisatud ajaefekt) tulemused – OECD.....	58
Lisa 12. Lihtlitsents.....	59

LÜHIKOKKUVÕTE

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks on uurida, kas ja kuidas on seotud soolised lõhed hariduses ja tööhõives majanduskasvuga. Kuigi lõhed hariduses ja tööturul on näidanud kiiret kahanemistrendi, on maailmas endiselt piirkondi, kus naiste ligipääs haridusele ja tööturule on piiratud. Sellised soolised lõhed võivad pikas perspektiivis pidurdada majanduskasvu, kuna naiste inimkapital on soolise hariduslõhe tõttu potentsiaalsest madalam ning naiste olemasoleva inimkapitali rakendamine tööhõivelõhe tõttu pärsitud.

Eesmärgi täitmiseks tutvuti varasemate teoreetiliste käsitluste empiiriliste uuringutega, mille ainetel koostati fikseeritud efektiga mudel tarkvarapaketi Gretl. Mudelis kasutati paneelandmeid 128 riigi kohta perioodil 1990–2010. Lisaks viidi läbi mudeli hindamine ka ainult OECD riigigrupi peal. Sõltuvaks muutujaks on sisemajanduse koguprodukti kasv ning sõltumatuteks muutujateks on eesmärgi täitmiseks lisatud keskmine meeste haridusaastate arv, naiste ja meeste haridusaastate suhe, meeste töäjõus osalemise määr ning naiste ja meeste töäjõus osalemise määra suhe. Lisaks on mudelisse lisatud ka rahvastiku kasv, majanduse avatus ning oodatav eluiga.

Mudeli tulemustest selgus, et naiste ja meeste tööhõives osalemise määra suhte suurenemine omab negatiivset seost majanduskasvuga, mis oli vastupidine autori ootustele. Haridusaastate suhe ei osutunud aga kummaski läbi viidud mudelis statistiliselt oluliseks. Autori ootustele vastupidised tulemused viitavad asjaolule, et majanduskasvu võivad mõjutada ka mitmed mudelist välja jäänud muutujad.

Võtmesõnad: Majanduskasv, sooline lõhe, haridus, tööhõive, paneelandmete analüüs

SISSEJUHATUS

Üheks oluliseks näitajaks riigi võimekuse kohta on pikaajaline ja tugev majanduskasv (mõõdetuna sisemajanduse koguprodukti (SKP) või SKP *per capita* kasvus), mis iseloomustab lisaks muule ka riigi heaolu ja inimeste elatustaset. Majandusteadlastel pole aga ühest vastust, kuidas selline majanduskasv saavutada. Majanduskasvu olulisemateks mõjuteguriteks on ajalooliselt enamjaolt peetud füüsilise kapitali akumulatsiooni ja tehnoloogilist arengut. Alates 1980. aastatest on hakatud rohkem tähtsustama ka inimkapitali ehk inimeste teadmisi ja oskusi.

Naiste ja meeste vahelised erinevused on hariduses ja tööturul ajalooliselt alati eksisteerinud. Viimastel aastakümnetel on aga sooline ebavõrdsus rohkem tähelepanu alla sattunud ning on tehtud olulisi samme ebavõrdsuse vähendamise suunas. Kuigi paljudes riikides on soolised lõhed hariduses ja tööturul kiiresti kahanemas, on maailmas endiselt kohti, kus ebavõrdsus sugude vahel on suur. Esirinnas on sellistest kohtadest eelkõige arengumaad, kus tüdrukutel on ligipääs haridusele oluliselt rohkem piiratud kui poistel, mis vähendab naiste edaspidiseid võimalusi tööturul. 2020. aastal osales ülemaailmselt tööjõus ainult 47% tööealistest naistest, võrreldes 74% meestega, ning see lõhe pole viimase 25 aasta jooksul märgatavalt kahanenud. Kõige suuremad lõhed esinevad Lõuna-Aasias, Põhja-Aafrikas ja Lääne-Aasias, kus naiste osalemine tööjõus on kohati alla 30% (World Women ... 2020). Kuigi naiste ligipääs haridusele on maailmas kiiresti paranemas, on siiski kaks kolmandikku kirjaoskamatumest inimestest maailmas naised. Samuti on naiste osakaal teadlaste hulgas vaid 30%. (United Nations 2015, 59)

Lisaks ebaõiglusele võivad taolised erinevused olla pikas perspektiivis ka majanduslikult kahjulikud, sest naiste inimkapital on haridusliku lõhe tõttu potentsiaalselt madalam ning naiste olemasoleva inimkapitali rakendamine majanduses on tööhõive lõhe tõttu pärsitud. Naise kõrgem haridustase võib lisaks majanduskasvule tuua kaasa ka teisi positiivseid välismõjusid. Aafrika vanasõna James Emman Kwegyir Aggrey sõnades ütleb: „Kui sa harid mehe, siis harid sa ühe inimese. Kui sa harid naise, siis harid sa perekonna ja seeläbi rahva.“

Käesoleva töö eesmärk on välja selgitada, kas ja kuidas on seotud soolised lõhed hariduses ja tööhõives ning majanduskasv. Eesmärgi saavutamiseks on püstitatud järgmised uurimisküsimused:

- Millised on majandusteoreetiliste käsitluste alusel seosed hariduse ja tööhõive sooliste lõhede ning majanduskasvu vahel?
- Millistele järeldustele on jõudnud varasemad empiirilised uurimused?
- Kuidas on seotud sooline ebavõrdsus hariduses ning riigi majanduskasv?
- Kuidas on seotud sooline lõhe tööhõives ning riigi majanduskasv?

Töö hüpoteesideks on, et nii sooline ebavõrdsus hariduses kui sooline lõhe tööhõives on seostatavad aeglasema majanduskasvuga.

Töös kasutatakse kvantitatiivseid uurimismeetodeid. Uurimistöös kasutatakse paneelandmeid ning viiakse läbi korrelatsioonanalüüs ning hinnatakse regressioonmudel. Valim koosneb 128 riigist ning ajaperioodiks on andmete kättesaadavusest tulenevalt valitud 1990–2010. Regressioonanalüüsi käigus katsetatakse erinevaid mudeleid, millest lõpuks valitakse fikseeritud efektiga mudel, lisades peale hariduse ja tööhõive näitajatele mudelisse ka teisi sõltumatuid muutujaid.

Käesolev bakalaureusetöö koosneb kolmest peatükist. Esimeses peatükis antakse ülevaade hariduse ja tööhõive mõjust majanduskasvule ning sellest, millist rolli mängivad siinkohal soolised lõhed. Samuti sisaldab esimene peatükk ka varasema empiirilise kirjanduse ülevaadet. Teises peatükis kirjeldatakse töös kasutatud meetodikad ja andmeid. Kolmandas peatükis kirjeldatakse ökonomeetrilise mudeli läbiviimist ning valitakse sobilik mudel, mille põhjal tuuakse välja tulemused ning tehakse järeldused.

1. MAJANDUSKASV NING SOOLISED LÕHED HARIDUSES JA TÖÖHÕIVES

1.1. Hariduse mõju majanduskasvule

1.1.1. Haridus inimkapitali teooria osana

Majanduskasvu soodustavad tegurid on tekitanud majandusteadlaste hulgas palju erineelsusi. Kuigi nägemusi pikaajalisest majanduskasvust on erinevaid, mängib inimkapital neist enamikes olulist rolli. Majandusliku Koostöö ja Arengu Oranisatsioon (OECD) defineerib inimkapitali kui kogumit teadmistest, oskustest ja isikuomadustest, mis aitavad inimestel olla produktiivsed. (Productivity, ... 2021) Üldiselt tähendab see, et näiteks haridus, väljaõpe tööl ja tervishoid on investeeringud inimestesse, mis tõstavad isiku produktiivsust. (Goldin 2016) Kuigi inimkapital sisaldab endas palju enam kui pelgalt haridus, on käesolevas töös siiski tähelepanu all just haridus, kuna seda näitajat kasutatakse kõige sagedamini inimkapitali mõõtmiseks.

Ehkki inimkapitali mõiste on majandusteaduses suhteliselt uus, küündib idee ise juba klassikalise majandusteadlase Adam Smithini, kes võttis kapitali definitsioonis arvesse ka ühiskonna liikmete oskused, mis loovad kasu nii indiviidi tasandil kui ka ühiskonnas tervikuna (Goldin 2016). Ka Marshall (1898, 469) on kirjutanud, et „kõige väärtuslikum kapital on see, mis on investeeritud inimestesse“. Samas arvas ta, et inimkapitalil ei ole empiirilistes uurimustes väärtust, kuna esineb palju probleeme selle mõõtmisega ning inimesi ei saa osta ja müüa. Marshalli arvamus on ka üks põhjuseid, miks inimkapitali idee kohe kasutust ei leidnud (Goldin 2016).

Inimkapitali mõiste ise aga jõudis majandusteadlaste kõnepruuki alles 1950–1960. aastatel, kus majandusteadlased nagu Schultz (1961), Mincer (1958) ja Becker (1964) seda terminit kirjutistes kasutama hakkasid ning inimkapitali teooriale aluse panid (Laroche *et al.* 1999). Varasemalt oli mõte inimestesse investeerimisest majandusteadlaste jaoks vastumeelne. Arvati, et vabu inimesi ei saa pidada varaks, kuna inimese võtmist tootmisvahendina saaks võrrelda orjusega. (Becker 1964) Enne 1960. aastaid vaadeldi mittekohustuslikku haridust kui tarbekaupa, mille omandamine

sõltus isiklikust maitsest, sissetulekust ja hariduse maksumusest ning arvati, et õpilased ei võta haridusele kulutamisel arvesse võimalikke tuleviku tulusid (Blaug 1976).

Inimkapitali teooria tekke põhjus ulatub tagasi 1950. aastatesse, mil peamised tootmistegurid usuti koosnevat füüsilisest kapitalist, tööjõust (mõõdetuna arvuliselt ja tundides), maast ja majandamisest. (Mincer 1984) Sel ajaperioodil aga tekkisid raskused USAs ja teistes riikides nende nelja traditsioonilise tootmisteguri abil majanduse kasvu selgitamisega. Tootmissisendite kasv oli võrreldes toodangumahu kasvuga palju väiksem ning tööjõu sissetulekute varieeruvus moodustas olulise osa kasutatava tulu ebavõrdsuses. (Mincer 1984) Ka Schultz (1961) märkis, et kasv riigi kogutoodangus oli ebaloogiliselt suur võrreldes kasvuga kasutatavas maas, töötundides ja kapitalis. Ta uskus, et inimkapital on üks olulisi tegureid selle erinevuse põhjendamisel.

Inimkapitali teooria põhineb neoklassikalisel majandusmudelil, kus inividid püüavad maksimeerida oma majanduslikke huvisid. Sellest tulenevalt eeldab inimkapitali teooria, et inividid loobuvad osast oma sissetulekust investeerides haridusse, mis suurendab nende produktiivsust ja võimaldab neil tulevikus rohkem teenida. (Tan 2014) Inimesed erinevad teineteisest nii vanematelt päritud kui elu jooksul omandatud oskuste poolest. Inimkapitali teooria keskendub just omandatud oskustele, kuna need erinevad tugevalt riigiti ja ajaperiooditi. Lihtsustatult kulutavad inimesed ressursse haridusele ja väljaõppele, kui nendest tulenevate kasutegurite nüüdisväärtus on suurem kui hariduse kulu ja hariduse omandamise ajal saamata jäänud tulu. (Mincer 1984) Mida parem on inimese haridus, seda suurem on tema palk ning seda enam õitseb majandus.

Tulevastele empiirilistele töödele avaldas erilist mõju Mincer (1958), kes keskendus sellele, kuidas kogemused ja töö juures saadav väljaõpe mõjutavad sissetulekute jaotumist. Ta püüdis selgitada, miks on sissetulekute jaotus USA-s asümmeetriline, samas kui inimeste oskused peaksid alluma normaaljaotusele. Ta järeldas, et sissetulekute ebavõrdsust mõjutavad haridustase, vanus ja amet. Kõrgemalt haritud inimeste sissetulekud suurenevad nende vanuse kasvades kiiremini kui madalamalt haritud inimeste sissetulekud. Samas hakkab sissetulek vanemas eas langema, kuna bioloogilised muutused hakkavad inimeste produktiivsust vähendama. Siiski rõhutas Mincer (1958), et produktiivsuse kasv vanusega on olulisem (ja langus vähem olulisem) ametite puhul, mis vajavad rohkem haridust või väljaõpet.

Varem kritiseeriti, et inimkapital on idee, mida on väga raske mõõta, kuna see on oma olemuselt tautoloogiline. Kui erinevused palgatasemes on põhjustatud erinevustest hariduses või inimkapitalis, siis viitab see sellele, et inimkapitali saab mõõta läbi palgatasemete erinevuse. (Hanushek 2016) Mincer (1958) aga väitis, et haridust peaks võtma mitte kui tarbekaupa, vaid kui investeringut. Inimeste põhiline motivatsioon hariduse omandamiseks on investeerimine oskustesse. Iga lisanduv haridusaasta lükkab küll edasi sissetulekute teenimist ning vähendab aastaid, mille jooksul inimene saab tulevikus teenida, kuid muudab inimese produktiivsemaks ning toob selle võrra tulevikus suuremat kasu. Seetõttu tuleks inimkapitali mõõta mitte palgatasemete, vaid hariduse kaudu. (Hanushek 2016)

Samas ei tähenda kõrgem haridus alati suuremat produktiivsust ning põhjuslik seos võib olla hoopis vastupidine. Kõrgharidust võivad omandada hoopiski inimesed, kellel on paremad oskused ning suurem sissetulek. Kõrgemalt haritud inimesed tulevad paremini toime pingega, jätavad vähem asju pooleli ning on ka üldiselt tervislikumate eluviisidega, mis teeb neid tööturul atraktiivsemateks. (Weiss 1995) Seetõttu ei saa haridusest rääkides mööda vaadata signaliseerimise teooriast ning selle edasiarendusest – sõelumise mudelist. Tööturul ei tea tööandja kandidaadi võimekust või produktiivsust enne töösuhte algust ehk esineb infomatsiooni asümmeetria. Signaliseerimise teooria kohaselt ei suurenda haridus mitte indiviidi produktiivsust, vaid on lihtsalt signaaliks tööandjatele inimese võimalikust kõrgemast produktiivsusest ja võimest kiiresti õppida. Seetõttu on kõrgemalt haritud inimesed tööturul ihaldusväärsemad ning ka nende palk on suurem. (Spence 1973) Sõelumise mudelis on arvesse võetud ka inimeste produktiivsus, mis ei tulene otseselt koolis käimisest. Hariduse omandamine on pigem seotud omadustega, mis olid inimestel olemas enne haridusotsuste tegemist, ehk kaasasündinud omadustega. Kool on justkui vahend, mis sõelub välja andekamad inimesed. (Weiss 1995)

Tööotsijad kasutavad haridust signaalina, et näidata oma kvaliteeti. Signaal on tööandja jaoks informatiivne siis, kui haridus on kulukas. Sellisel juhul on kauem koolis käimiseks ja kõrgema haridustaseme omandamiseks võimelised vaid andekamad. Vähem andekamad individid, kel puuduvad vajalikud oskused, raha ja suhtumine, lõpetavad haridustee varem. (Spence 1973) Számadó (2011) aga toob välja, et selleks, et signaal oleks aus ja informatiivne, ei pea hariduse omandamine olema ilmtingimata kulukas. Tähtsam on, et signaali võltsimine oleks kulukas. Siinkohal tuleks ka lisada, et kulu all ei mõelda ainult rahalist kulu näiteks õppemaksu või elamiskulude näol, vaid ka ajakulu ja pingutust. Vähemandekad inimesed peavad haridust

omandades rohkem vaeva nägema ning osade jaoks ei tasu vaev end ära ning koolitee lõpetatakse varem.

1.1.2. Hariduse mõju majanduskasvule

Poliitikakujundajad on tihtipeale seisukohal, et üheks võimaluseks majanduskasvu suurendada on kulutada haridusele. Kui riik kulutab rohkem raha oma rahva harimisele, siis suurenevad sissetulekud piisavalt, et teenida tagasi tehtud kulutused. Majandusteadlased on välja pakkunud ja uurinud erinevaid viise, kuidas haridus võiks mõjutada majanduskasvu (mõõdetuna kui riigi sisemajanduse koguprodukti kasv inimese kohta).

On erinevaid viise, kuidas haridus ja majanduskasv võivad olla omavahel seotud. Esiteks on väga võimalik, et elukvaliteet on viimasel aastatuhandel kasvanud tänu haridusele, seda eriti viimase paarisaja aasta jooksul. Kõrgemalt haritud tööjõuga riikides on täheldatud tugevat majanduskasvu ja väga piiratud haridusega inimestel on tihtipeale raske hakkama saada arenenud ühiskonnas. Haridus on vajalik, et teaduslikust arengust kasu saada ning sellesse panustada. (Stevens, Weale 2004)

Teiseks on mitmed uuringud näidanud, et inimese sissetulek oleneb tema haridusest. Turutasakaalu korral oleneb töötajale makstav palk tema tootlikkusest. Kuna inimkapitali teooria kohaselt suurendab haridus töötaja produktiivsust, mis toob endaga kaasa kõrgema palga ja toodangu taseme, peaks iga töötatud tunni kohta olema haritud ja kõrgema palgaga inimestel suurem tootlikkus. Haridus on võrreldav investeerimisega füüsilisse kapitali. (*Ibid.*)

Kolmandaks suurendab haridus innovatsiooni majanduses. Paremini haritud tööjõud on osavam uute tehnoloogiate ja protsesside välja mõtlemises ja nende kasutusele võtmises, mis soodustab majanduskasvu. Samuti suudab haritud tööjõud võtta kasutusele ka teiste riikide poolt välja mõeldud tehnoloogiad, mistõttu ei pea neid ilmtingimata ise välja mõtlema. (Hanushek, Woessmann 2010) Vaesemad riigid, mis on tehnoloogiatasemes maha jäänud, oleksid võimelised rikastele kiiremini järele jõudma, kui neil oleks rohkem haritud tööjõudu. Kõrge inimkapitaliga riikides on väiksem sündimus ja füüsiliste investeeringute kõrge suhe SKP-sse. (Barro 1991) Schultz (1962) arutles, et Saksamaa ja Jaapani kiiret toibumist teisest maailmasõjast võib seletada nendes riikides eksisteeriva kõrge haridustasemega. Seetõttu on inimkapitalil oluline roll majanduskasvus ja kriisijärgses toimetulekus.

Neljandaks toob kõrgem haridus endaga kaasa ka mitmeid positiivseid välismõjusid, mis omakorda mõjutavad kogu majandust, näiteks parem tervis ja väiksem sündimus (Stevens, Weale 2004). Haritud inimesed kannavad üldiselt rohkem hoolt oma tervise eest ja on väiksem tõenäosus, et nad suitsetavad, tarbivad alkoholi, on ülekaalulised või kasutavad narkootikume (Baker *et al.* 2011). Parema tervise soodustab majanduslikes tegevustes osalemist, kuna tervemad töötajad on tugevamad ja tootlikumad ning nad puuduvad töölt harvem (Bloom *et al.* 2001).

Tavapärase viisi, kuidas mõõta hariduse mõju majanduskasvule, on viia läbi regressioonanalüüs, kus keskmine aastane kasv sisemajanduse koguproduktis inimese kohta on väljendatud funktsioonina haridusest ja muudest muutujatest, mis on olulised majanduskasvu mõjutajad. Samas ei ole ühest arusaama sellest, kas hariduse puhul oleks õigem võtta aluseks keskmine koolis käidud aastate arv või nende muutus. (Hanushek, Woessmann 2010)

Haridustaseme mõõtmine koolis käidud aastate järgi ei pruugi olla parim lähenemine, sest hariduse kvaliteet ei ole igal pool võrdne. Näiteks haridusaasta Peruu külakoolis ei ole tasemelt võrreldav aastaga Hong Kongi koolis. Ometi enamik uurimusi ignoreerivad seda probleemi. Samuti viitab selline mõõtmine sellele, et kool on peamine koht hariduse omandamiseks ja mujalt kui koolist saadud teadmised ei mängi olulist rolli. Lisaks koolile on üldiselt olulised hariduse omandamisel ka perekond, eakaaslased ja ümbritsev keskkond. (Hanushek 2008) Samuti erineb riigiti andmete kvaliteet hariduse kohta, mis võib tugevalt mõjutada tulemusi (Benos, Zotou 2014). Siiski kasutatakse koolis käidud aastaid mudelites tihti, kuna infot selle kohta on erinevate riikide puhul lihtsam kätte saada ja võrrelda kui hariduskvaliteeti. Samas võib selline lihtsustamine alahinnata hariduse mõju majanduskasvule. Hariduskvaliteedi arvesse võtmiseks tuleks analüüsimisel kasutada ka standardiseeritud testide tulemusi, mis enamjaolt toovad välja suured erinevused arenenud ja arengumaade tasemetel vahel. (Hanushek, Woessmann 2010)

Hanushek ja Kimoko (2000) kasutasid hariduse mõõtmisel võrreldavate testide tulemusi matemaatikas ja täppisteaduses ning järeldasid, et haridusel kui tööjõu kvaliteedi määrajal on stabiilne ja tugev mõju majanduskasvule aastate 1960–1990 andmetel. Nende uuringust selgus, et rahvusvaheliste testide tulemuste erinevused on oluliselt seotud erinevustega produktiivsuses, mis on omakorda seotud erinevusega hariduses, mitte aga kultuuris, perekonnas või suhtumises. Mõju hariduse kvaliteedis osutus olulisemaks majanduskasvu mõjutajaks kui kvantiteet ehk koolis käidud aastate arv. Samale järeldusele jõudis ka Barro (2001), kes uuris 43 riigi testide tulemusi täppisteadustes, matemaatikas ja lugemises. Lisaks haridusele ja SKP-le lisas ta mudelisse ka

õigussüsteemi järgimise indeksi, riigi avatuse (ekspordi ja impordi suhe SKP-sse), inflatsiooni, sündimuskordaja, investeerimise ja keskmise eluea. Papageorgiou (2003) märkas, et õpitud aastatel on positiivne mõju majanduskasvule, märkides, et algharidus mõjutab peamiselt tööstuslikku väljundit ning kõrgem haridustase mõjutab peamiselt innovatsiooni ja uute tehnoloogiate kasutuselevõttu.

Kuigi mitmed uurimused on leidnud seoseid hariduse ja majanduskasvu vahel, siis on ka autoreid, kes leiavad, et nende kahe muutuja vahel olulist seost ei eksisteeri. Delgado *et al.* (2014) küll tõdeavad, et teoreetiliselt tundub hariduse ja majanduskasvu vaheline seos tugev, kuid leiavad oma uurimuses, et kasutades keskmist õpitud aastate arvu hariduse mõõtmisel ei ole hariduse mõju majanduskasvule statistiliselt oluline.

1.2. Soolised lõhed hariduses ja tööhõives ning nende võimalik mõju majanduskasvule

1.2.1. Soolised lõhed hariduses

Maailmas on paiku, kus sooline ebavõrdsus nii isiklikus kui ühiskondlikus plaanis on terendav. Soolised lõhed on tihtipeale eriti silmatorkavad arengumaades, kus naistel ja meestel ei ole võrdseid võimalusi tööturul, poliitilises esindatuses ning sõnaõiguses nii kodus kui ka ühiskonnas üldiselt. (Cuberes, Teignier 2014) Kuigi ülemaailmselt teenivad mehed enamjaolt naistest rohkem, on soolised palgalõhed eriti suured eelkõige madala SKP *per capita*ga riikides. 2018. aastal alustasid ülemaailmselt alg- ja põhiharidust poisid ja tüdrukud võrdselt ning tüdrukute hariduse kasvu on viimastel aastakümnetel positiivselt mõjutanud kõige rohkem Lõuna-Aasia ja India. Vaatamata edusammudele on vaesemates riikides naistel siiski haridusele halvemad väljavaated. 2018. aastal lõpetas 56 uuritud riigi andmetel iga 100 poisi kohta vähem kui 80 tüdrukut alghariduse 4 riigis, põhihariduse 15 riigis ja keskhariduse 22 riigis. (UNESCO 2020, 9–16)

Põhjuseid, miks naiste haridustase eelkõige arengumaades on meeste omast madalam, on mitmeid. Üheks suurimaks võib pidada vähest majanduslikku arengutaset. Riikide arenedes nihkuvad peamised majandussektorid põllumajandusest ja tööstusest teeninduse suunas. Põllumajandus ja tööstus aga nõuavad tööjõult enamjaolt rohkem füüsilist tugevust, milles meestel on bioloogiline eelis. Seetõttu, kui peamine motivatsioon hariduse omandamiseks on tulevikus saadav kõrgem tasu, siis meeste eelis tööturul võib tähendada, et vanemad panevad rohkem rõhku poegade

haridusele ja tütarde haridus jääb teisejärguliseks. See kehtib eriti vaesemate perekondade puhul, kus rahalised vahendid on piiratud. (Jayachandran 2015)

Lisaks võivad autokraatliku juhtimissüsteemiga riikides poliitilised eliidid mitte soovida rahva kõrgemat haritust ja inimkapitali, kuna selline tegutsemine suurendaks haritud keskklassi, kes hakkaks kalduma rohkem demokraatia poole ning nõuaks valitsuselt suuremat vastutust (Bourguignon, Verdier 2000). Kui tüdrukute harimine on majanduskasvu soodustav, siis oleks mittedemokraatlikes ühiskondades poliitilise eliidi säilimise huvides motivatsioon hoida naiste kui emade haridustase madal. (Cooray, Potrafke 2011) Samuti ei saa mööda vaadata ka usulisest ja kultuurilisest mõjust naiste haridustasemele, mis on osades riikides lähedalt seotud demokraatia tasemega. Iga religioon toob endaga kaasa erinevad käitumisnormid, institutsioonid ning kultuurilise ja ajaloolise tausta, mis võivad mõjutada naiste haridustaset ja üleüldist seisu ühiskonnas nii positiivselt kui ka negatiivselt. Osades vähem arenenud riikides on pojad perekonnas väärtuslikumad, kuna pärast abieliu jäävad nad perekonna juurde. Tüdrukud on justkui vara, mis ära antakse, mistõttu pole nende haridusse investeerimine vanemate jaoks sama tähtis kui poegade haridus. Meestelt eeldatakse, et nad käivad tööl ja teenivad elatist, naiste kanda on aga kodused majapidamistoiminguid. (Marcus, Harper 2015) Seguino (2011) leidis, et ükski religioon iseseisvalt ei ole rohkem sooliselt ebavõrdne kui teine, vaid pigem mängib olulist rolli religiooni olulisus inimese elus ja otsustes.

Mitmed autorid on seisukohal, et soolised lõhed hariduses mõjutavad negatiivselt majanduskasvu, seda nii teoreetilisest kui empiirilisest vaatest. Esiteks vähendavad soolised lõhed hariduses keskmist inimkapitali hulka ühiskonnas, mis mõjub negatiivselt majandustulemustele. Kui eeldada, et tüdrukute ja poiste kaasasündinud oskused on sarnased, siis jättes tüdrukud haridusest eemale on inimeste hulk, millest leida talente, tehnikult väiksem, mistõttu kõrge potentsiaaliga tüdrukute asemel eelistatakse vähem potentsiaalikaid poisse. (Klasen, Lamanna 2009) Selle tulemusel on naised ühiskonnas vähem haritud ning nende oskused on halvemad, mistõttu on madalam ka ühiskonna keskmine inimkapitali tase. (Busse, Spielmann 2006).

Teiseks toob naiste kõrgem haritus endaga kaasa mitmeid positiivseid välismõjusid. Naiste parem haridustase toob endaga kaasa väiksema laste arvu naise kohta (Lagerlöf 2003), madalama laste suremuse, järglaste parema tervise ning seeläbi ka nende parema hariduse. Eelnevalt toodul on positiivne mõju majanduskasvule. (Klasen, Lamanna 2009)

Kolmandaks mõjutavad soolised lõhed hariduses riigi rahvusvahelist konkurentsivõimet. Mitmed Ida-Aasia riigid on suutnud maailmaturul olla konkurentsivõimelised just naistööjõudu kasutatavate ekspordile suunatud tööstussektorite tõttu. Selleks, et sellised sektorid saaksid tekkida, on vaja haritud naisi ning nende sisenemine töturule peab olema piiranguteta. (Klasen, Lamanna 2009)

Ometi on mitmed autorid toonud välja, et soolised lõhed võivad majanduskasvu mõjutada ka positiivselt. Vähem arenenud riigid, mis ekspordivad töömahukaid ja elastsete hindadega kaupu, võivad naiste madalamast haridustasemest ja väiksemast palgast hoopis kasu lõigata. Naistel on ühiskonnas piiratud kauplemisvõim palkade suhtes, mistõttu nende odav tööjõud suurendab konkurentsivõimet hindades, vähendab tööjõu ühikukuluseid ja suurendab investeeringuid. (Blecker, Seguino 2002) Näitena võib tuua Bangladeshit, kus suur osa riigi edukusest eksporditurul on seletatav rõivatööstuses töötavate madalalt haritud ja vähese palgaga naiste läbi, kuigi ka seal on viimase paarikümne aasta jooksul olnud märgata olulist vähenemist soolistes haridus- ja palgalõhedes ning diskrimineerimises (Ahmed, McGillivray 2015). Ekspordi suurenedes suurenevad samuti rahalised võimalused osta uut ja paremat tehnoloogiat, mis omakorda suurendab majanduskasvu (Blecker, Seguino 2002). Naiste madalad palgad, mis küll stimuleerivad ekspordi, ei pruugi aga alati olla piisavad, et suurendada majanduskasvu. Lisaks ekspordis konkurentsivõimeliseks olemisele võib majanduskasv olla tingitud ka haritud tööjõust, kes oskab uusi tehnoloogiaid kasutusele võtta. (Seguino 2000)

1.2.2. Soolised lõhed tööhõives

Viimase sajandi jooksul on naiste tööhõive oluliselt kasvanud. Kui 1880. aastal töötas USA-s abielus naistest umbes 2%, siis 2000. aastaks oli see kasvanud 70%-ni, eriti kiire oli naiste tööhõive kasv aastatel 1950–1990. (Fernández 2013) Ometi pole aga kasv olnud igal pool võrdne ning maailmas on kohti, kus soolised lõhed tööhõives mängivad endiselt ühiskonnas olulist rolli. 2019. aastal oli ülemaailmselt keskmine osalemine tööjõus meeste puhul 74% ja naiste puhul 47%. Eriti arengumaades on naistel töö leidmine oluliselt keerulisem kui meestel. Samuti töötavad naised pigem madalama kvaliteediga töökohtadel ja väiksema palga eest. (International Labor Office 2020, 13–14)

Naiste otsus töötada on tingitud peamiselt kolmest tegurist. Esimeseks võib lugeda isiklike eelistusi ehk naised valivad, kas nad soovivad tööjõus osaleda või mitte. Sellised eelistused on üldiselt mõjutatud sotsiaalsetest normidest, kus osad naised otsustavad jääda koduseks, kuna

tööturul on naiste jaoks sotsiaalselt aktsepteeritavaid töökohti vähe ning nad tunnevad end kodus väärtuslikematena. Teine põhjus on sotsiaalmajanduslikud piirangud, mis koosnevad institutsionaalsetest, majanduslikest ja füüsilistest piirangutest. Majanduslanguse ajal, kui majapidamisel tekivad rahalised raskused, asuvad naised tööle, et kindlustada parem sissetulek perele. (International Labor Office 2017) Institutsionaalsete piirangute hulka võib lugeda näiteks maksusüsteemi, mis mõjutab eelkõige abielus naisi. Poliitiline raamistik võib tekitada olukorra, kus majapidamistes teisejärgulistel madalama sissetulekuga töötajatel, kes suurema tõenäosusega on naised, on kõrgem marginaalne maksumäär, mis heidutab neid tööturul osalemast. (Jaumotte 2003) Kolmandaks peavad naised tihti vastama ühiskonnas aktsepteeritavatele soorollidele, et vältida sotsiaalset tõrjutust ja konflikte. Sotsiaalsetest normidest mõjutatud soorollid on erinevad regiooniti, religiooniti ning ka majapidamiste vahel. Kui majapidamises suhtutakse naiste töötamisele positiivselt, siis on ka suurem tõenäosus, et naine siseneb tööturule. (International Labor Office 2017)

Täpselt nagu soolised lõhed hariduses, mõjutavad majandust ka soolised lõhed tööhõives ning seda tihti sarnastel viisidel. Esiteks tähendab vähene naiste tööhõives osalemine, et tööpakkujatel on väiksem valik inimesi, kelle hulgast andekas töötaja leida. (Klasen, Lamanna 2009) Lisaks mängib naiste tööhõive ja palk rolli nende sõnaõiguses perekonnas. Töötaval naistel on perekonnas suurem otsustusõigus, kuna lahkkelide tekkimisel on olemas iseseisev sissetulek ehk nii-öelda turvavõrk. (Seguino, Floro 2003) Suurem otsustusõigus ei ole kasulik mitte ainult naistele, vaid võib kaasa tuua peres ka suurema säästmise, kuna naiste ja meeste säästmisharjumused on erinevad (*Ibid.*), vaeste majapidamiste puhul tootlikumad investeeringud ning mõistlikuma krediidi kasutamise ja tagasimaksmise, kuna naised on riskikartlikumad (Stotsky 2006), ja järglaste parema tervise ja hariduse, seda eriti tütarde puhul (Thomas 1990). Kui rohkem naisi on tööturul, on majanduse kasvupotentsiaal suurem, sest tööjõudu on rohkem. Naiste töötamine suurendab majapidamise sissetulekuid, mis on abiks perekonnal vaesusest pääsemisel ja suurendab nende tarbimist. (Verick 2018)

Majanduskasvu ja sooliste lõhede vahel tööhõives võib aga olla ka vastupidine seos ehk majanduskasv võib mõjutab hoopiski naiste töötamist. Naiste osalemises tööjõus ja majanduskasvu vahel usutakse olevat U-kujuline seos. Majanduse arengu varajastes faasides, kus enamus rahvast teenib elatist põllumajanduses töötades, on enamus naisi osa tööjõust, töötades perekondlikes talupidamistes. Kui majandus kasvab, liigutakse põllumajanduselt tööstusliku tootmise suunas, kus tööturul on mehed rohkem nõutud ja naiste osalemine tööjõus langeb, mida

sümboliseerib U-kõvera langev osa. Kui aga majandus areneb edasi, siis kasvab naiste haridustase, väheneb laste arv peredes ning naiste majanduslik aktiivsus hakkab taas tõusma. (Goldin 1994) Samas leidsid Gaddis ja Klasen (2014), et tänapäeva vähemarenenud riikide puhul ei ole U-kujuline seos asjakohane ning pigem on naiste tööjõus osalemine tingitud ajaloolistest esialgsetest tingimustest, kultuurinormidest ja väärtustest ning poliitikast.

1.2. Varasemad empiirilised uurimused

Teoreetiliselt on keerukas eristada soolise haridus-, tööhõive- ja palgalõhe mõjusid. Soolised lõhed ühes valdkonnas võivad põhjustada soolisi lõhesid teises ning vastupidi. Näiteks naiste madalam haridus võib kaasa tuua madalama tööhõive, sest tööandjad eelistavad paremini haritud töötajaid. Teisalt: kui naistel on tööturule sisenemisel takistused ja nende palk on meeste omast oluliselt madalam, siis vanemad panustavad tütarde harimisse vähem, kuna selline tegevus ei ole majanduslikult kasulik, mis toob endaga kaasa soolised lõhed hariduses. Seega on soolised lõhed hariduses ja tööhõives omavahel tihedalt seotud. (Klasen, Lamanna 2009)

Samas tuleb rõhutada, et haridus ja tööhõive ei mõõda sama asja ning nendele tuleks keskenduda eraldi. Esineda võib olukordi, kus hariduspoliitika riigis küll püüdleb ühtse haridustaseme ja sooliste erinevuste hariduses kadumise poole, kuid tööturul eksisteerivad naiste jaoks ikkagi tõkked. Samuti pole naiste hariduse ja tööhõive välismõjud samad. Naiste kõrgem haridus toob endaga kaasa väiksema laste suremuse ja järglaste kõrgema inimkapitali, naiste töötamise välismõjud on aga palju nõrgemad ning võivad teatud juhtudel olla isegi vastupidised (töötavatel naistel on vähem aega laste kasvatamiseks ning efektiivsus langeb). (*Ibid.*)

Järeldusele, et naiste kõrgemal haridusel on positiivne mõju majanduskasvule, on jõudnud mitmed autorid. Knowles *et al.* (2002) kasutasid 1960–1990 aasta andmeid keskmise koolis käidud aastate kohta ning lisasid soopõhise hariduse näitaja neoklassikalisse kasvumudelisse. Lisaks kasutasid nad andmeid oodatava eluea, keskmise sissetuleku ja tööjõu kasvu kohta. Samuti vaatasid nad eraldi ka arenenud ja vähem arenenud riike. Nad leidsid, et naiste kõrgem haridus mõjutab positiivselt tööjõu produktiivsust ja soolised lõhed hariduses vähendavad riigi SKP-d. Dollar ja Gatti (1999) uurisid sooliste hariduslõhede seost majanduskasvuga 127 riigi andmete põhjal, kasutades harilikku vähimruutude ja kahesammulise vähimruutude meetodit, lisades mudelisse ka regioonist sõltuvad fiktiivsed tunnused. Nad järeldasid, et soolised lõhed hariduses mõjutavad

majanduskasvu negatiivselt, mistõttu ühiskonnad, kus tüdrukute haridusse ei investeerita piisavalt, kannatavad madalama majanduskasvu all. Sarnasele tulemusele jõudis ka Forbes (2000), kasutades mudelis näitajaid meeste ja naiste keskmiste haridusaastate, ebavõrdsuse (Gini indeksi näol) ja turumoonutuste kohta.

Klasen (1999) leidis, et soolised ebavõrdsused hariduses mõjuvad negatiivselt majanduskasvule. Samasugune mõju on ka naiste madalamas osalemises töötajades. Sooline ebavõrdsus tööhõives vähendas Lõuna-Aasias ja Sahara-taguses Aafrikas majanduskasvu 0,3 protsendipunkti rohkem kui Lääne-Aasias. Samas märkisid Klasen ja Lamanna (2009) oma hilisemas uuringus, et tulemusse tuleb suhtuda ettevaatlikkusega ja mitte teha põhjapanevaid järeldusi, kuna tegu võib olla ka vastupidise põhjuslikkusega. Majanduse kiirem kasv võib hoopiski meelitada naisi töötajadesse, mitte vastupidi. Samuti võivad rahvusvahelised andmed olla kaheldava väärtusega.

Klasen ja Lamanna (*Ibid.*) uurisid soolist ebavõrdsust hariduses ja tööhõives ning milline on nende mõju majanduskasvule. Nad kasutasid oma analüüsis 1960–2000 aasta andmeid. Endogeensuse ja heterogeensuse osaliseks kontrollimiseks muudeti iga kümnend üheks vaatluseks. Samuti lisasid nad mudelisse mitmeid muutujaid, mis mõjutavad varasema kirjanduse põhjal majanduskasvu: rahvastiku kasv, tööealiste inimeste arvu kasv, impordi ja ekspordi osakaal SKP-st, investeeringud, inimkapital, regioonipõhised fiktiivsed tunnused. Erinevalt varasematest uurimustest ei eraldanud nad meeste ja naiste haridustaset, kuna nende mõlema ühte regressioonmudelisse lisamisel tekiks probleem multikollineaarsusega. Selle asemel tekitati neli erinevat hariduse muutujat: algse haridustaseme kohta 1960. aastal, sooliste lõhede kohta hariduses 1960. aastal, 1960–2000 hariduse kasvu kohta ning kasvutempo kohta naiste ja meeste haridustaseme suhtes. Regressioonmudelid järeldasid nad, et soolised lõhed haridustaseme kasvus ja tööhõives mõjutavad negatiivselt majanduskasvu. Ka Lagerlöf (2003) märkis oma teoreetilises uurimuses negatiivset seost sooliste lõhede ja majanduskasvu vahel, kuna naiste kõrgem haridus vähendab sündmust ja suurendab järglaste inimkapitali.

Barro ja Lee (1994) jõudsid aga teistsugusele tulemusele. Nad kasutasid oma uurimuses 116 riigi andmeid perioodil 1965–1985 ning leidsid, et naiste parem haridus mõjutab küll negatiivselt sündimuskordajat, kuid soolised lõhed hariduses üldiselt suurendavad majanduskasvu. Negatiivse seose hariduse ja majanduskasvu vahel tuvastanud uurimused jäävad aga enamjaolt tagaplaanile, kuna uuemad ja täpsemad uurimused leiavad siiski positiivse seose. Forbes (2000) on selgitanud, et positiivse seose ebavõrdsuse ja majanduskasvu vahel leidnud uurimustes leidub tihtipeale

mitmeid probleeme mudeliga. Kui mudelite puhul viiakse läbi sensitiivsusanalüüs, näiteks lisatakse täiendavaid selgitavaid muutujaid või fiktiivsed tunnused, muutub ebavõrdsus tihtipeale mudelis ebaoluliseks. Samuti kasutatakse töödes tihti kaheldava väärtusega andmeid, liiga lühikest ajaperioodi andmete vähese kättesaadavuse tõttu ning mudelist on jäetud välja tähtsaid muutujaid.

Seguino (2000) tõi välja, et sooliste lõhede ja majanduskasvuvaheline seos oleneb sellest, milline on riigis majanduslik struktuur ja kultuuriline ajalugu. Ta leidis, et sooline ebavõrdsus soodustab investeringuid ning samuti suurendab nende tootlikkust, mis võib olla tingitud madalapalgaliste naiste tööjõu kasutamises, suurendades ekspordi ja seega tehnoloogia importi.

2. ANDMED JA METOODIKA

2.1. Kasutatavad andmed

Uurimistöö hüpoteeside kontrollimiseks ning seatud uurimisprobleemide lahendamiseks koostatakse ökonomeetiline mudel, kasutades hariduse ja tööhõivega seotud majanduslikke näitajaid. Analüüsis kasutatavad andmed pärinevad Maailmapanga andmebaasist, lisaks on kasutatud Barro ja Lee (2013) haridusandmeid ja Penni maailma tabelit. Kuigi Barro ja Lee avaldatud haridusandmed on saadaval 5-aastaste intervallidega perioodi 1960–2010 kohta, on analüüsiks andmete kättesaadavuse tõttu ajaperioodi lühendatud. Kasutatavad andmed on 128 riigi kohta ajaperioodil 1990–2010, mis on autori hinnangul piisavalt pikk periood, et teha vaadeldavate muutujate kohta järeldusi. Tuginedes varasemalt läbi viidud uuringutele, võttes eelkõige aluseks Klasen ja Lamanna 2009. aastal läbi viidud uuringu, on käesolevas töös kasutatud näitajad toodud välja järgnevalt.

Sisemajanduse koguprodukt (SKP) on kirjanduses kõige laialdasemalt kasutatav näitaja mõõtmaks majanduskasvu. Käesolevas töös on kasutatud sõltuva muutujana SKP *per capita* kasvu, mõõdetuna protsentides, mis on mudelisse lisatud 1-aastase viitajaga, kuna erinevate muutujate mõjud ei avaldu majandusele koheselt. Näitaja leidmiseks on kasutatud Penni maailma tabelit, kus reaalse SKP (2017. aasta hindades) ja rahvaarvu omavahel jagamisel on saadud SKP *per capita*, misjärel on leitud selle aastane muutus.

Sooliste lõhede hindamiseks hariduses on mudelisse võetud naiste ja meeste haridusaastate suhe. See on leitud, jagades naiste haridusaastate arv meeste omaga. Mida lähemal on näitaja 1-le, seda võrdsem on meeste ja naiste haridustase. Ühest väiksem number viitab aga naiste madalamale haridustasemele. Lisaks on mudelisse lisatud ka keskmine meeste koolis käidud aastate arv, kuna haridusaastate suhe üksi ei näita veel haridustaset. Andmete saamiseks on kasutatud Barro ja Lee (2013) haridusandmeid, mis on iga-aastaste tulemuste saamiseks interpoleeritud. Eeldatavasti

soodustab suurem haridusaastate arv majanduskasvu. Samuti eeldab autor, et mida võrdsem on meeste ja naiste haridus, seda suurem on majanduskasv.

Naiste ja meeste töøjõus osalemise suhe näitab, kui palju osalevad naised, võrreldes meestega, töøjõus. Mida lähemal on antud näitaja väärtusele 1, seda võrdsem on töøjõus osalemine kahe soo vahel. Arvesse võetakse 15–64-aastaseid majanduslikult aktiivseid inimesi ning andmed pärinevad Maailmapanga andmebaasist, olles Rahvusvahelise Töøjõuorganisatsiooni modelleeritud hinnangud. Samuti on mudelisse lisatud meeste töøjõus osalemise määr. Autor eeldab, et mida võrdsem on töøjõus osalemise suhe soode vahel, seda suurem on ka majanduskasv. Siinkohal tuleks märkida, et kuigi Klasen ja Lamanna (2009) kasutasid oma töös andmeid samast andmebaasist, on nad ka välja toonud asjaolu, et Rahvusvahelise Töøjõuorganisatsiooni andmed on suure mõõtmisveaga ning rahvusvaheline võrreldavus võib olla mõnevõrra problemaatiline. Samas, just nagu eelnevalt mainitud uuringus, on autor otsustanud ka käesolevas uuringus andmeid siiski kasutada, kuna need on ühed ainsatest rahvusvahelistest töøjõu andmetest.

Majanduse avatuse oodatav mõju majanduskasvule on positiivne. Riigid keskenduvad selliste toodete ja teenuste eksportimisele, milles neil on konkurentsieelis. Imporditakse seda, mille tootmine pole mõistlik, mis läbi on ressursid optimaalsemalt jaotatud. Mitmed autorid (Idris, *et al.* 2016; Lee, *et al.* 2004) on leidnud majanduse avatuse ja majanduskasvu vahel positiivse seose. Töös kasutatud andmed näitaja kohta on võetud Maailmapanga andmebaasist.

Oodatavat eluiga, mõõdetuna aastates, on mitmetes uuringutes võetud kui rahvastiku tervist iseloomustavat näitajat (Knowles *et al.* 2002; Dollar, Gatti 1999; Klasen, Lamanna 2009; Barro 2001). Autor eeldab, et näitaja avaldab majanduse kasvule positiivset mõju, kuna tervemad inimesed on produktiivsemad ning säästavad rohkem. Töös kasutatakse Maailmapanga andmebaasist pärit andmeid.

Rahvastiku kasvumääral on eeldatavasti majanduse kasvule negatiivne mõju (Klasen 2002; Klasen, Lamanna 2009), seda eriti vähem arenenud riikide puhul, kuna tugeva rahvastiku kasvu puhul on iga inimese kohta ressursse vähem. Töös kasutatavad andmed pärinevad Penni maailma tabelitest.

2.2. Uurimismeetodi ja mudeli kirjeldus

Selleks, et selgitada välja milline on naiste hariduse ja töajõus osalemise mõju riigi SKP-le, viiakse käesolevas töös läbi paneelandmete ökonomeetiline regressioonanalüüs tarkvarapaketi Gretl. Paneelandmed on kombinatsioon ristandmetest ja aegridadest, sisaldades endas mitme objekti vaatluseid mingisuguse ajaperioodi jooksul (Wooldridge 2012). Paneelandmetel on ristandmete ees mitmesuguseid eeliseid. Paneelandmed annavad rohkem informatsiooni ja on varieeruvamad, kuna ühe konkreetse aasta asemel koostatakse mudel pikemat ajaperioodi arvesse võttes. Lisaks võimaldab paneelandmete kasutamine võtta arvesse individuaalset heterogeensust, muutujate vahel esineb vähem kollineaarsust ning hinnangud on efektiivsemad. (Gujarati, Porter 2009)

Käesolevas töös kasutatavad paneelandmed on mitte balanseeritud ehk erinevate riikide puhul on osadel objektidel vaatluste arv erinev ja esineb puudulikke vaatlusi. Kuna haridusaastaid puudutavad andmed avaldatakse 5-aastaste intervallidega, on autor need mudelisse lisamiseks interpoleerinud. Samuti on eemaldatud riigid, mille puhul vaatluste arv oli väga väike või puudulik. Mudeli sõltuvaks muutujaks on SKP aastane protsentuaalne muutus ning seletavateks tunnusteks oodatav eluiga, majanduse avatus, naiste ja meeste haridusaastate suhe, meeste haridusaastad, naiste ja meeste töajõus osalemise suhe, meeste töajõus osalemise määr ja rahvastiku kasv. Töö käigus analüüsitav mudel on järgmine:

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

kus

y – SKP protsentuaalne muutus

x_1 – impordi ja eksporti summa osakaal SKP-st

x_2 – oodatav eluiga aastates

x_3 – rahvastiku kasv protsentides

x_4 – naiste ja meeste haridusaastate suhe

x_5 – meeste keskmine koolis käidud aeg aastates

x_6 – naiste ja meeste töajõus osalemise suhe

x_7 – meeste töajõus osalemise määr

u – jääkliige

i – riigi number

t – aeg aastates

Selleks, et haridusandmete ajaintervallid oleks võrdsed, kasutati lineaarset interpoleerimist, kus puuduv tunnus leitakse eelneva ja järgneva liikme aritmeetilise keskmisena. Haridusaastate puhul

on selline lähenemine mõistlik, kuna need muutuvad ajas vähe ning on sõltuvad eelnevast aastast. Sarnast lähenemist on oma töös kasutanud ka De la Fuente ja Domenech (2006) ja Thévenon *et al.* (2012), kes Barro ja Lee (2013) haridusandmeid samuti analüüsi käigus interpoleerisid.

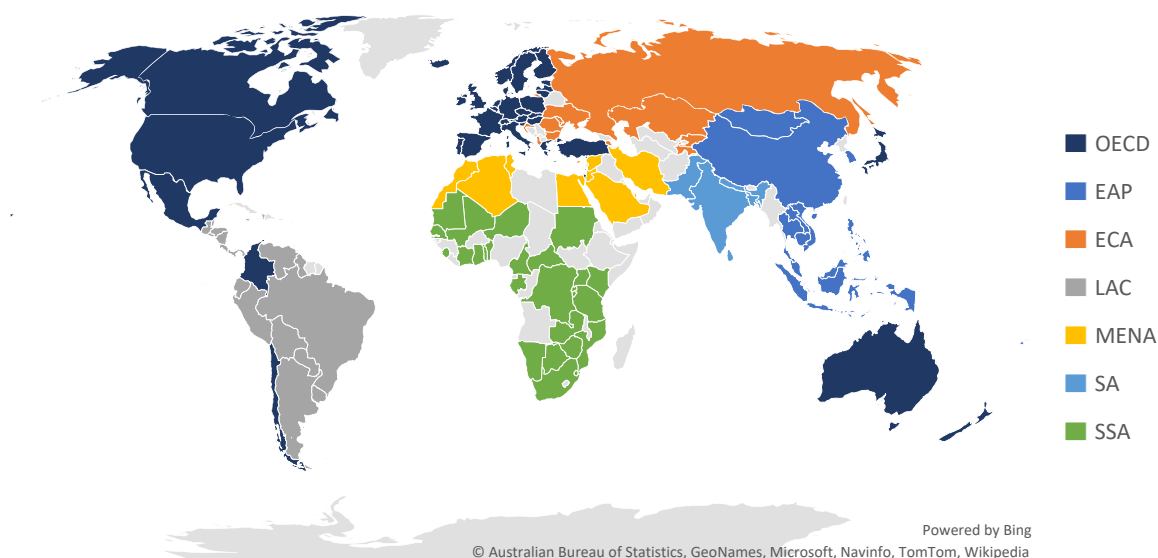
Paneelandmete modelleerimisel on võimalik kasutada nii fikseeritud efektiga kui juhuslike efektidega mudelit. Kõigepealt alustatakse fikseeritud mudelist. Selleks, et võrrelda, kas fikseeritud efektiga mudel on parem ühendatud mudelist, kasutatakse fikseeritud efektiga mudeli koostamisel vähimruutude meetodit ning viiakse läbi F-test regressorite olulisuse ja kitsenduste F-test vabaliikmete olulisuse kohta. Juhuslike efektidega mudeli läbiviimisel kasutatakse üldistatud vähimruutude meetodit ning kasutatakse Waldi test regressorite statistilise olulisuse testimiseks ning Breusch-Pagani test aru saamaks, kas juhuslike efektidega mudel on etem ühendatud mudelist. Selleks, et valida sobilik mudel, viiakse läbi Hausmani test, mis näitab, kas mudelis olevate juhuslike liikmete ning regressorite vahel esineb korrelatsioon või mitte. Nullhüpoteesi puhul on efektiivsed hinnangud mõjusad ning kasutada tuleks fikseeritud efektiga mudelit, sisuka hüpoteesi puhul aga juhuslike efektidega mudelit.

Kuna mudelis kasutatakse aegridu, tuleb arvesse võtta ka võimalikku mittestatsionaarsust. Statsionaarsete aegridade puhul nende tõenäosuslikud omadused ajas ei muutu (Wooldridge 2012). Kuna igal objektil on mudelis oma aegridade komplekt, on statsionaarsuse testimine keeruline. Üldiselt kasutatakse reeglit, et kui objektide arv N on suurem ajaperioodide arvust T , siis ei ole vaja statsionaarsust testida, kuna ajaperiood on liialt lühike (Baltagi 2005, 241). Levin-Lin-Chu testi saab kasutada, kui objektide arv N jääb vahemikku 10–250 ning ajaperioodide arv T vahemikku 35–250. Antud testi puhul viitab sisukas hüpotees asjaolule, et aegread on statsionaarsed.

Samuti tuleb mudeli puhul testida jääkliikmete allumist normaaljaotusele, heteroskedastiivsust ning autokorrelatsiooni. Seda, kas esineb grupiviisiline heteroskedastiivsus, testitakse Waldi testiga, kus nullhüpotees viitab sellele, et vealiikmete dispersioon on konstantne ja heteroskedastiivsust ei esine. Heteroskedastiivsuse esinemisel aga saab kasutada kohandatud standardvigu. Samuti viiakse läbi jääkliikmete autokorrelatsiooni testimine Durbin-Watson statistikuga, kus nullhüpoteesi vastu võtmisel saab järeldada, et autokorrelatsiooni ei ole.

2.3. Kirjeldav statistika

Analüüsi läbi viimiseks on kasutatud 128 riigi andmeid ajavahemikul 1990–2010. Andmed pole koondunud ühte maailmajakku või riikide gruppi, vaid sisaldavad endas riike üle maailma. Kokku oli valimis 2618 vaatlust, tabelis 1 on välja toodud kirjeldav statistika. Lisaks on riigigruppide võrdlemise eesmärgil jaotatud riigid vastavalt oma olemusele seitsmesse erinevasse kategooriasse (illustreeritud joonisel 1): Majandusliku Koostöö ja Arengu Organisatsiooni kuuluvad riigid (OECD) – 36 riiki, Ida-Aasia ja Vaikne ookean (EAP) – 15 riiki, Euroopa ja Kesk-Aasia (ECA) – 12 riiki, Ladina-Ameerika ja Kariibid (LAC) – 20 riiki, Lähis-Ida ja Põhja-Aafrika (MENA) – 11 riiki, Lõuna-Aasia (SA) – 5 riiki, ja Sahara-tagune Aafrika (SSA) – 29 riiki. Lisas 1 on toodud välja täpsem jaotus kategooriate lõikes.



Joonis 1. Valimi jaotus kategooriate vahel

Allikas: Autori arvutused kasutatud allikate loetelus toodud andmete põhjal

Tabel 1. Kirjeldav statistika

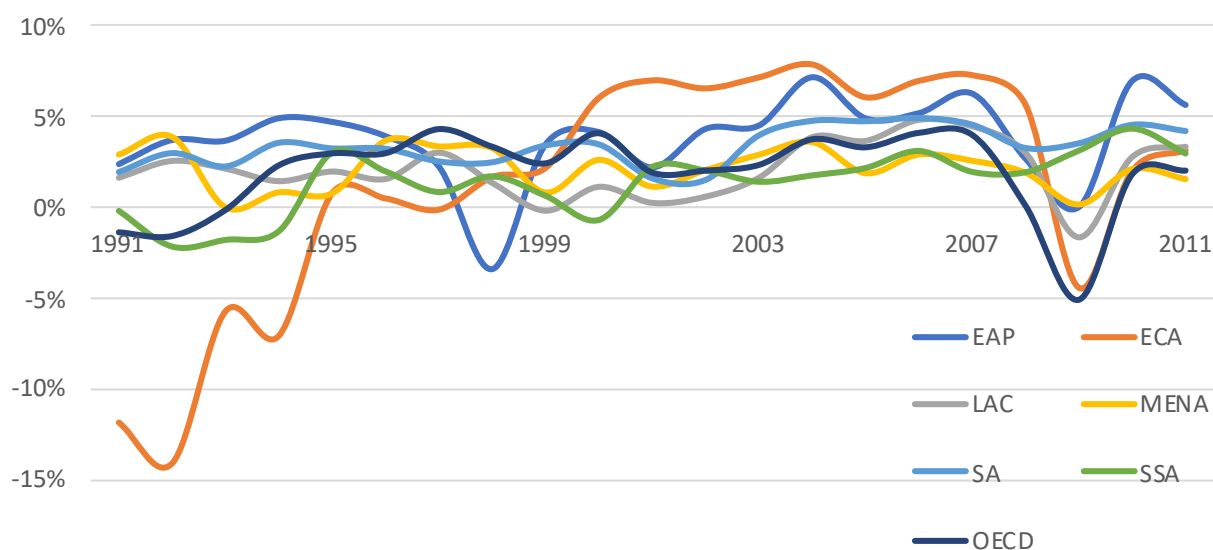
Näitaja	Lühend	Aritmeetiline keskmine	Mediaan	Variatsiooni-kordaja	Miinum	Maksimum
SKP kasvumäär	SKP_G	0,020	0,023	2,542	-0,460	0,577
Impordi ja ekspordi summa suhe SKP-sse	OPEN	0,813	0,687	0,646	0,111	4,373
Oodatav eluiga aastates	LE	68,159	71,015	0,148	26,172	82,978
Rahvastiku kasvumäär	POP_G	0,015	0,014	1,013	-0,065	0,191
Meeste haridusaastate arv	EDUC_M	7,942	8,068	0,332	1,240	13,360
Naise ja meeste haridusaastate suhe	EDUC_R	0,869	0,927	0,201	0,327	1,438
Meeste töäjõus osalemise määr	LABOR_M	0,793	0,805	0,091	0,490	0,965
Naiste ja meeste töäjõus osalemise suhe	LABOR_R	0,702	0,755	0,296	0,124	1,091

Allikas: Autori arvutused kasutatud allikate loetelus toodud andmete põhjal

Kuna käesoleva töö eesmärgiks on hinnata seost hariduse ja tööhõive sooliste lõhede ja majanduskasvu vahel, on ka need näitajad erilise tähelepanu all. Uurides SKP *per capita* kasvu valimis aastatel 1991–2011 (mudelisse on näitaja lisatud 1-aastase viitajaga), illustreeritud joonisel 2, on kõige märgatavam joon Euroopa ja Kesk-Aasia riike (ECA) vaadates. Eriti märkimisväärne on olnud seal majanduslangus 1990ndate algusaastatel, mõjutatud tõenäoliselt suuresti Nõukogude Liidu lagunemisest. Valimis olevast 13st riigist 7 olid liiduvabariigid ning mitmed teised majanduslikus sõltuvuses Nõukogude Liidust. Langusele järgnes aga tugev tõus ning 2000. aastate alguses oli regioon majanduskasvus esirinnas. Kõige suuremat majanduskasvu näitas riigigrupi hulgas Armeenia, kus tänu ehitussektori buumile kasvas SKP perioodil 2000–2007 keskmiselt 12% aastas.

Kõige kiiremini on majandus kasvanud Ida-Aasia ja Vaikse ookeani (EAP) regioonis, kus keskmine kasv on ületanud 3,7%. Märgatav majanduslangus on täheldatav aastal 1998, mil Aasiat tabas 1997. aastal alanud finantskriis. Lisaks on üle 3% keskmist kasvu näidanud ka Lõuna-Aasia (SA) regioon, kuid siin ei tohiks valimis olevate riikide vähesuse tõttu erilisi järeldusi regiooni kohta teha. OECD riikide majanduskasv on alanud vaadeldaval perioodil üsnagi stabiilne, jäädes üldjuhul 2–4% vahele. 1990. aastate algusaastatel on täheldatav eelkõige läänemaailmas

valitsenud majanduslangus. Kõige olulisem muutus, mis mõjutas enamusi regioone võrdselt, oli 2008. aastal alanud ülemaailmne majanduskriis.



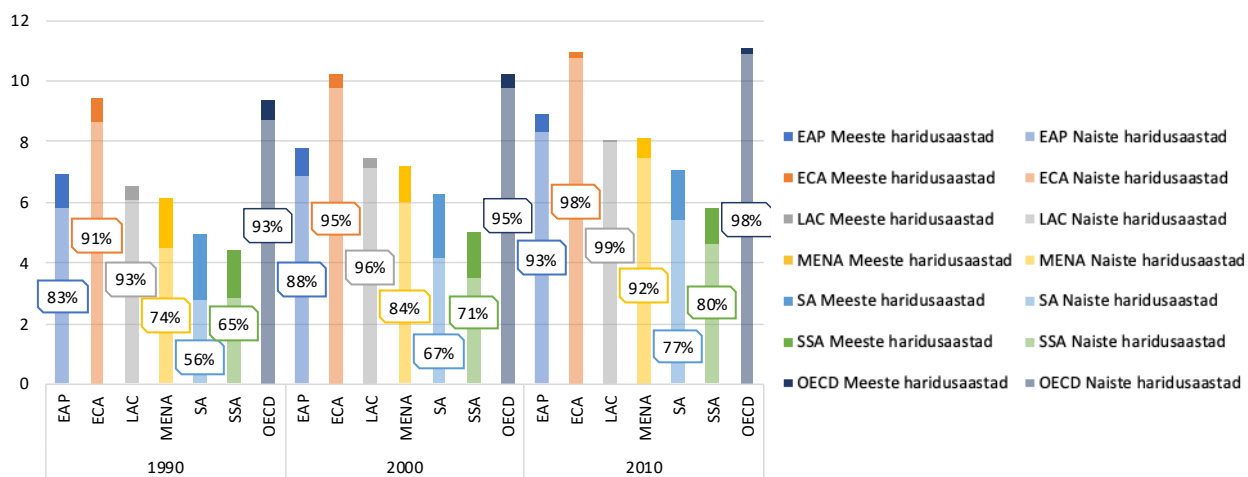
Joonis 2. Keskmise SKP *per capita* kasv aastatel 1991–2011

Allikas: Autori arvutused kasutatud allikate loetelus toodud andmete põhjal

Pöörates tähelepanu haridusaastatele, illustreeritud joonisel 3, on näha, et kõikides regioonides on keskmine haridusaastate arv aja jooksul kasvanud. Kuigi meeste koolis käidud aastate arv on igas piirkonnas olnud keskmiselt suurem naiste omast, on lõhe ajapikku vähenemas.

Kõige kõrgem on omandatud haridusaastate arv üldiselt rikkamates riigigruppides. Esirinnas näitaja poolest on OECD ja ECA regioonid, kus meeste keskmine haridusaastate arv mõlemas regioonis tõusnud 20 aastaga 9,4-lt aastalt 11,0 aastani. Mõlemas regioonis on ka naiste ja meeste haridusaastate suhe suhteliselt võrdne. 1990. aastal oli see OECD regioonis 93% ja ECA regioonis 91%, 2010. aastaks olid need tõusnud 98%-ni.

Kõige madalamad olid haridusaastate poolest regioonid SSA ja SA, kus keskmine meeste haridusaastate arv ei ületanud 1990ndal aastal 5 aastat. Kiirema kasvu nendest kahest on teinud SA, kus 2010. aastal käisid mehed keskmiselt 7,1 aastat koolis, SSA regioonis aga 5,8 aastat. Kõige madalama haridustasemega käib valimis kaasas ka kõige suurem lõhe meeste ja naiste haridustasemes. SA regioonis on see 20 aastaga tõusnud 56%-lt 77%-ni ning SSA regioonis 65%-lt 80%-ni.



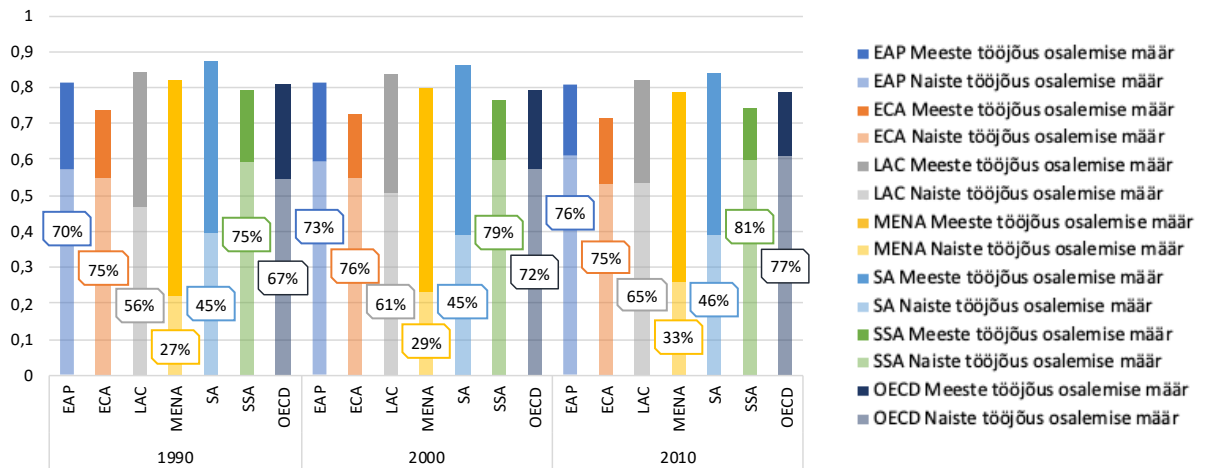
Joonis 3. Meeste ja naiste keskmine haridusaastate arv aastatel 1990–2010
Allikas: Autori arvutused kasutatud allikate loetelus toodud andmete põhjal

Tulles teise olulise näitaja, töajõus osalemise (15–64 aastaste seas) juurde (illustreeritud joonisel 4), ei ole regioonidevahelised erinevused meeste töajõus osalemise määras nii märgatavad kui need olid haridusaastate puhul. Kõige rohkem osalevad mehed töajõus SA regioonis, kuigi siin taaskord ei tohiks olulisi järeldusi riikide vähesuse tõttu teha. Kõige vähem osalevad mehed töajõus ECA regioonis, kus 1990. aastal oli meeste töajõus osalemise määr 73% ning 2010. aastaks oli see vähenenud 72%-ni. Vähenemistrendi on märgata ka teistes regioonides, kus meeste töajõus osalemise määr on vähenenud 20 aastaga keskmiselt 2–5 protsendipunkti.

Olulised erinevused on aga naiste töajõus osalemises erinevate regioonide vahel. Kõigis regioonides osalevad naised meestest oluliselt vähem töajõus. Kõige aktiivsemad on naised töajõus SSA, EAP ja OECD regioonides, kus 2010. aastal oli naiste ja meeste töajõus osalemise suhe 77–83%. Kuigi meeste töajõus osalemise määr on aastatega pigem langenud, siis naised on hakanud töajõus rohkem osalema ning trend on positiivne.

Enim torkab silma aga MENA regioon, mis on teinud küll olulisi samme soolise hariduslõhe vähendamisel, kuid naiste majanduslik aktiivsus on maha jäänud. 1990. aastal oli meeste ja naiste töajõus osalemise suhe väga madal, kõigest 28% ehk iga 100 mehe kohta töötas 28 naist. Näitaja oli üle poole madalam võrreldes teiste regioonidega. Maailmapank (2013) on kutsunud naiste kasvavat haridustaset, kuid madalat majanduslikku aktiivsust „MENA pusleks“. Põhjuseid naiste väheses töajõus osalemises võib olla mitmeid, näiteks sotsiaalsed normid, sooline diskrimineerimine ning vähesed töövõimalused. Sotsiaalsed normid on suuresti mõjutatud religioonist ning selle interpretatsioonist. MENA regioonis on naistel ja meestel perekonnas

erinevad rollid ning naiste puhul peetakse kodust rolli olulisemaks kui tööelus osalemist, mis võib pidurdada naiste soovi töötada. Samas täheldatakse, et kasvava naiste haridustasemega on sellised vaated muutumas. (Maailmapank 2013)



Joonis 4. Meeste ja naiste töajõus osalemise määr aastatel 1990–2010
Allikas: Autori arvutused kasutatud allikate loetelus toodud andmete põhjal

3. ÖKONOMEETRILINE ANALÜÜS

3.1. Ökonomeetrilise analüüsi tulemused

Käesolevas töös viiakse esmalt läbi korrelatsioonanalüüs ning korrelatsioonimaatriks on toodud tabelis 2, kus kriitiline korrelatsioonikordaja on 0,038. See tähendab, et kõik näitajad sellest suurema absoluutväärtusega on statistiliselt olulised. Selgus, et haridusaastate suhte ja majanduskasvu vahel on nõrk positiivne seos, mis on ootuspärane. Positiivne seos tähendab, et haridusaastate suhte suurenedes keskmiselt suureneb ka SKP kasv. Tööjõus osalemise määra ja majanduskasvu vahel statistiliselt olulist seost ei eksisteerinud. Korrelatsioonimaatriks näitas kõige tugevamaid seoseid oodatava eluea ja meeste haridusaastate ning haridusaastate suhte vahel (positiivsed seosed), samuti haridusaastate suhte ja meeste haridusaastate vahel (positiivne seos) ning meeste haridusaastate ja oodatava eluea vahel (positiivne seos). Kuna kõigi näitajate vahel on korrelatsioonikordaja absoluutväärtus alla 0,8 (suurim väärtus oli tabelis 0,715), siis ei ole tarvis arvestada multikollineaarsusega.

Tabel 2. Korrelatsioonimaatriks

	SKP_G	OPEN	LE	POP_G	EDUC_M	EDUC_R	LABOR_M	LABOR_R
SKP_G	1	0,085	0,074	-0,053	0,026	0,067	0,081	-0,028
OPEN		1	0,271	-0,039	0,300	0,273	-0,110	-0,029
LE			1	-0,329	0,715	0,617	0,143	-0,177
POP_G				1	-0,503	-0,327	0,168	-0,223
EDUC_M					1	0,657	-0,135	0,146
EDUC_R						1	-0,047	0,035
LABOR_M							1	-0,081
LABOR_R								1

Allikas: Autori arvutused kasutatud allikate loetelus toodud andmete põhjal

Esmalt pööratakse tähelepanu statsionaarsusele. Kuna aga mudelis on ajaperioodide arv palju väiksem kui objektide arv, siis pole paneelandmete korral statsionaarsuse kontrollimine vajalik (Baltagi 2005, 241). Regressioonanalüüsis viiakse esmalt läbi ühendatud mudeli hindamine, kus objekte ei eristata, kasutades vähimruutude meetodit. Samuti viidi läbi RESET test mudeli kuju

õigsuse kontrollimiseks, mille puhul võeti olulisuse nivool 0,05 vastu nullhüpotees ($p=0,182$) ehk mudeli spetsifikatsiooniga probleemi ei esinenud. Tulemused ühendatud mudeli ning järgnevate mudelite kohta on koondatud tabelisse 3 (lisades 2–7 on toodud mudelite originaalaruanded). Olulisuse nivool 0,05 osutusid statistiliselt oluliseks majanduse avatus, rahvastiku kasv, meeste haridusaastate arv, haridusaastate suhe ning meeste töajõus osalemise määr. Konstant, oodatav eluiga ja töajõus osalemise suhe osutusid mudelis mitteoluliseks. Mudeli determinatsioonikordaja oli 0,018 ehk mudel seletas ära 1,8% SKP kasvust valimis vaadeldud perioodil.

Tabel 3. Kõik riigid koos

Muutuja	(1) OLS	(2) FE	(3) FE, HAC	(4) RE	(5) FE + t	(6) FE + t, HAC
Konstant	-0,020 (0,013)	0,160*** (0,057)	0,160* (0,094)	-0,010 (0,019)	0,221*** (0,061)	0,221** (0,085)
OPEN	0,008*** (0,002)	0,015** (0,006)	0,015 (0,011)	0,009*** (0,089)	0,017*** (0,006)	0,017* (0,010)
POP_G	-0,344*** (0,075)	-0,164 (0,114)	-0,164 (0,205)	-0,250*** (0,089)	-0,022 (0,111)	-0,022 (0,210)
LE	0,0001 (0,0002)	0,0004 (0,0005)	0,0004 (0,0007)	0,0003 (0,0002)	0,0002 (0,0005)	0,0002 (0,0006)
EDUC_M	-0,002*** (0,001)	0,001 (0,002)	0,001 (0,003)	-0,002** (0,001)	-0,008*** (0,0039)	-0,008* (0,004)
EDUC_R	0,016** (0,007)	0,057** (0,027)	0,057 (0,037)	0,023** (0,011)	0,019 (0,028)	0,019 (0,033)
LABOR_M	0,039*** (0,014)	-0,225*** (0,054)	-0,225*** (0,083)	0,004 (0,021)	-0,130** (0,053)	-0,130* (0,078)
LABOR_R	-0,001 (0,005)	-0,086*** (0,029)	-0,086** (0,043)	0,001 (0,008)	-0,146*** (0,030)	-0,146*** (0,047)
Vaatluste arv	2618	2618	2618	2618	2618	2618
Riikide arv	128	128	128	128	128	128
R ²	0,018	0,025	0,025	0,018	0,111	0,111
White'i testi p-väärtus / grupisisene Wald test	$1,37 \times 10^{-80}$	0			0	
Kitsenduste f- testi p väärtus		$4,99 \times 10^{-25}$	$5,70 \times 10^{-56}$		$7,94 \times 10^{-26}$	$1,28 \times 10^{-52}$
Durbin-Watson [p-väärtus]		1,376 [0]			1,384 [$2,33 \times 10^{-15}$]	
Breush-Pagani testi p-väärtus				$2,95 \times 10^{-26}$		
Hausmani test p-väärtus				$1,83 \times 10^{-10}$		
Wald testi p- väärtus					$4,08 \times 10^{-39}$	

Allikas: Autori arvutused kasutatud allikate loetelus toodud andmete põhjal

Märkused:

- Olulisuse nivood on 0,1, 0,05 ja 0,01 on tähistatud vastavalt *, ** ja ***

- Mudelid on jaotatud veergudesse:
 - (1) ühendatud mudel
 - (2) fikseeritud efektiga mudel
 - (3) fikseeritud efektiga mudel, kasutades kohandatud standardvigu
 - (4) juhuslike efektidega mudel
 - (5) kahesuunaline fikseeritud efektiga mudel (kasutatud ajaefekti)
 - (6) kahesuunaline fikseeritud efektiga mudel (kasutatud kohandatud standardvigu ja ajaefekt)

Järgmisena viidi läbi fikseeritud efektiga mudeli hindamine, kus olulisuse nivool 0,05 osutusid statistiliselt oluliseks lisaks konstandile majanduse avatus, haridusaastate suhe, meeste töajõus osalemise määr ning töajõus osalemise suhe. Determinatsioonikordaja oli mudelil 0,025. Kitsenduste F-testi tulemusena selgus, et vabaliikmed on erinevad ning fikseeritud efektiga mudel on parem ühendatud mudelist, p-väärtus oli $4,99 \times 10^{-25} < 0,05$. Samuti kontrolliti grupiviisilise heteroskedastiivsuse esinemist Waldi testi ning autokorrelatsiooni Durbin-Watsoni testiga. Mõlema testi puhul võeti vastu sisukas hüpotees ehk esines nii heteroskedastiivsus kui ka autokorrelatsioon. Sellega arvestamiseks viidi uuesti läbi fikseeritud efektiga mudeli hindamine, kus seekord kasutati ka kohandatud standardvigu. Võrreldes eelnevalt läbi viidud mudeliga muutusid standardhälbed, parameetrite hinnangud jäid aga samaks. Olulisuse nivool 0,05 muutusid ebaoluliseks majanduse avatus ja haridusaastate suhe, konstant oli nüüd oluline nivool 0,1.

Selleks, et kontrollida, kas ehk on andmete analüüsimisel parem kasutada hoopis juhuslike efektidega mudelit, viidi läbi selle hindamine. Statistiliselt oluliseks osutusid mudelis majanduse avatus, rahvastiku kasv, meeste haridusaastate arv ja haridusaastate suhe. Mudeli kirjeldusvõime oli 1,8% ehk kehvem fikseeritud efektiga mudelist. Otsustamaks, kas juhuslike efektidega mudel on parem fikseeritud efektiga mudelist, viiakse läbi Breusch-Pagani test. Olulise tõenäosus oli $2,95 \times 10^{-26}$ ehk võeti vastu sisukas hüpotees, et spetsiifilised juhuslikud efektid esinevad ja juhuslike efektidega mudel on parem. Siiski, järgnevalt läbi viidud Hausmani testi olulisuse tõenäosus $1,83 \times 10^{-11}$ ja sellest tingitud sisuka hüpoteesi vastu võtmine viitas asjaolule, et mudelit kasutada ei tohiks ning kasutada tuleks fikseeritud efektiga mudelit.

Kuna vaadeldud ajavahemikku jäi nii majanduslangus kui ka tõus, siis tulles tagasi fikseeritud efektiga mudeli juurde, viiakse läbi kahesuunalise fikseeritud efektiga mudeli hindamine, lisades aastatele vastavad fiktiivsed tunnused. Waldi testi sisuka hüpoteesi vastu võtmine viitas sellele, et fiktiivseid tunnuseid mudelist eemaldada ei tohiks ning ajaefekt on oluline. Mudeli

determinatsioonikordaja tõusis märkimisväärselt, olles nüüd 0,111. Võrreldes eelnevalt läbi viidud juhuslike efektidega mudeliga muutus olulisuse nivool 0,05 statistiliselt oluliseks taas meeste töøjõus osalemise määr ja töøjõus osalemise suhe. Rahvastiku kasv ja haridusaastate suhe aga muutusid jällegi mitteoluliseks. Heteroskedastiivsuse testimiseks kasutati grupisest Waldi testi ja autokorrelatsiooni jaoks Durbin-Watsoni statistikut. Mõlema puhul võeti vastu sisukas hüpotees ehk esinesid nii heteroskedastiivsus kui ka autokorrelatsioon. Sellega arvestamiseks viidi läbi uus kahesuunaline fikseeritud efektiga mudeli hindamine, kus seekord lisaks ajaefektiga arvestamisele kasutati ka robustseid standardvigu. Tulemustest selgus, et statistiliselt oluliseks osutus olulisuse nivool 0,05 lisaks konstandile töøjõus osalemise suhe ning nivool 0,1 majanduse avatus, meeste haridusaastate arv ja meeste töøjõus osalemise määr. Ajaefektidest (toodud lisas 8) olid olulisuse nivool 0,05 statistiliselt olulised kõik aastad, välja arvatud 1991–1993 ja 2008.

Lisaks kõikide riikide koos uurimisele korrati eelnevalt kirjeldatud regressioonanalüüsi ka üksnes OECD riikidega, et aru saada, kas sellisel juhul on tulemused erinevad. Läbiviidud korrelatsioonanalüüsi tulemused on toodud lisas 9. Riigigrupp valiti seetõttu, et selles oli piisavalt palju riike, et saaks teha üldistatud järeldusi. Samuti viitas RESET testi p-väärtus 0,125 ja sarnaselt eelneva mudeli puhul läbi testitu asjaolule, et antud riigigrupi jaoks sobib koostada samuti fikseeritud efektiga mudel, mistõttu on tulemused võrreldavad. Ka siin osutus parimaks mudeliks kahesuunaline fikseeritud efektiga mudel, mille tulemused on toodud tabelis 4 (originaalaruanne on lisas 10), ajaefekti fiktiivsete tunnuste tulemused lisas 11. Statistiliselt oluliseks osutus nivool 0,05 meeste töøjõus osalemise määr ning nivool 0,1 majanduse avatus ja töøjõus osalemise suhe. Tulemused jäid sarnaseks ka siis, kui eemaldada ükshaaval kõige suurema p-väärtusega tunnuseid ning statistiliselt oluliseks jäid ikka eelnevalt mainitud kolm tunnust.

Tabel 4. Kahesuunalise fikseeritud efektiga mudeli (kasutatud kohandatud standardvigu ja ajaefekti) tulemused

Muutuja	OECD
Konstant	0,381 (0,234)
OPEN	0,032* (0,018)
POP_G	-0,349 (0,319)
LE	-0,003 (0,003)
EDUC_M	0,001 (0,003)
EDUC_R	0,1267
LABOR_M	-0,261** (0,125)
LABOR_R	-0,130* (0,069)
Vaatluste arv	725
Riikide arv	36
R ²	0,458
Kitsenduste F-test	$1,94 \times 10^{-7}$

Allikas: Autori arvutused kasutatud allikate loetelus toodud andmete põhjal

3.2. Tulemuste tõlgendamine ja järeldused

Käesoleva töö eesmärk oli uurida, kas ja kuidas on seotud soolised lõhed hariduses ja tööhõives ning riigi majanduskasv. Selle täitmiseks valiti vaatluste perioodiks 1990–2010. Lisaks hariduse ja tööhõive näitajatele on, tuginedes varasematele empiirilistele käsitlustele, mudelisse lisatud ka teisi näitajaid, mis võiksid majanduskasvu mõjutada. Kuna eelnevas peatükis selgus, et kahesuunaline fikseeritud efektiga mudel osutus analüüsis kõige sobivamaks, on käesolevas peatükis võetud tulemuste tõlgendamisel aluseks just see.

Esmalt tuleks tähelepanu viia asjaolule, et mudeli determinatsioonikordaja on 0,111 ehk 11,1% majanduskasvust on ära seletatav käesoleva mudeliga. Kuigivõrd madal mudeli kirjeldusvõime võib viidata asjaolule, et majanduskasv on sõltuv veel paljudest mudelisse mittelisatud muutujatest. Seega võiks rohkemate muutujate kasutamine viia mudeli parema kirjeldusvõimeni.

Saadud tulemused olid, võrreldes varasemate uuringute ja teoreetilisele kirjandusega, mitmel moel mitteootuspärased. Mõnevõrra üllatav on mudeli tulemus, et töajõus osalemise suhe mõjutab majanduskasvu negatiivselt. Läbi viidud mudel näitas, et töajõus osalemise suhte tõusmisel ühe protsendipunkti võrra väheneb majanduskasv 0,146 protsendipunkti, OECD riikide puhul

mõnevõrra vähem, 0,13 protsendipunkti. Samasugusele negatiivsele seosele viitas ka läbi viidud korrelatsioonanalüüs. Saadud tulemuse üheks selgituseks võib olla see, et naiste tööjõus osalemine võib toimida hoopis majanduskasvule vastupidiselt. See tähendab, et kui majandusel läheb hästi, siis on elutingimused esmastel töötajatel, kelleks on enamjaolt mehed, paremad. Sellisel juhul on paljudes peredes naistel majanduslikult võimalik koju jääda ning mitte osaleda ametlikus tööjõus. Kui majandusel hakkab aga kehvemini minema, on naised sunnitud tööle minema, et katta majapidamise sissetuleku vähenemist. Sarnase tulemuse leidsid ka Serrano *et al.* (2019), kes täheldasid Ladina-Ameerika riikide põhjal, et lühiajalised suurenemised SKP-s olid seotud naiste tööhõive vähenemisega. Samuti võivad olulist rolli mängida Araabia riigid, kus kultuurilisest eripärast tingituna on naiste tööjõus osalemine võrreldes ülejäänud maailmaga oluliselt madalam, ehkki SKP *per capita* on neis riikides võrdlemisi kõrge (Lechman, Kaur 2015).

Samuti vähendab käesolevas töös mudeli andmetel olulisuse nivool 0,1 ühe protsendipunktiline tõus meeste tööhõives osalemise määras majanduskasvu 0,13 protsendipunkti võrra. Teooria kohaselt peaks meeste tööhõives osalemise määra suurenemisel majanduskasv samuti suurenema, kuna sellisel juhul on tööturul suurem valik tööjõudu, mis läbi on võimalik rohkem toota. Mõnevõrra ebatavaline tulemus võib tuleneda asjaolust, et tööhõives osalemise määr on pikal perioodil näidanud olulist langustrendi. See võib olla tingitud heaoluriikides vananevast elanikkonnast ehk töötavaid inimesi jääb kogu aeg vähemaks, ning asjaolust, et suurenev haridustase viitab sellele, et rohkem aega veedetakse koolis ja tööelu alustatakse hilisemas eluetapis. Samuti tuleks tuua välja asjaolu, et rahvusvaheline võrreldavus tööjõu andmete puhul on kaheldava väärtusega ning antud näitaja põhjal ei tohiks teha põhjalikke järeldusi. Andmete kvaliteedi kohta on märkuse teinud ka Forbes (2000), kes tõi välja, et mõõtmise erinevused võivad tulemusi oluliselt mõjutada.

Kuigi töö hüpoteesiks oli, et soolised lõhed hariduses on seotud aeglasema majanduskasvuga, siis ei suutnud läbiviidud mudel seda seost kinnitada. Kuigi naiste majanduslik aktiivsus on mitmes regioonis võrreldes meeste omaga ajas ainult vähest tõusu näidanud, on naiste haridustase aastatega oluliselt tõusnud ning meeste omaga tugevalt ühtlustunud. Siiski, haridusaastate suhe osutus ebaoluliseks nii kõikide riikidega, kui ka ainult OECD riikidega mudelis. Kuigi seose mitteleidmine ei ole kooskõlas autori ootustega, ei ole tulemus ka midagi üllatavat. Mitmed varasemad uuringud (Hong *et al.* 2019; Brummet 2008) pole samuti statistiliselt olulist seost näitajate vahel tuvastanud.

Kuigi vaadates OECD riike eraldi, ei osutu meeste haridusaastate arv statistiliselt oluliseks majanduskasvu mõjutajaks, siis kõikide riikidega mudelis on näitaja oluline nivool 0,01. Valimi põhjal tehtud mudel viitab asjaolule, et meeste haridustaseme ühe protsendipunktiline kasv toob endaga kaasa SKP 0,008-protsendipunktilise vähenemise. Korrelatsioonanalüüs näitajate vahel statistiliselt olulist seost ei näidanud. Meeste haridusaastate ja majanduskasvu vahel võib esineda negatiivne seos, kui arenenud riikides kõrge haridustase pärsib ettevõtlikust. See tähendab, et mida haritumad on inimesed, seda rohkem on nad ettevõtlusega kaasnevatest riskidest teadlikud ja seda vähem on nad valmis neid riske võtma ja arendama seeläbi ettevõtlust. Autor aga tõdeb, et käesolevas töös tundub probleem olevat pigem algandmetes, mis taolise seose tekitavad. Samuti, kuna haridustase muutub lühiperioodil vähe, ei pruugi see mõjutada majandust koheselt, vaid suhteliselt pika viibega. Seetõttu võib olla probleem ka mudeli liiga lühikeses ajaperioodis. OECD riikide puhul, kus haridustase on üldiselt kõrge, ei ole näitaja seos majanduskasvuga mudeli poolt põhjendatud.

Lisaks on mõlemas läbiviidud mudelis majanduse avatus ehk ekspordi ja impordi osakaal SKP-st statistiliselt oluline nivool 0,1. Näitaja on positiivselt seotud majanduskasvuga ehk mida suurem on majanduse avatus, seda kiiremini kasvab ka majandus. Majanduse avatuse protsendipunktiline suurenemine suurendas kõikide riikidega mudelis majanduskasvu 0,017 protsendipunkti võrra ning ainult OECD riikidega mudelis 0,032 protsendipunkti võrra. Tulemuse on ootuspärane ning kooskõlas varasemate uuringute tulemustega (Idris, *et al.* 2016; Lee, *et al.* 2004).

Oodatav eluiga ei osutunud statistiliselt oluliseks kummaski mudelis. Selle põhjenduseks võib olla asjaolu, et kuna oodatav eluiga aja jooksul on kõikides riikides kasvanud, siis avaldub selle mõju põhiliselt erinevatele aastatele vastavate fiktiivsete tunnuste kordajates. Sarnaselt oodatavale elueale ei osutunud lõplikus mudelis statistiliselt oluliseks ka rahvastiku kasv. Oluline oli see vaid ühendatud mudelis ja juhuslike efektidega mudelis. Seetõttu ei saa lõpliku mudeli põhjal teha järeldusi selle kohta, kuidas mõjutab rahvastiku kasv majanduskasvu. Rahvastiku kasv mõjutab majandust üldiselt pikal perioodil, mistõttu võib töös kasutatud 20-aastane ajaperiood olla liialt lühike, et adekvaatselt näitaja mõju hinnata.

Mõnevõrra ootustele vastupidised tulemused võivad olla tingitud asjaolust, et mudelist võisid välja jääda mitmed olulised majanduskasvu mõjutavad tegurid. Samuti võis olulist rolli mängida ka valitud ajaperiood, mis ei pruukinud olla piisavalt pikk, et leida statistiliselt olulisi ning õigeid seoseid majanduskasvu ja sooliste haridus- ning tööhõivelõhede vahel, mis mõjutavad majandust

pigem pikal perioodil. Siiski on käesolev teema oluline ning edaspidistes uurimustes ning nende edasiarendustes võiks andmete kättesaadavusel võtta arvesse rohkem muutujaid ning pikemat ajaperioodi. Kuna riigid ja nendes esinevad soolised lõhed erinevad regiooniti oluliselt, oleks kasulik ka riigigruppe eraldi hinnata.

KOKKUVÕTE

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks oli uurida, kuidas on seotud soolised lõhed hariduses ja tööhõives ning majanduskasv. Eesmärgi täitmiseks viidi pärast teooria ja varasemate empiiriliste uurimustega tutvumist läbi ökonomeetiline analüüs, kasutades selleks tarkvarapaketti Gretl. Töös kasutati andmeid 128 riigi kohta perioodil 1990–2010, kus sõltuvaks muutujaks oli riigi SKP *per capita* kasv ning sõltumatuteks muutujateks majanduse avatus (impordi ja ekspordi summa suhe SKP-sse), oodatav eluiga, rahvastiku kasv, meeste haridusaastate arv, meeste ja naiste haridusaastate suhe, meeste tööhõives osalemise määr ning meeste ja naiste tööhõives osalemise määra suhe. Kasutatud andmed pärinesid Maailmapanga andmebaasist, Penni maailma tabelitest ning Barro ja Lee (2013) haridusandmete tabelist. Lisaks viidi läbi eraldi mudeli hindamine ainult OECD riikide põhjal. Mõlema mudeli puhul osutus kõige paremaks fikseeritud efektiga mudel, kus oli kasutatud kohandatud standardvigu ning ajaefekti.

Mudeli tulemustest selgus, et naiste ja meeste tööhõives osalemise määra suhte suurenemine mõjutab majanduskasvu negatiivselt, mis oli vastupidine autori ootustele. Protsendipunktilise tööhõives osalemise suhte suurenemisel vähenes majanduskasv 0,146 protsendipunkti, ainult OECD riike vaadeldes aga 0,13 protsendipunkti. Meeste tööjõus osalemise määra suurenemisel oli samuti negatiivne mõju majanduskasvule, kus näitaja protsendipunktiline suurenemine vähendas majanduskasvu 0,13 protsendipunkti, OECD riikide puhul 0,261 protsendipunkti võrra.

Haridusnäitajate mõju nii tugev ei olnud. Haridusaastate suhe ei osutunud läbiviidud mudelites statistiliselt oluliseks. Küll aga oli nivool 0,01 statistiliselt oluline meeste haridusaastate arv, mille üheprotsendiline suurenemine vähendas vastupidiselt teooriale majanduskasvu vaadeldaval perioodil 0,008 protsendipunkti võrra. Seega ei leidnud kinnitust töös püstitatud hüpoteesid, et soolised lõhed hariduses ja tööhõives on seotud aeglasema majanduskasvuga.

Töös läbiviidud mudel ja selle mõnevõrra ootustele vastupidised tulemused viitavad asjaolule, et majanduskasvu mõjutavad oluliselt veel mitmed teised muutujad, mida mudelisse ei olnud lisatud. Samuti on soolistel lõhedel hariduses ja tööhõives mõju majandusele pigem pikemal perioodil,

mistõttu võiks andmete olemasolul viia läbi tulevikus analüüse pikemat ajaperioodi kasutades, lisades erinevaid muutujaid ning uurides võimaluse korral erinevate regioonide riike eraldi.

SUMMARY

GENDER GAPS IN EDUCATION AND EMPLOYMENT AND THEIR RELATIONSHIP WITH ECONOMIC GROWTH

Grete Ly Pindma

An important factor in determining a country's capability is long-term and strong economic growth. Economists however do not have a clear answer to how this sort of growth can be reached. Economic growth has been thought to be influenced by physical capital accumulation and technology, however since 1980s human capital is also believed to play a role.

Historically there have always been differences in educational attainment and labour force participation deriving from gender. Although in many regions of the world gender gaps have, over the years, diminished remarkably, there are still places where inequality is prominent. This raises the concern of whether these gender gaps could be harmful to the economy in the long run, as due to less education the human capital of women is lower and gender gaps inhibit its implementation in the workforce. Excluding women from the workforce and limiting their education restricts the pool of talent and reduces the overall ability of the workforce. In addition, a higher female education brings with it many positive externalities, including lower fertility rate, reduction in child mortality rates and overall better education and health for the next generation, all expected to have a positive effect on economic growth.

The aim of this bachelor's thesis is to find out if and how gender gaps in education and employment are related to economic growth. For this, theoretical and empirical literature was studied, on the basis of which an econometrical analysis was conducted. The sample used consisted of 128 countries from different regions of the world with observations spanning over the years of 1990–2010. Different panel data models were estimated, after which the most suitable turned out to be fixed effects model with time dummies and robust standard errors. In addition to the model using the full sample, a second model with only OECD countries was conducted.

The hypothesis was that both educational and employment related gender gaps have a negative relationship with economic growth. Neither of these however found confirmation. The increase in women to male labour force participation rate ratio turned out to have a negative impact on economic growth. This meant that the rise in gender equality in labour force participation was found to be slightly harmful to the economy. A percentage point increase in the ratio brought with it a 0.146 percentage point decrease in GDP per capita growth. When only looking at OECD countries, the decrease in economic growth was a bit smaller, 0.130 percentage points. An interesting result was also the negative effect of male labour force participation rate growth on GDP growth. Based on the full sample, a one percentage point increase in male participation rate was accompanied by 0.130 percentage point decrease in economic growth, in terms of OECD countries it was 0.261 percentage points.

In terms of education, the results were also somewhat puzzling. Although neither the full sample nor OECD country's model found a relationship between gender gaps in education and economic growth, in OECD model the impact of male educational attainment had an opposite effect than one would theoretically assume. A percentage point increase in male educational attainment brought with it a decrease of 0.008 percentage points in GDP growth.

The results show that further analysis must be done on the topic and different variables should also be considered. As both education and employment tend to impact economic growth in long run, increasing the time period could have a serious effect on the results. In addition, as many geographical regions differ in terms of gender gaps in education and employment, looking at country groups separately could also be of value.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Ahmed, S., McGillivray, M. (2015). Human capital, discrimination, and the gender wage gap in Bangladesh. *World Development*, 67, 506–524.
- Aliyu, U. L. (2019). Impact of employment on economic growth and development. *International Journal of Economics and Business*, 5 (2), 102–109.
- Baker, D. P., Leon, J., Smith Greenaway, E. G., Collins, J., & Movit, M. (2011). The education effect on population health: a reassessment. *Population and development review*, 37(2), 307-332.
- Baltagi, B. H. (2008). *Econometric analysis of panel data* (3rd ed). Chichester, UK: John wiley & sons Ltd.
- Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *The quarterly journal of economics*, 106(2), 407–443.
- Barro, R. J. (2001). Education and economic growth. *The American Economic Review*, 91 (2), 12–17.
- Barro, R., Lee, J. W. (1994). Sources of economic growth. *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, 40, 1–46.
- Barro, R., Lee, J.W. (2013). A new data set of educational attainment in the world, 1950-2010. *Journal of Development Economics*, 104, 184–198.
- Becker, G. S. (1964). *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. New York: National Bureau of Economic Research.
- Benos, N., Zotou, S. (2014). Education and economic growth: A meta-regression analysis. *World Development*, 64, 669–689.
- Blaug, M. (1976). The empirical status of human capital theory: A slightly jaundiced survey. *Journal of economic literature*, 14(3), 827–855.
- Blecker, R. A., Seguino, S. (2002). Macroeconomic effects of reducing gender wage inequality in an export-oriented, semi-industrialized economy. *Review of development economics*, 6(1), 103–119.
- Bloom, D. E., Canning, D., Sevilla, J. (2001). The effect of health on economic growth: theory and evidence. *National Bureau of Economic Research*, No. w8587.

- Bourguignon, F., Verdier, T. (2000). Oligarchy, democracy, inequality and growth. *Journal of development Economics*, 62(2), 285–313.
- Brummet, Q. (2008). The effect of gender inequality on growth: a cross-country empirical study. *The Park Place Economist*, 16(1), 12-23.
- Busse, M., Spielmann, C. (2006). Gender inequality and trade. *Review of International Economics*, 14(3), 362–379.
- Cooray, A., Potrafke, N. (2011). Gender inequality in education: Political institutions or culture and religion?. *European Journal of Political Economy*, 27(2), 268–280.
- Cuberes, D., Teignier, M. (2014). Gender inequality and economic growth: A critical review. *Journal of International Development*, 26(2), 260–276.
- Cutler, D. M., Lleras-Muney, A. (2006). Education and health: evaluating theories and evidence. *National bureau of economic research*, No. w12352.
- De la Fuente, A., & Doménech, R. (2006). Human capital in growth regressions: how much difference does data quality make?. *Journal of the European Economic Association*, 4(1), 1–36.
- Delgado, M. S., Henderson, D. J., & Parmeter, C. F. (2014). Does education matter for economic growth?. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 76(3), 334–359.
- Dollar, D., Gatti, R. (1999). Gender inequality, income, and growth: are good times good for women? *Working Paper Series No. 1*. Washington, DC: Development Research Group, The World Bank.
- Exports of goods and services (% of GDP)*. The World Bank. Kättesaadav: <https://data.worldbank.org/indicator/NE.EXP.GNFS.ZS>, 24.03.2021.
- Feenstra, R. C., Inklaar, R., & Timmer, M. P. (2015). The next generation of the Penn World Table. *American economic review*, 105(10), 3150-82. Kättesaadav: www.ggdgc.net/pwt, 01.04.2021.
- Fernández, R. (2013). Cultural change as learning: The evolution of female labor force participation over a century. *American Economic Review*, 103(1), 472–500.
- Forbes, K. J. (2000). A reassessment of the relationship between inequality and growth. *American Economic Review*, 90(4), 869-887.
- Gaddis, I., Klasen, S. (2014). Economic development, structural change, and women's labor force participation. *Journal of Population Economics*, 27(3), 639–681.
- Gujarati, D. N., Porter, D. C. (2009). *Basic Econometrics* (5th ed.). New York, USA: McGraw-Hill Irwin.
- Goldin, C. (1994). The U-shaped female labor force function in economic development and economic history. *National Bureau of Economic Research*, No. w4707.

- Goldin, C. D. (2016). Human capital. In: C. Diebolt, M. Hauptert (Eds.) *Handbook of Cliometrics* (55–86). Germany: Springer Verlag.
- Hanushek, E. A. Kimoko, D. D. (2000). Schooling, labor-force quality, and the growth of nations. *American Economic Review*, 90 (5), 1184–1208.
- Hanushek, E. (2008). Schooling, gender equity, and economic outcomes. In: M. Tembon, L. Fort (Eds.), *Girls' Education in the 21st Century* (23–40). Washington: The World Bank.
- Hanushek, E. A., Woessmann, L. (2010). Education and economic growth. In: P. Peterson, E. Baker, B. McGaw (Eds.), *International Encyclopedia of Education* (245–252). Oxford: Elsevier.
- Hanushek, E. A. (2016). Will more higher education improve economic growth?. *Oxford Review of Economic Policy*, 32(4), 538–552.
- Hong, G., Kim, S., Park, G., & Sim, S. G. (2019). Female education externality and inclusive growth. *Sustainability*, 11(12), 3344.
- Idris, J., Yusop, Z., & Habibullah, M. S. (2016). Trade openness and economic growth: A causality test in panel perspective. *International Journal of Business and Society*, 17(2).
- Imports of goods and services (% of GDP)*. The World Bank. Kättesaadav: <https://data.worldbank.org/indicator/NE.IMP.GNFS.ZS>, 24.03.2021.
- International Labour Office. (2017). *World employment and social outlook: trends for women 2017*. Geneva, Switzerland: International Labour Organization.
- International Labour Office. (2020). *World employment and social outlook: trends 2020*. Geneva, Switzerland: International Labour Organization.
- Jaumotte, F. (2003). Female labour force participation: past trends and main determinants in OECD countries. *OECD Working Paper*, No. 376.
- Jayachandran, S. (2015). The roots of gender inequality in developing countries. *Annual Review of Economics*, 7(1), 63–88.
- Klasen, S. (1999). *Does Gender Inequality Reduce Growth and Development? World Bank Policy Research Department*. Working Paper 7, World Bank: Washington DC.
- Klasen, S. (2002). Low schooling for girls, slower growth for all? Cross-country evidence on the effect of gender inequality in education on economic development. *The World Bank Economic Review*, 16(3), 345–373.
- Klasen, S., Lamanna, F. (2009). The impact of gender inequality in education and employment on economic growth: new evidence for a panel of countries. *Feminist Economics*, 15(3), 91-132.

- Knowles, S., Lorgelly, P. K., & Owen, P. D. (2002). Are educational gender gaps a brake on economic development? Some cross-country empirical evidence. *Oxford economic papers*, 54(1), 118–149.
- Labor force participation rate, male (% of male population ages 15-64) (modeled ILO estimate)*. The World Bank. Kättesaadav: <https://data.worldbank.org/indicator/SL.TLF.ACTI.MA.ZS>, 24.03.2021.
- Labor participation rate, female (% of female population ages 15-64) (modeled ILO estimate)*. The World Bank. Kättesaadav: <https://data.worldbank.org/indicator/SL.TLF.ACTI.FE.ZS>, 24.03.2021.
- Lagerlöf, N. P. (2003). Gender equality and long-run growth. *Journal of Economic Growth*, 8(4), 403–426.
- Laroche, M., Mérette, M., & Ruggeri, G. C. (1999). On the concept and dimensions of human capital in a knowledge-based economy context. *Canadian public policy/Analyse de Politiques*, 87–100.
- 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*, 8(1), 246–257.
- Lee, H. Y., Ricci, L. A., & Rigobon, R. (2004). Once again, is openness good for growth? *Journal of development economics*, 75(2), 451–472.
- Life expectancy at birth, total (years)*. The World Bank. Kättesaadav: <https://data.worldbank.org/indicator/SP.DYN.LE00.IN>, 24.03.2021.
- Maailmapank. (2013). *Opening doors: gender equality and development in the Middle East and North Africa. MENA Development report*. Washington, DC: World Bank.
- Marcus, R. Harper, C. (Eds.) (2015). *Social norms, gender norms and adolescent girls: a bried guide*. London: Overseas Development Institute.
- Marshall, A. (1898). *Principles of economics*. London: Macmillan and Company.
- Mincer, J. (1958). Investment in human capital and personal income distribution. *Journal of Political Economy*, 66(4), 281–302.
- Mincer, J. (1984). Human capital and economic growth. *Economics of Education Review*, 3(3), 195–205.
- Papageorgiou, C. (2003). Distinguishing between the effects of primary and post-primary education on economic growth. *Review of Development Economics*, 7(4), 622–635.
- Pelinescu, E. (2015). The impact of human capital on economic growth. *Procedia Economics and Finance*, 22, 184–190.

- Productivity, human capital and educational policies*. OECD. Kättesaadav:
<https://www.oecd.org/economy/human-capital/>, 10. märts 2021.
- Schultz, T. W. (1962). Reflections on investment in man. *Journal of Political Economy*, 70(5), 1–8.
- Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American Economic Review*, 51(1), 1–17.
- Seguino, S. (2000). Gender inequality and economic growth: A cross-country analysis. *World Development*, 28(7), 1211–1230.
- Seguino, S., Floro, M. S. (2003). Does gender have any effect on aggregate saving? An empirical analysis. *International Review of Applied Economics*, 17(2), 147–166.
- Serrano, J., Gasparini, L., Marchionni, M., & Glüzmann, P. (2019). Economic cycle and deceleration of female labor force participation in Latin America. *Journal for Labour Market Research*, 53(1), 1–21.
- Spence, M. (1973). Job market signaling. *The Quarterly Journal of Economics*, 87 (3), 355–374.
- Stevens, P., Weale, M. (2004). Education and economic growth. *International handbook on the economics of education*, 27, 205–311.
- Stotsky, J. G. (2006). Gender and its relevance to macroeconomic policy: A survey. *IMF Working Paper*, No. 06/233.
- Számádó, S. (2011). The cost of honesty and the fallacy of the handicap principle. *Animal Behaviour*, 81(1), 3–10.
- Tan, E. (2014). Human capital theory: A holistic criticism. *Review of Educational Research*, 84(3), 411–445.
- Thévenon, O., Ali, N., Adema, W., & del Pero, A. S. (2012). Effects of Reducing Gender Gaps in Education and Labour Force Participation on Economic Growth in the OECD. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 138, OECD Publishing: Paris.
- Thomas, D. (1990). Intra-household resource allocation: An inferential approach. *Journal of Human Resources*, 25 (4), 635–664.
- Töös kasutatud andmed. Kättesaadav:
https://docs.google.com/spreadsheets/d/1poD0a4ajMYRW5NU9SjYd7Xli6Ey0xHpeqSR_t3myzTY/edit?usp=sharing
- UNESCO. (2020). *Global education monitoring report – gender report: a new generation: 25 years of efforts for gender equality in education*. Paris: UNESCO.
- United Nations. (2015). *The worlds women 2015: trends and statistics*. New York: United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Statistis Division.

- Verick, S. (2018). *Female labor force participation and development*. Kättesaadav: <https://wol.iza.org/articles/female-labor-force-participation-and-development/long>, 15. märts 2021.
- Weiss, A. (1995). Human capital vs. signalling explanations of wages. *Journal of Economic perspectives*, 9(4), 133–154.
- World women 2020: women and men in the labour force. United Nations. Kättesaadav: <https://worlds-women-2020-data-undesa.hub.arcgis.com/app/27c1c1ad540347aabc70434238223919>, 10. märts 2021.
- Wooldridge, J. M. (2012) *Introductory econometrics: A modern approach* (5th ed). USA: Cengage Learning.

LISAD

Lisa 1. Riikide liigitus regiooniti

OECD	EAP	ECA	LAC	MENA	SA	SSA
Austraalia	Brunei	Albaania	Argentina	Alžeeria	Bangladesh	Benin
Austria	Fidži	Armeenia	Barbados	Bahrein	India	Botswana
Belgia	Filipiinid	Bulgaaria	Belize	Egiptus	Maldiivid	Burundi
Colombia	Hiina	Horvaatia	Boliivia		Nepal	Elevandi- luurannik
Eesti	Hongkong	Kasahstan	Brasiilia	Iraan	Pakistani	Gaboni
Hispaania	Indoneesia	Kõrgõstan	Costa Rica	Jordaania	Sri Lanka	Gambia
Holland	Kambodža	Küpros	Dominikaani Vabariik	Katar		Ghana
Iirimaa	Korea Vabariik	Moldova	Ecuador			Kamerun
Iisrael	Laose Demokraatlik Rahvavabariik	Rumeenia	El Salvador	Malta		Kenya
Island	Macau	Tadžikistan	Guatemala	Maroko		Kesk- Aafrika Vabariik
Itaalia	Malaisia	Ukraina	Guyana	Saudi Araabia		Kongo Vabariik
Jaapan	Mongoolia	Venemaa	Haiti	Süüria		Kongo DV
Kanada	Singapur		Honduras	Tuneesia		Lõuna- Aafrika Vabariik
Kreeka	Tai		Jamaica			Mali
Läti	Vietnam		Nicaragua			Mauri- taania
Leedu			Panama			Mauritiuse
Luksemburg			Peruu			Mosam- biik
Mehhiko			Trinidad ja Tobago			Namiibia
Norra			Uruguay			Niger
Poola			Venezuela			Rwanda
Portugal						Sambia
Prantsusmaa						Senegal
Rootsi						Sierra Leone
Saksamaa						Sudaan
Slovakkia						Svaasimaa

Lisa 1 järg

OECD	EAP	ECA	LAC	MENA	SA	SSA
Sloveenia						Tansaania
Soome						Togo
Šveits						Uganda
Taani						Zimbabwe
Tšehhi Vabariik						
Tšiili						
Türgi						
Ühendkuningriik						
Ungari						
USA						
Uus-Meremaa						

Allikas: Maailmapanga andmebaas

Lisa 2. Ühendatud mudeli aruanne

Model 1: Pooled OLS, using 2618 observations

Included 128 cross-sectional units

Time-series length: minimum 16, maximum 21

Dependent variable: SKP_G

	Coefficient	Std. error	t-ratio	p-value	
const	-0.0195006	0.0129447	-1.506	0.1321	
OPEN	0.00837370	0.00190454	4.397	1.14e-05	***
LE	0.000144501	0.000160589	0.8998	0.3683	
POP_G	-0.344452	0.0753986	-4.568	5.14e-06	***
EDUC_M	-0.00174916	0.000645663	-2.709	0.0068	***
EDUC_R	0.0160206	0.00742926	2.156	0.0311	**
LABOR_M	0.0385040	0.0143125	2.690	0.0072	***
LABOR_R	-0.00109041	0.00505676	-0.2156	0.8293	

Mean dependent var	0.021907	S.D. dependent var	0.048056
Sum squared resid	5.916036	S.E. of regression	0.047610
R-squared	0.021116	Adjusted R-squared	0.018490
F(7, 2610)	8.042979	P-value(F)	1.06e-09
Log-likelihood	4260.301	Akaike criterion	-8504.601
Schwarz criterion	-8457.640	Hannan-Quinn	-8487.592
rho	0.359076	Durbin-Watson	1.190933

Excluding the constant, p-value was highest for variable 14 (LABOR_R)

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 484.964

with p-value = $P(\text{Chi-square}(35) > 484.964) = 1.3689e-80$

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 2608) = 1.70605$

with p-value = $P(F(2, 2608) > 1.70605) = 0.181784$

Lisa 3. Fikseeritud efektiga mudeli aruanne

Model 2: Fixed-effects, using 2618 observations

Included 128 cross-sectional units

Time-series length: minimum 16, maximum 21

Dependent variable: SKP_G

	Coefficient	Std. error	t-ratio	p-value	
const	0.160007	0.0572800	2.793	0.0053	***
OPEN	0.0145348	0.00608267	2.390	0.0169	**
LE	0.000496849	0.000520964	0.9537	0.3403	
POP_G	-0.164352	0.114336	-1.437	0.1507	
EDUC_M	0.000963076	0.00221653	0.4345	0.6640	
EDUC_R	0.0574336	0.0273063	2.103	0.0355	**
LABOR_M	-0.224976	0.0536772	-4.191	2.87e-05	***
LABOR_R	-0.0860119	0.0289901	-2.967	0.0030	***

Mean dependent var	0.021907	S.D. dependent var	0.048056
Sum squared resid	5.123276	S.E. of regression	0.045424
LSDV R-squared	0.152288	Within R-squared	0.025159
LSDV F(134, 2483)	3.328814	P-value(F)	2.25e-31
Log-likelihood	4448.630	Akaike criterion	-8627.260
Schwarz criterion	-7834.787	Hannan-Quinn	-8340.228
rho	0.261308	Durbin-Watson	1.375809

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(7, 2483) = 9.15464$

with p-value = $P(F(7, 2483) > 9.15464) = 3.24982e-11$

Test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: $F(127, 2483) = 3.02529$

with p-value = $P(F(127, 2483) > 3.02529) = 4.99452e-25$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance

Asymptotic test statistic: $\text{Chi-square}(128) = 50380.8$

with p-value = 0

Lisa 4. Fikseeritud efektiga mudeli (kohandatud standardvead) aruanne

Model 3: Fixed-effects, using 2618 observations

Included 128 cross-sectional units

Time-series length: minimum 16, maximum 21

Dependent variable: SKP_G

Robust (HAC) standard errors

	Coefficient	Std. error	t-ratio	p-value	
const	0.160007	0.0942907	1.697	0.0922	*
OPEN	0.0145348	0.0107855	1.348	0.1802	
LE	0.000496849	0.000705974	0.7038	0.4829	
POP_G	-0.164352	0.205099	-0.8013	0.4244	
EDUC_M	0.000963076	0.00339275	0.2839	0.7770	
EDUC_R	0.0574336	0.0370220	1.551	0.1233	
LABOR_M	-0.224976	0.0833173	-2.700	0.0079	***
LABOR_R	-0.0860119	0.0426469	-2.017	0.0458	**

Mean dependent var	0.021907	S.D. dependent var	0.048056
Sum squared resid	5.123276	S.E. of regression	0.045424
LSDV R-squared	0.152288	Within R-squared	0.025159
Log-likelihood	4448.630	Akaike criterion	-8627.260
Schwarz criterion	-7834.787	Hannan-Quinn	-8340.228
rho	0.261308	Durbin-Watson	1.375809

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(7, 127) = 5.18833$

with p-value = $P(F(7, 127) > 5.18833) = 3.20486e-05$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(127, 837.1) = 5.75097$

with p-value = $P(F(127, 837.1) > 5.75097) = 5.69978e-56$

Lisa 5. Juhuslike efektidega mudeli aruanne

Model 4: Random-effects (GLS), using 2618 observations

Included 128 cross-sectional units

Time-series length: minimum 16, maximum 21

Dependent variable: SKP_G

	Coefficient	Std. error	z	p-value	
const	-0.00958899	0.0193257	-0.4962	0.6198	
OPEN	0.00875782	0.00276397	3.169	0.0015	***
LE	0.000293339	0.000230201	1.274	0.2026	
POP_G	-0.250290	0.0892211	-2.805	0.0050	***
EDUC_M	-0.00191497	0.000927880	-2.064	0.0390	**
EDUC_R	0.0231719	0.0109619	2.114	0.0345	**
LABOR_M	0.00373368	0.0207804	0.1797	0.8574	
LABOR_R	0.000536695	0.00755192	0.07107	0.9433	

Mean dependent var	0.021907	S.D. dependent var	0.048056
Sum squared resid	5.939383	S.E. of regression	0.047694
Log-likelihood	4255.145	Akaike criterion	-8494.290
Schwarz criterion	-8447.328	Hannan-Quinn	-8477.280
rho	0.261308	Durbin-Watson	1.375809

'Between' variance = 0.000164795

'Within' variance = 0.00206334

mean theta = 0.3833

corr(y,yhat)^2 = 0.0176888

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(7) = 31.5995

with p-value = 4.81797e-05

Breusch-Pagan test -

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

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 112.381

with p-value = 2.94811e-26

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(7) = 59.5755

with p-value = 1.83479e-10

Lisa 6. Fikseeritud efektiga mudeli (kasutatud ajaefekti) aruanne

Model 5: Fixed-effects, using 2618 observations

Included 128 cross-sectional units

Time-series length: minimum 16, maximum 21

Dependent variable: SKP_G

	Coefficient	Std. error	t-ratio	p-value	
const	0.220714	0.0606645	3.638	0.0003	***
OPEN	0.0171492	0.00597459	2.870	0.0041	***
LE	0.000230730	0.000517684	0.4457	0.6559	
POP_G	-0.0221613	0.110747	-0.2001	0.8414	
EDUC_M	-0.00830002	0.00269159	-3.084	0.0021	***
EDUC_R	0.0192231	0.0277408	0.6930	0.4884	
LABOR_M	-0.129539	0.0528120	-2.453	0.0142	**
LABOR_R	-0.146226	0.0298389	-4.901	1.02e-06	***
Mean dependent var	0.021907	S.D. dependent var	0.048056		
Sum squared resid	4.673026	S.E. of regression	0.043558		
LSDV R-squared	0.226788	Within R-squared	0.110831		
LSDV F(154, 2463)	4.690988	P-value(F)	1.51e-62		
Log-likelihood	4569.041	Akaike criterion	-8828.082		
Schwarz criterion	-7918.206	Hannan-Quinn	-8498.527		
rho	0.258092	Durbin-Watson	1.383880		

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(7, 2463) = 7.72262$

with p-value = $P(F(7, 2463) > 7.72262) = 2.91593e-09$

Test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: $F(127, 2463) = 3.07575$

with p-value = $P(F(127, 2463) > 3.07575) = 7.94086e-26$

Wald joint test on time dummies -

Null hypothesis: No time effects

Asymptotic test statistic: Chi-square(20) = 237.312

with p-value = 4.0846e-39

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance

Asymptotic test statistic: Chi-square(128) = 25404.7

with p-value = 0

Lisa 7. Fikseeritud efektiivne mudel (kasutatud ajaefekti ja kohandatud standardvigu) aruanne

Model 6: Fixed-effects, using 2618 observations

Included 128 cross-sectional units

Time-series length: minimum 16, maximum 21

Dependent variable: SKP_G

Robust (HAC) standard errors

	Coefficient	Std. error	t-ratio	p-value	
const	0.220714	0.0852561	2.589	0.0108	**
OPEN	0.0171492	0.0100130	1.713	0.0892	*
LE	0.000230730	0.000634804	0.3635	0.7169	
POP_G	-0.0221613	0.210229	-0.1054	0.9162	
EDUC_M	-0.00830002	0.00436451	-1.902	0.0595	*
EDUC_R	0.0192231	0.0327051	0.5878	0.5577	
LABOR_M	-0.129539	0.0776111	-1.669	0.0976	*
LABOR_R	-0.146226	0.0474548	-3.081	0.0025	***

Mean dependent var	0.021907	S.D. dependent var	0.048056
Sum squared resid	4.673026	S.E. of regression	0.043558
LSDV R-squared	0.226788	Within R-squared	0.110831
Log-likelihood	4569.041	Akaike criterion	-8828.082
Schwarz criterion	-7918.206	Hannan-Quinn	-8498.527
rho	0.258092	Durbin-Watson	1.383880

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(7, 127) = 2.86494$

with p-value = $P(F(7, 127) > 2.86494) = 0.00824943$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(127, 837.1) = 5.47841$

with p-value = $P(F(127, 837.1) > 5.47841) = 1.27919e-52$

Wald joint test on time dummies -

Null hypothesis: No time effects

Asymptotic test statistic: Chi-square(20) = 193.872

with p-value = $1.82659e-30$

Lisa 8. Fikseeritud efektiga mudelite tulemused – ajaefekt

Aja fiktiivne muutuja	(5) FE + t	(6) FE + t, HAC
Dt_2	0,001 (0,006)	0,001 (0,006)
Dt_3	0,003 (0,006)	0,003 (0,006)
Dt_4	0,010* (0,006)	0,010 (0,008)
Dt_5	0,026*** (0,006)	0,026*** (0,008)
Dt_6	0,025*** (0,006)	0,025*** (0,007)
Dt_7	0,026*** (0,006)	0,026*** (0,008)
Dt_8	0,018*** (0,006)	0,018** (0,008)
Dt_9	0,019*** (0,006)	0,019** (0,008)
Dt_10	0,029*** (0,006)	0,029*** (0,008)
Dt_11	0,025*** (0,006)	0,025*** (0,009)
Dt_12	0,029*** (0,007)	0,029*** (0,009)
Dt_13	0,034*** (0,007)	0,034*** (0,009)
Dt_14	0,048*** (0,007)	0,048*** (0,009)
Dt_15	0,041*** (0,007)	0,041*** (0,009)
Dt_16	0,050*** (0,007)	0,050*** (0,009)
Dt_17	0,049*** (0,007)	0,049*** (0,010)
Dt_18	0,030*** (0,008)	0,030*** (0,010)
Dt_19	-0,004 (0,008)	-0,004 (0,011)
Dt_20	0,045*** (0,008)	0,045*** (0,010)
Dt_21	0,042*** (0,008)	0,042*** (0,011)

Allikas: Autori arvutused kasutatud allikate loetelus toodud andmete põhjal

Lisa 9. OECD mudeli korrelatsioonimaatriks

	SKP_G	OPEN	LE	POP_G	EDUC_M	EDUC_R	LABOR_M	LABOR_R
SKP_G	1	0,105	-0,082	-0,069	0,030	0,029	-0,130	-0,054
OPEN		1	-0,023	-0,105	0,285	0,075	-0,301	0,167
LE			1	0,309	0,360	0,270	0,285	0,261
POP_G				1	-0,105	-0,069	0,289	-0,363
EDUC_M					1	0,423	-0,051	0,558
EDUC_R						1	0,099	0,542
LABOR_M							1	-0,005
LABOR_R								1

Allikas: Autori arvutused kasutatud allikate loetelus toodud andmete põhjal

Märkused:

- Kriitiline korrelatsioonikordaja nivool $0,05 = 0,0728$
- SKP_G – SKP *per capita* kasvumäär
- OPEN – majanduse avatus, mõõdetuna impordi ja ekspordi summa osatähtsusega SKP-st
- LE – oodatav eluiga
- POP_G – rahvastiku kasvumäär
- EDUC_M – meeste keskmine haridusaastate arv
- EDUC_R – naiste ja meeste haridusaastate suhe
- LABOR_M – meeste tööjõus osalemise määr
- LABOR_R – naiste ja meeste tööjõus osalemise määra suhe

Lisa 10. Fikseeritud efektiga mudeli (kasutatud ajaefekti ja kohandatud standardvigu) aruanne – OECD

Model 7: Fixed-effects, using 725 observations

Included 36 cross-sectional units

Time-series length: minimum 16, maximum 21

Dependent variable: SKP_G

Robust (HAC) standard errors

	Coefficient	Std. error	t-ratio	p-value	
const	0.381103	0.233502	1.632	0.1116	
OPEN	0.0322103	0.0178719	1.802	0.0801	*
LE	-0.00298230	0.00264883	-1.126	0.2679	
POP_G	-0.349010	0.319414	-1.093	0.2820	
EDUC_M	0.00112962	0.00314510	0.3592	0.7216	
EDUC_R	0.126341	0.0833574	1.516	0.1386	
LABOR_M	-0.260692	0.124903	-2.087	0.0442	**
LABOR_R	-0.130043	0.0686464	-1.894	0.0665	*

Mean dependent var	0.020935	S.D. dependent var	0.034312
Sum squared resid	0.401752	S.E. of regression	0.024635
LSDV R-squared	0.528662	Within R-squared	0.457954
Log-likelihood	1689.328	Akaike criterion	-3252.656
Schwarz criterion	-2963.727	Hannan-Quinn	-3141.149
rho	0.297555	Durbin-Watson	1.259918

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(7, 35) = 3.299$

with p-value = $P(F(7, 35) > 3.299) = 0.00843368$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(35, 239.4) = 3.08374$

with p-value = $P(F(35, 239.4) > 3.08374) = 1.9357e-07$

Wald joint test on time dummies -

Null hypothesis: No time effects

Asymptotic test statistic: Chi-square(20) = 407.908

with p-value = 4.67176e-74

Lisa 11. Fikseeritud efektiga mudeli (lisatud ajaefekt) tulemused – OECD

Aja fiktiivne muutuja	OECD
Dt_2	0,009 (0,007)
Dt_3	0,009 (0,009)
Dt_4	0,026** (0,010)
Dt_5	0,027** (0,011)
Dt_6	0,026** (0,010)
Dt_7	0,040*** (0,009)
Dt_8	0,030*** (0,009)
Dt_9	0,022* (0,011)
Dt_10	0,040*** (0,010)
Dt_11	0,017 (0,011)
Dt_12	0,018 (0,011)
Dt_13	0,023* (0,012)
Dt_14	0,038*** (0,013)
Dt_15	0,033** (0,013)
Dt_16	0,041*** (0,014)
Dt_17	0,040*** (0,015)
Dt_18	0,002 (0,013)
Dt_19	-0,048*** (0,017)
Dt_20	0,024 (0,016)
Dt_21	0,023 (0,016)

Allikas: Autori arvutused kasutatud allikate loetelus toodud andmete põhjal

Lisa 12. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina, Grete Ly Pindma

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose „Soolised lõhed hariduses ja tööhõives ning nende seos majanduskasvuga“,

mille juhendaja on Heili Hein ja kaasjuhendaja Ako Sauga,

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

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

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

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

(kuupäev)

¹ Lihtlitsents ei kehti juurdepääsupiirangu kehtivuse ajal vastavalt üliõpilase taotlusele lõputööle juurdepääsupiirangu kehtestamiseks, mis on allkirjastatud teaduskonna dekaani poolt, välja arvatud ülikooli õigus lõputööd reprodutseerida üksnes säilitamise eesmärgil. Kui lõputöö on loonud kaks või enam isikut oma ühise 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.