

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Bert Haabu

**KOGUTEGURITOOTLIKKUSE KASVU MÕJUTEGURID
EUROOPA LIIDU RIIKIDE NÄITEL**

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Heili Hein, MA

Tallinn 2021

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 6045 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Bert Haabu

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 164318TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: haabubert@gmail.com

Juhendaja: Heili Hein, MA:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE	4
SISSEJUHATUS	5
1. KOGUTEGURITOOTLIKKUSE TEOREETILISI JA EMPIIRILISI KÄSITLUSI	7
1.1. Koguteguritootlikkuse olemus.....	7
1.2. Koguteguritootlikkuse mõjutegurid.....	10
1.3 Varasemad empiirilised uuringud.....	12
2. ANDMETE JA METOODIKA KIRJELDUS.....	15
2.1. Andmed	15
2.2. Ökonomeetriline mudel	20
3. EMPIIRILINE ANALÜÜS JA JÄRELDUSED	22
3.1 Empiirilise analüüsi tulemused.....	22
3.2 Tulemuste tõlgendamine ja järeldused	27
KOKKUVÕTE	30
SUMMARY	31
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	33
LISAD	36
Lisa 1. Ühendatud mudeli nr. 1 aruanne.....	36
Lisa 2. Fikseeritud efektidega mudeli aruanne nr. 1.....	37
Lisa 3. Juhuslike efektidega mudeli aruanne nr. 1	38
Lisa 4. Fikseeritud efektidega mudeli aruanne nr. 2.....	39
Lisa 5. Juhuslike efektidega mudeli aruanne nr. 2	40
Lisa 6. Juhuslike efektidega mudeli aruanne nr. 3	41
Lisa 7. Ühendatud mudeli aruanne nr. 2.....	43
Lisa 8. Lihtlitsents	44

LÜHIKOKKUVÕTE

Bakalaureusetöö eesmärgiks on uurida, millised tegurid mõjutavad koguteguritootlikkuse kasvu Euroopa Liidu riikides. Majandusteoreetiliste käsitluste alusel on tootlikkuse kasvu pikaajalise ning jätkusuutliku majanduskasvu võtmeks.

Töö eesmärgi saavutamiseks analüüsib autor 19 Euroopa Liidu riigi andmeid aastatel 2005-2016 ning viib läbi paneelandmete regressioonanalüüsi. Ökonomeetriliste mudelite hindamisest selgub, et statistiliselt olulist positiivset mõju koguteguritootlikkuse kasvule omavad riigi importide ja eksportide summa osakaaluna SKP-st, keskmise elanikkonna tööealises elanikkonnas ning välisvõla osakaal SKP-st.

Autori poolt koostatud regressioonmudelites ei oma statistiliselt olulist mõju koguteguritootlikkuse kasvule otsevälisinvesteeringud, teadus- ja arendustegevuse kulutused ega informatsiooni- ja kommunikatsioonitehnoloogia kulutuste tase, mistõttu ei saa nende tegurite mõjule koguteguritootlikkusele bakalaureusetöö alusel hinnanguid anda.

Võtmesõnad: koguteguritootlikkus, paneelandmete analüüs, Euroopa Liit, neoklassikaline majandusteooria

SISSEJUHATUS

Koguteguritootlikkuse kasv on see osa majanduskasvust, mis ei ole seletatav mõõdetavate ressursside (näiteks investeeringud põhivarasse, töötunnid) kasvuga. Kuigi sageli kasutatakse tootlikkuse kasvu kirjeldamiseks ka tööjõu tootlikkust, on koguteguritootlikkus sisukam ning majanduslikku arengut paremini peegeldav indikaator kui tööjõu tootlikkus, mis on olemuselt osatootlikkuse näitaja. Koguteguritootlikkuse kasvu mõjutegureid uurides on võimalik selgitada, millised makromajanduslikud ning majanduspoliitilised tegurid võivad suurendada heaolu kasvu.

Töö teema valiku peamiseks ajendiks on soov uurida, mis eristab majanduslikult kiiremini arenevaid riike aeglasemalt arenevatest riikidest. Võrreldes Ameerika Ühendriikidega on viimastel aastakümnetel Euroopa majanduskasv olnud aeglasem, samuti on rohkem innovatsioone sündinud USA-s. Töötatud tundide põhjal arvestatud SKP kasvu näitel on tööjõu tootlikkus USA-s ajaperioodide 1973-1995 ning 1995-2006 võrdluses kasvanud 2,1 protsendipunkti, samas kui Euroopa Liidus langes tööjõu tootlikkus 0,9 protsendipunkti. (van Ark *et al.* 2008)

Lõputöö eesmärgiks on selgitada peamised koguteguritootlikkuse kasvu mõjutegurid Euroopa Liidu riikide näitel. Peamised uurimisküsimused on järgmised:

1. Mis on koguteguritootlikkus?
2. Milliseid (koguteguri)tootlikkuse kasvu mõjutegureid on toodud välja varasemas teoreetilises ja empiirilises teaduskirjanduses?
3. Millised tegurid mõjutavad Euroopa Liidu riikides koguteguritootlikkuse kasvu?

Kuigi varasemalt on sarnaseid uuringuid samuti läbi viidud, seisneb bakalaureusetöö lisandväärtus eelnevatele uurimustele tuginevat analüüsi teostamises ajakohaste andmetega. Lisaks on töö käigus võimalik hinnata erinevates varasemates uuringutes välja toodud mõjutegurite tähtsusi, võrreldes nende mõju.

Bakalaureusetöö on jaotatud kolme peatükki. Esimeses peatükis tuuakse ülevaade koguteguritootlikkuse olemusest, seda mõjutavatest teguritest ning varasemate uuringute tutvudes

leitud empiirilistest tulemustest. Teises peatükis kirjeldatakse töö empiirilises analüüsis kasutatavaid andmeid, andmete allikaid, ning antakse ülevaade andmete kirjeldavast statistikast. Lisaks kirjeldatakse analüüsi jaoks kasutatavaid ökonomeetrisi meetodeid ja rakendatavat mudelit. Kolmandas peatükis tuuakse läbi viidud empiirilise analüüsi tulemused, regressioonianalüüsi käigus tehtud sammud ning mudeli lõplik kuju. Seejärel tuuakse välja analüüsist tehtud järeldused ja leitud seosed koguteguritootlikkuse kasvu ning autori poolt tuvastatud mõjutegurite vahel.

1. KOGUTEGURITOOTLIKKUSE TEOREETILISI JA EMPIIRILISI KÄSITLUSI

1.1. Koguteguritootlikkuse olemus

Majandusteoorias mõtestatakse tootlikkust kui tootmisfunktsiooni sisendite ja väljundite suhet. Teisisõnu näitab see, kui palju väljundit ehk toodangut on teatud koguse sisenditega võimalik toota. Osatootlikkuse mõõtmise abil on võimalik leida tootmisfunktsiooni ühe konkreetse sisendi suhteid väljundiga. Kõige levinuim osatootlikkuse mõõdik on tööjõutootlikkus, samas on kasutusel ka kapitali ning materjalide tootlikkuse tasemed. Osatootlikkuse kaudu seoste uurimisel avaldab aga mõju ka erinevate tootjate sisendite kasutus – ühe teguri tootlikkus võib varieeruda olenevalt kasutusel olevate sisendite osakaalust. Selle tõttu on empiirilistes uuringutes makrotasandil tootlikkuse uurimiseks levinud tootlikkuse mõõdik, milleks on koguteguritootlikkus (Syverson 2011).

Koguteguritootlikkus avaldub ka üldkasutatud tootmisfunktsiooni kujus jääkliikmena:

$$Y_t = A_t F(K_t, L_t) \quad (1)$$

Kus:

Y_t - toodang ehk väljund ajaperioodil t

$F(\cdot)$ - mõõdetavate sisendite funktsioon

K_t - kapitali sisend ajaperioodil t

L_t - tööjõu sisend ajaperioodil t

A_t - sisendite suhtes neutraalne toodangu muundaja ehk koguteguritootlikkus

Koguteguritootlikkuse näitaja on oma olemuselt jääkliige. Selle kaudu on võimalik kvantifitseerida muudatusi lõplikus toodangus, mida ei ole võimalik mõõdetavate sisendite suhtes seostada. Seega on koguteguritootlikkuse tase määratud sellest, kui efektiivselt olemasolevaid sisendeid toodangus kasutatakse. Solow tootmisfunktsiooni jääkliige selgitab koguteguritootlikkuse taset täpselt juhul, kui tootmisfunktsiooni kuju on neoklassikaline, sisendite turgudel on täiuslik konkurents ning sisendite väärtused on usaldusväärselt mõõdetud. Sarnasel kujul on võimalik mõõta funktsiooni kaudu ka koguteguritootlikkuse kasvu vaatlusperioodide vaheliselt (Comin 2010).

Koguteguritootlikkusel on oluline roll selgitamaks majandustsükleid, majanduskavu ning riikide vahelisi erinevusi *per capita* sissetulekutes. Solow (1956) näitas oma töös, mida peetakse neoklassikalise majanduskasvu teooria üheks oluliseimaks panuseks, et pikaajaline kasv *per capita* tasemel on riigis üldistatud kujul tootmisfunktsiooni puhul seletatav peamiselt läbi koguteguritootlikkuse. Töö panuse läbi on kaasaegsetes teadustöodes jääkliikme taset ning kasvu võrdsustatud tehnoloogilise arengu tasemega (Comin 2010).

Eksogeensele kasvumudeli vaate, nagu Solow (1956) poolt esitletud kujul, nõrkuseks oli tehnoloogilise kasvu selgitamine mudelisiselt. Neoklassikaline paradigma käsitleb tehnoloogilisi muutusi kui eksogeense protsessina, samas kui endogeense kasvu kirjanduses peetakse protsessi endogeenseks, otsides võimalikke mõjutavaid jõude (Miller, Upadhyay 2002). Eksogeense mudeli puhul on peamine selgitav faktor kasvat väljaspool mudeli käsitlust ning seletavaid tegureid. Seega on tehnoloogiline areng ja tootlikkuse kasv justkui iseenesest esinev fenomen, mida ei saa funktsiooni sisendeid muutes mõjutada. Sellise vaate modelleerimisel ja majanduskasvu selgitamiseks kasutamisel ei ole võimalik avaliku poliitika muudatustega mõjutada pikaajalist tootlikkuse kasvu läbi mudeli tegurite mõjutamise.

Peale Solow (1956) algset panust oli ligi 30 aastat kasvumudeleid uurides koguteguritootlikkuse kasvu endogeenselt uurimine kontseptsuaalselt problemaatiline. Solow jääkliikme olemuse tõttu on mudelis toodud toodangu kordaja eksogeenne ehk muutumatu teiste kaasatud tegurite suhtes. Ilma mastaabisäästuta ja täieliku konkurentsiga majanduses on peale kapitali ning tööjõu piirtootlikkuse eest tasumist kogu toodang ammendatud ning tehnoloogilisele kasvule panustamiseks ei jätku ressursse. Majandusteoreetilisel tasemel lahendas probleemi Paul M. Romer (1990), andes innovaatorile monopolistslikud õigused oma innovatsioonidele. Sel moel on võimalik tehnoloogilise arengu esmased fikseeritud kulud korvata, kasutades patendisüsteemi. Koguteguritootlikkuse taset innovatsioonidega seostades on saavutatud endogeenne kasvumudel, mille kaudu on võimalik uurida seoseid tootlikkuse kasvu ning selle mõjutegurite vahel (Comin 2010).

Tehnoloogilise arengu vaatepunktist seletamaks erinevusi riikide majanduskasvust ning pikaajalist tootlikkust kasvu andsid oma majanduskasvu mudeli tööga panuse ka Philippe Aghion ja Peter Howitt (1992). Varasemate endogeense kasvu mudelite edasiarendusena pöörati tähelepanu ka asjaolule, et tehnoloogilise arenguga kaasneb lisaks tootlikkuse kasvule ka negatiivseid mõjusid. Uute innovatsioonide kasutuselevõtt muudab ka vanade tehnoloogiate ning töömeetodite

kasutamise aegunuks, need hävitades. Sarnaselt Romer (1990) poolt välja töötatud endogeense kasvu mudelile on innovaatoritel monopolistlikud õigused oma innovatsioonide läbi, mis soodustab innovatsiooni, kuid kasvumudel lahendab eelneva ebakõla uut tehnoloogiate kasutuselevõtu ning vanade asendamise ja majanduskasvu vahel, kuna varasemates endogeensetes kasvumudelites põhjustas tehnoloogia vananemisega arvestamine mudeli kirjeldusvõime vähenemist ning liialt vähese kasvu ennustamist.

Koguteguritootlikkus on oma sisult jääkliige. Sarnaselt kõigile jääkliikmetele näitab see mingil tasemel meie teadmatust majanduskasvu protsessist. See kirjeldab kõiki toodangu varieeruvusi, mida meie poolt vaadeldavate sisendite kaudu selgitada ei saa. Kuigi neoklassikalises majandusteoorias on tootlikkuse kontseptsioon hästi defineeritud, siis esineb praktilisel mõõtmisel koguteguritootlikkuse tuletamises mitmeid raskusi. Analüüsides mikrotasandi tootmisandmeid, on raske piiritleda täpselt, milliseid toodanguid on vaja koondada agregeeritud tasemele. Lisaks sellele ei ole andmeid tihti kättesaadaval toodetud kogustes, vaid müügitulu näol. Uurides makromajanduslikul tasemel koguteguritootlikkust, on ökonomistidel vajalik selgitada täpselt, milliseid tootmisfunktsiooni sisendeid koondada riigi tasemele. Sealhulgas on vaja pidada meeles, et kõik sisendid, mida me mõõta ei saa või ei ole hinnangu püstitamisel kaasatud, kajastuvad kui tootlikkuse ehk produktiivsuse tase (Syverson 2011).

Eeltoodu põhjal on autori järeldus, et koguteguritootlikkusel on oluline roll majanduskasvu uurimisel. Koguteguritootlikkust mõistetakse tänapäevases kontekstis suures osas mõjutatuna tehnoloogilise arengu tasemest. Neoklassikalise majandusteooria kontekstis on tootlikkuse kasv sisuliselt ainuke pikaajalise jätkusuutliku sissetulekute kasvu allikas, mistõttu on kohane uurida selle kasvu mõjutegureid.

1.2. Koguteguritootlikkuse mõjutegurid

Innovatsioonidele põhinevate kasvumudelite kontekstis on võimalikuks innovatsioone soodustavaks teguriks teadus- ja arendustegevus, mis seeläbi suurendab ka toodangut. Teadus- ja arendustegevuse panus tootlikkuse kasvule on mõistetav, kuna uute teadmiste omandamine soodustab välismõjuna ka edasist tehnoloogilist arengut, nagu on näidanud Griliches (1979). Teadus- ja arendustegevuse välismõju võib olla riigisisene või piirideülene (Gehring *et al.* 2016).

Kirjeldades teadus- ja arendustegevuse mõju koguteguritootlikkusele on Griffith *et al.* (2004) välja toonud, et mainitud tegevustel on tootlikkust mõjutades kaks eri rolli. Ühest küljest panustab teadus- ja arendustegevus innovatsiooni kasvatamisesse ja uute tehnoloogiate välja arendamisesse, mis on ka eelnevates empiirilistes töödes teadus- ja arendustegevuse peamiseks fookuseks olnud. Teisest küljest panustab teadus- ja arendustegevus ka tootlikkuse kasvu läbi mujal välja arendatud tehnoloogiate imiteerimise hõlbustamise. Mõned teadmised on niivõrd spetsiifilised, et neid on raske omandada ilma otsese kokkupuuteta. Teadus- ja arendustegevusesse panustades on võimalik selliseid teadmisi omandada ja teiste poolt välja toodud innovatsioone jäljendada. Mõlemaid efekte arvestades on võimalik teadus- ja arendustegevuse mõju tootlikkuse kasvule täpsemalt mõõta (Griffith *et al.* 2004).

Lisaks on koguteguritootlikkuse kasvule võimaliku mõjutegurina uuritud ka inimkapitali taset, mõistes selle all tööjõu haritust. Inimkapitali kaasamisel majanduskasvu mudelisse on võimalik seda kaasata Cobb-Douglas kujul tootmisfunktsiooni sisendina. Teise meetodina on võimalik tehnoloogilist progressi modelleerida sõltuvana inimkapitalist või tööjõu haritusest. Sel juhul on eelduseks, et haritum tööjõud on paremini sobiv uute tehnoloogiate välja arendamiseks, nende implementeerimiseks ning kasutuselevõtuks (Bronzini, Piselli 2009).

Inimkapitali on tootlikkuse kasvu tegurina uuritud ka läbi saadaloleva tööjõu kvaliteedi tõstmise. Oskuslikum tööjõud omab vajalikke oskusi, et tutvuda ja võtta kasutusele uusi innovatsioone. Lisaks sellele on kõrgendatud teadmiste kaudu hõlpsustatud uute innovatsioonide tekitamine. Majandusteaduslikus kirjanduses on inimkapitali roll koguteguritootlikkuse kasvule aga hetkelise seisuga ebaselge, kuid viimasel ajal on eeltoodud lähenemise kaudu seotud inimkapitali ning teadus- ja arendustegevuse mõjusid (Gehring *et al.* 2016).

Inimkapitali ja koguteguritootlikkuse seose uurimisel on toodud välja mitmeid faktoreid, mis mõjutavad tööjõu kvaliteedi taset. Nendest võib välja tuua harituse taseme, koolitustase, üldine kogemuste tase ja tööstaaz firmas või sektoris. Paljud uurimistööd sellel teemal on keskendunud uuritava faktorina töötasu tasemele, mitte tootlikkuse taseme muutusele. Viimastel aastatel, alustades 2005. aastast, on hakatud uurima inimkapitali spetsiifilisemalt just toodangufunktsioonis koguteguritootlikkust mõjutavalt. Uudsete andmebaasidega on võimalik individuaalseid töötajaid jälgida ettevõtete või sektorite tasandil, mis aitab detailsemalt analüüsida tööjõu kvaliteeti (Syverson 2011).

Täiendavalt on uuritud seost koguteguritootlikkuse kasvu ning riigi välistele investeeringutele avatuse vahel. Üheks võimalikuks viisiks kvantitseerida riigi avatust on vaadelda väliste otseinvesteeringute taset riigis. Kodumaistele firmadele eksisteerib välisinvesteeringute mõju toodangu kasvule eelduslikult läbi mitmete kanalite. Esiteks soodustab see olemasolevate uute tehnoloogiate kasutuselevõttu ehk imiteerimist. Teisena võimaldab see tööjõudu trennida, andes neile uusi oskusi. Kolmandaks tugevdab see konkurentsivõimet läbi kodumaiste firmade efektiivsema ressursside kasutuse (Kose *et al.* 2009).

Lisaks välisinvesteeringute arvestamisele on ökonomistid uurinud ka rahvusvahelise kaubanduse mõju tootlikkuse kasvule. On väidetud, et riigi piiriülesele kaubandusele avatusel on positiivne mõju koguteguritootlikkuse kasvule (Gehring *et al.* 2016). Kauba- ja teenuste voog piiriüleselt võib potentsiaalselt survestada kodumaiseid tootjaid innoveerima selleks, et säilitada oma konkurentsivõime võimalike arenenumate konkurentide ees riigist väljaspool. Empiirilistes uuringutes on rahvusvahelise kaubanduse mõõdikuna enamlevinuna kasutusel termine *avatus*, mida mõõdetakse tavapäraselt kui nominaalse impordi ja nominaalse ekspordi suhtena riigi SKP-sse (Alcalá, Ciccone 2004).

Peale inimkapitali on tuvastatud seoseid ka füüsilise kapitali ning tootlikkuse vahel. Ühe teatud liiki kapitali – info- ja kommunikatsioonitehnoloogia ehk IKT – tootlikkuse mõjusid on uuritud intensiivsemalt. Empiirilised uuringud (Oliner *et al.* 2007) on näidanud, et IKT alased tootlikkuse kasvud, nii IKT tootjate kui IKT-d kasutavate sektorite tootlikkuse kasvud, mängivad olulist rolli Ameerika Ühendriikide tootlikkuse kasvu selgitamisel eelnevatel aastakümnetel (Syverson 2011). IKT rolli koguteguritootlikkuse kasvus on kirjeldatud ka välismõjudele platvormi pakkumisena, mis võimaldab neil tootlikkust suurendada (Gehring *et al.* 2016).

1.3 Varasemad empiirilised uuringud

Beugelsdijk et al. (2018) on 257 Euroopa regiooni analüüsi alusel tuvastanud, et koguteguritootlikkuse põhjal on seletatav ligi 75% erinevustest Euroopa riikide arengust, mistõttu on koguteguritootlikkuse kasvu mõjutavatest teguritest arusaama moodustamine olulise tähendusega jätkusuutliku majanduskasvu saavutamiseks. Neoklassikalise majandusteooria vaatepunktist on tootlikkusepõhine majanduskasv endogeense kasvu keskne aspekt. Selle tähtsust töid oma püstitatud majandusvumudelites välja Romer (1990) ja ka Aghion ning Howitt (1992).

Esimesed tööd endogeense tootlikkuse kasvu kohta panid aluse innovatsioonile ning teadus- ja arendustegevusele keskenduva pikaajalise kasvu teooriale. Teine faktor, mis esmastes mudelitel kaasatud oli ning laialdaselt kasutatust leiab tootlikkuse kasvu uurimisel, on inimkapital. Inimkapitali kaasas majanduskasvu mudelisse samuti Romer (1986). Inimkapitalil on osana tootmisfunktsioonist otsesene panus majanduskasvule, samuti on sellel kaudne efekt läbi positiivse mõju koguteguritootlikkusele (Gehring *et al.* 2016).

Majanduskasvu ning teadus- ja arendustegevuse vahelisi seoseid uurisid peale Romeri (1990) poolt esitatud innovatsioonidel põhineva endogeense kasvu mudeli ka Coe ja Helpman (1995). Töös analüüsiti riikide koguteguritootlikkuse põhjuslikke seoseid nii riigisiseste kui piiriüleste teadus- ja arendustegevusega. Empiirilise uurimuse käigus keskenduti teadus- ja arendustegevuse kulutuste käigus akumuleeritud kapitalile riigis. Kasutades 22 riigi vaatlusandmeid perioodil 1971-1990, leidsid autorid, et G7 teadus- ja arendustegevuse kulutustel on tugev positiivne mõju koguteguritootlikkusele nii riigis endas kui ka välismõjuna ümbritsevatele riikidele.

Teadus- ja arendustegevuse rolli koguteguritootlikkuse kasvus uurisid oma töös ka Griffith, et al. (2004), kes leidsid 12 OECD riigi andmetel perioodil 1974-1990, et tugev positiivne mõju koguteguritootlikkusele eksisteerib riigi tasandil nii teadus- ja arendustegevuse kapitalil riigis kui ka inimkapitalil. Inimkapitali panust koguteguritootlikkuse tasemele tuvastasid ka Gehring *et al.* (2016) 17 Euroopa Liidu riigi alusel aastatel 1995-2007. Euroopa regioonidel põhineva uurimusega tuvastasid inimkapitali positiivse mõju koguteguritootlikkusele ka Männasoo *et al.* (2018).

Riigi välisinvesteeringutele avatuse ja koguteguritootlikkuse taseme seoseid uurisid Kose *et al.* (2009). Paneelandmete alusel, kaasates 67 maailma riigi (21 arenenud ning 46 arenguriiki) aastatel

1966-2005, analüüsi mitmete avatuse mõõdikute mõju tootlikkuse kasvule. Töö tulemusena leiti, et välised otsesed investeeringud suurendavad koguteguritootlikkuse kasvu riigis, samas kui välisvõla määra suurenemine suhtena riigi SKP-sse mõjus koguteguritootlikkusele negatiivselt. Välisvõla negatiivne mõju tootlikkusele oli osaliselt vähendatud arenenumate finantsinsistatsioonidega riikides, kuid oli siiski statistiliselt oluline.

Väliskaubandusele avatuse kohta on empiirilise uuringu 138 riigi andmetel 1985. aasta andmetel viinud läbi Alcalá ja Ciccone (2004). Mõõtes kaubanduse importide ja eksportide (reaalhinnas) suhet SKP-sse leiti oluline seos avatuse ja koguteguritootlikkuse vahel. Töös otsiti ka selgitusi riikide vahelisele erinevusele tootlikkuses ning selle mõjuviisile, misjärel leiti, et mõju avaldus peamiselt koguteguritootlikkuse kasvu kaudu. Siiski ei leidnud Gehringer *et al.* (2016) Euroopa Liidu riikide näitel statistiliselt olulist mõju väliskaubanduse avatusel koguteguritootlikkuse kasvule aastatel 1995-2007, mistõttu võib näitaja osutada ka käesoleva töö empiirilises analüüsis ebaoluliseks mõjuteguriks.

IKT positiivseid mõjusid koguteguritootlikkusele tuvastas Venturini (2015), uurides koos IKT kapitali mahuga ka teadus- ja arendustegevuse kulutuste mõju koguteguritootlikkusele 15 OECD riigi andmetega aastatel 1980-2003. Tuvastati oluline seos IKT kapitali ja koguteguritootlikkuse vahel, tulenevalt selle positiivseid välismõjusid soodustava kasutusotstarbest. Samas leiti, et IKT valdkonnas tehtud teadus- ja arendustegevuse kulutuste tootlikkuse kasv on eraldiseisev IKT kapitali poolt tingitud tootlikkuse kasvust, mis on tingitud taolise kapitali erilisest kasutusotstarbest.

Käesolevas peatükis käsitletud uuringud koos nende ajalise perioodi, vaatluste arvu ja kirjelduse ning peamiste järeldustega, on autori poolt koondatud ülevaatlikult tabelisse 1.

Tabel 1. Varasemad empiirilised uuringud koguteguritootlikkuse kasvu mõjutavates teguritest ning nende peamised järeldused

Autor	Ajaperiood	Valim	Järeldused
Coe, Helpman (1995)	1970-1990	21 OECD riiki ning Iisrael	Teadus- ja arendustegevusel on tugev positiivne mõju koguteguritootlikkusele nii riigisiselt kui ka välismõjuna naaberriikidest.
Griffith <i>et al.</i> (2004)	1974-1990	12 OECD riiki	Koguteguritootlikkuse kasvu mõjutab inimkapital, teadus- ja arendustegevus ning vahesel määral piiriülene kaubandus.
Männasoo <i>et al.</i> (2018)	2000-2013	99 Euroopa Liidu NUTS-1 regiooni	Inimkapitalil oli positiivne mõju koguteguritootlikkusele, riigisisese teadus- ja arendustegevuse mõju puudus. Välismõjuna avaldas positiivset mõju naaberriikide teadus- ja arendustegevus.
Kose <i>et al.</i> (2009)	1966-2005	67 maailma riiki	Kaubanduse avatusel ning otsevälisinvesteeringutel oli positiivne mõju koguteguritootlikkusele, välisvõlal negatiivne.
Gehring <i>et al.</i> (2016)	1995-2007	17 Euroopa Liidu riiki ja 13 sektorit	Tööjõu tootlikkuse kasv, IKT kulutused ning inimkapital mõjutasid koguteguritootlikkuse kasvu positiivselt.
Venturini (2015)	1980-2003	15 OECD riiki	IKT ning teadus- ja arendustegevuse kulutustel on lühi- ning ka pikaajaline positiivne mõju koguteguritootlikkuse kasvule.
Alcalá ja Ciccone (2004)	1985	138 maailma riiki	Ülemaailmsele kaubandusele avatus mõjub positiivselt riigi tootlikkusele, peamiselt läbi koguteguritootlikkuse kasvu soodustamise.

Allikas: autori koostatud tuginedes varasemale empiirilisele kirjandusele

2. ANDMETE JA METOODIKA KIRJELDUS

2.1. Andmed

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks on uurida tegureid, mis mõjutavad koguteguritootlikkuse kasvu Euroopa Liidu riikides. Varasemate peatükkide põhjal saadud teadmiste põhjal koostab autor ökonomeetrilise analüüsi, mille põhjal hinnatakse, millised tegurid on olulised komponendid koguteguritootlikkuse kasvu modelleerimisel ning kuidas need seda mõjutavad. Lisaks antakse ülevaade andmetest ning nende olemusest, samuti allikad, kust andmed on kättesaadavad.

Tuginedes ka töö teoreetilises osas kirjeldatud asjaolust, et koguteguritootlikkus on oma olemuselt tootmisfunktsiooni jääkliige, mida mõjutavad paljud erinevad muutujad, millest osad on rohkem jälgitavad ning teised vähem, on analüüsi aluseks võetud peamised varasema kirjanduse põhjal tuvastatud muutujad.

Töös kasutatavad andmed pärinevad erinevatest andmebaasidest: The Conference Board, World Bank, Eurostat ja EU KLEMS. Tulenevalt varasemalt tuvastatud koguteguritootlikkuse mõjutegurite andmete kättesaadavusest erinevates andmebaasides on töö empiirilises osas keskendunud valimina 19-le Euroopa Liidu Riigile – Austria, Eesti, Hispaania, Iirimaa, Kreeka, Leedu, Luksemburg, Läti, Madalmaad, Malta, Portugal, Rootsi, Rumeenia, Saksamaa, Slovakkia, Sloveenia, Soome, Taani ja Tšehhi – ajaperioodil 2005 – 2016.

Töö uurimisküsimustest lähtuvalt on empiirilise analüüsi eesmärgiks uurida koguteguritootlikkuse kasvu mõjutegureid, mitte koguteguritootlikkuse hindamine. Autori poolt tutvunud varasemates empiirilistes töödes on ka töö käigus tootmisfunktsiooni tuletatud koguteguritootlikkus. Meetodeid koguteguritootlikkuse tuletamiseks empiirilistest andmetest on mitmeid: Solow kasvumudelile ja jääkliikmele põhinev lähenemine, Olley ja Pakes kontrollfunktsiooni meetod, Greene juhuslike efektidega sstohhastiline piirmudel ning mitteparameetriline andmeraja analüüs (Männasoo *et al.* 2018). Kuna töö esmaseks eesmärgiks ei ole koguteguritootlikkuse tuletamine ja selle hindamine, siis on autor võtnud mudeli sõltuvaks muutujaks koguteguritootlikkuse kasvu The Conference Board Total Economy Database andmebaasist.

Bakalaureusetöös hinnatav koguteguritootlikkuse kasv on Total Economy Database andmebaasis defineeritud kui SKP kasvu funktsiooni jääkliikmena log-log mudelis. Koguteguritootlikkuse kasvu näitaja on käesoleva bakalaureusetöö raames väljendatud kui protsentuaalne muutus koguteguritootlikkuses. Seetõttu on autor mudeli tõlgendamisel arvestanud, et sõltumatute tegurite koefitsientide beeta väärtused viitavad ühe protsendipunkti suurusele muutusele koguteguritootlikkuse kasvus.

Kaubanduse avatuse puhul on töö teoreetilises osas toodud varasemalt tuvastatud positiivne seos koguteguritootlikkusele, seega on autor selle samuti kaasanud muutujaks ökonomeetrilisel hindamisel. Mõõdikuna on kasutatud Eurostat andmeid riikide väliskaubanduse importide ja eksportide kohta summarselt, mis on väljendatud kui osakaal SKP-st (%). Impordid ja ekspordid osakaaluna SKP-st pärinevad samast andmebaasist, misjärel need on autori poolt summeritud.

Otsevälisinvesteeringud on käesolevas töös mõjutegurina väljendatud netosissevooluna. Seda mõõdetakse kui summana investeeringutest, mis on tehtud eesmärgina üle 10% hääletusõigusega osadest ettevõttes, mis opereerib investorist erinevas riigis. Netosissevoolu mõistena on elimineeritud näitajast müüdnud investeeringud. Näitaja on väljendatud kui protsentuaalne suhe SKP-sse. Välismaiste otseinvesteeringute andmed ei sisalda riigisisest saadud finantseeringuid. Lisaks on välismaiste otseinvesteeringute andmetest välja jäetud mittekapitalipõhised piiriülesed tehingud, nagu kaupade ja teenuste vood.

Tulenevalt Kose *et al.* (2009) töös tuvastatud seosele on autor kaasanud muutujaks mudelile ka välisvõla määra riigis, mõõdetud protsentuaalselt suhtena SKP-sse. Välisvõla arvestus on Eurostati andmetel defineeritud kui mistahes ajahetkel võlgnevuste summa, mis vajavad tulevasel ajahetkel põhiosa ja/või intressi tagastamist riigi residentide poolt mitteresidentidele. Näitaja on töös kasutatud kujul avaldatud kui neto välisvõlg, mis tähendab, et võlgnevustest on lahutatud finantsilised varad mitteresidentide vastu. Varad/kohustused hõlmavad endast väärtabereid, nagu näiteks võlakirjad ja rahaturuinstrumentid, samuti laenud, hoiused, valuuta, kaubanduskrediidid ja mitteresidentidele võlgnetavad ettemaksed.

Kuna inimkapital on üks tootlikkuse kasvule põhineva kasvuteooria põhilisi arvestatavaid mõjutegureid koguteguritootlikkuse kasvule, siis on see ka autori poolt analüüsi kaasatud. Inimkapitali hindamiseks on kasutatud (Gehring *et al.* 2016) töös kasutatud mudelit, kus vastava näitaja mõõtmiseks on kasutatud osakaalu riigi elanikest, kellel on vähemalt keskharidus.

Käesolevas töös on autor parameetri hinnangut veel kitsendanud ning näitaja on mõõdetud kui osakaaluna tööealisest elanikkonnast (15 – 64 aastased), kellel on vähemalt keskharidus.

Teadus- ja arendustegevuse puhul on kasutatud World Bank andmeid riikide kulutustest teadus- ja arendustegevusele, mis on väljendatud protsentuaalse osakaaluna SKP-st. Andmebaasis kajastuvad teadus- ja arendustegevuse kulutustena nii kapitalimahutus kui jooksvad kulutused neljas peamises sektoris: äriettevõtted, valitsussektor, kõrgharidus ning mittetulundusühingud. Teadus- ja arendustegevus hõlmab alusuuringuid, rakendusuurimisi ja eksperimentaalarendust.

Info- ja kommunikatsioonitehnoloogia puhul tuvastatud eriliste mõjumehhanismide tõttu koguteguritootlikkuse kasvule on võetud analüüsis tunnuseks ka kulutused info- ja kommunikatsioonitehnoloogiale. Näitaja andmed on EU KLEMS andmebaasist, kus need on väljendatud tegeliku kapitali kogumahutusena 2010. aasta eurodes. Selleks, et tagada kõigi kaasatud näitajate suurusjärkude sarnasused, on autor jaganud vastavad kapitali kogumahtused tuhandega, väljendades neid töös kui kulutusi tuhandetes eurodes, 2010. aasta hindades. IKT kulutuste alla on autor koondanud kulutused IT riistvarale, kommunikatsioonitehnoloogia riistvarale ning arvutite tarkvarale ja andmebaasidele.

Tabelis 2 on ülevaatlilikult toodud kõik mudeli seletavad muutujad koos autori hinnanguga nende eelduslikust mõjust koguteguritootlikkuse kasvule ning nende andmete allikad.

Tabel 2. Empiirilises analüüsis kaasatud seletavad muutused, allikad ning eeldatav seos sõltumatu muutujaga.

Näitaja	Eeldatav koguteguritootlikkuse kasvu seos (+/-)	Allikas
Importide ja eksportide summa osakaaluna SKP-sse (%)	+	Eurostat andmebaas
Otsevälisinvesteeringute netosissevool osakaaluna SKP-ss (%)	+	World Bank andmebaas
Vähemalt keskharidusega elanike osakaal tööealisest elanikkonnast riigis (%)	+	Eurostat andmebaas
Riigi välisõlg osakaaluna SKP-sse (%)	-	Eurostat andmebaas
Teadus- ja arendustegevuse kulutused osakaaluna SKP-sse (%)	+	World Bank andmebaas
Info- ja kommunikatsioonitehnoloogia tegelik kapitali kogumahutus 2010 hindades, tuhandetes eurodes	+	EU KLEMS

Allikas: Autori koostatud varasemate empiiriliste uuringute alusel

Bakalaureusetöös on eeltoodud mõjutegurite mõju hindamiseks koguteguritootlikkuse kasvule kasutatud paneelandmeid. Paneelandmete rakendamine analüüsiks on kasulik kuna ristanndmete ja ajaseeriade kombineerimine võimaldab suurendada valimi mahtu, andes infomatiivsema ülevaate võimalikest seostest. Samuti on paneelandmed kasulikud keerukamata seoste analüüsimiseks nagu selleks on koguteguritootlikkuse ja tehnoloogilise taseme kasv (Gujarati, Porter 2009).

Varasemalt loetletud riikide arv käesoleva töö valimis on 19 ja ajaperioodil 2005-2016 esineb ajaperioode 12, seega on valimis vaatluste arvuks kokku 228. Allpool on autori poolt toodud valimi andmete kirjeldav statistika. Tabel 3 näitab iga mõjuteguri puhul selle keskmist, mediaani, miinimumväärtust, maksimaalset väärtust ning variatsioonikordajat.

Tabel 3. Seletavate muutujate kirjeldav statistika

Tunnus	Kirjeldus	Keskmine	Mediaan	Min	Max	CV
TFP	Koguteguritootlikkuse kasv	-0,27	$3,27 \times 10^{-3}$	-11,06	6,06	11,09
OPEN	Kaubanduse avatus	129,07	106,95	47,00	351,10	69,70
FDI	Otsevälisinvesteeringud	14,45	3,57	-58,32	449,08	3,29
HC	Keskhariduse osakaal	70,75	75,00	27,30	87,60	0,20
EXT_						
DEBT	Välisvõlg	-117,03	27,10	-2816,40	137,80	4,39
R&D	Teadus- ja arendustegevus	1,63	1,39	0,38	3,73	0,58
IKT	Info- ja kommunikatsioonitehnoloogia	24,59	3,53	0,08	194,99	1,77

Allikas: Autori koostatud (Eurostat, The Conference Board, World Bank, EU KLEMS)

Märkus:

- CV – variatsioonikordaja (*coefficient of variation*)

Kirjeldava statistika alusel on märgata koguteguritootlikkuse mediaani perioodil, mis on nullilähedane. Antud asjaolu ilmestab, et viimasel aastakümnel on koguteguritootlikkuse kasv Euroopas olnud võrdlemisi seiskunud. Välisvõla osakaalu miinimumväärtuseks on Luksemburgi vaatlus 2010. aastal, mis on tingitud riigi suurest laenamisest teistele riikidele ning vähesest võlakooormust teiste riikide eest, kuna näitaja on andmebaasis maksebilansis netoosakaaluna võlgnevustest, millest on lahutatud nõuded välistele riikidele. Kuna ka kaubanduse avatuse näitaja puhul on tegemist impordide ja eksportide summaga, siis on ka maksimaalne väärtus Luksemburgil 2015. aastal, mis on väikese avatud riigi puhul oodatav.

Kõige suurema varieeruvusega muutujateks on kaubanduse avatuse näitaja ning koguteguritootlikkuse kasv. Kaubanduse avatuse varieeruvus näitlikustab erinevusi väikeste avatud majandustega riikide ning suuremate, suletumate majanduste riikidega. Kui kolmeks suurimaks kaubanduse avatusega riigiks osutusid Luksemburg, Malta ja Iirimaa, kelle näol on tegemist tuntud piiriülese kaubandusega tegelevate riikidega, siis kolmeks kõige väiksema kaubanduse avatuse näitajaga riigiks osutusid Hispaania, Kreeka ja Rumeenia.

2.2. Ökonomeetriline mudel

Bakalaureusetöö raames viib autor paneelandsmete alusel läbi regressioonanalüüsi. Analüüs on koostatud vabavara programmis Gretl. Regressioonanalüüsi abil on võimalik hinnata mudeli näitajate vahelisi seoseid (Sauga 2007).

Paneelandsmete modelleerimise puhul on peale mudeli parameetrite valikut esmane samm sobiva mudeli kuju valimine. Töös lähtutakse mudeli kujundamisel esmalt harilike vähemruutude meetodi (OLS) ühendatud mudelist. Seejärel hinnatakse F-testi alusel, kas fikseeritud efektiga (FE) mudelil on parem selgitusvõime. Lisaks uuritakse juhuslike efektidega (RE) mudelit võrdluses fikseeritud efektidega mudeliga.

Mudeli sõltuvaks muutujaks töö raames on koguteguritootlikkuse protsentuaalne kasv aastas. Seletavad tunnused on väliskaubanduse avatus, otsevälisinvesteeringute sissevool, keskharitud tööealiste elanike osakaal, välisvõla osakaal SKP-st, teadus- ja arendustegevuse kulutused osakaaluna SKP-st ning Info- ja kommunikatsioonitehnoloogia kapitali kogumahutus. Selleks, et IKT näitajad paremini normaalkaotusele alluksid ning ka mudeli tõlgendamise huvides võttis autor esmalt IKT muutujast naturaallogaritmi. Kuna mõjud koguteguritootlikkusele avalduvad pigem ajalise viitega kui hetkeliselt, siis on seletavatele muutujatele lisatud üheaastane viitaeg. Analüüsitud mudel on esitatud võrrandis 2:

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

kus

y – koguteguritootlikkuse protsentuaalne muutus

x_1 – riigi eksportide ja importide summa protsentuaalne osakaal SKP-st

x_2 – otsevälisinvesteeringute netosissevool osakaaluna SKP-st (%)

x_3 – keskharidust omavate tööealiste elanike protsentuaalne osakaal tööealisest elanikkonnast

x_4 – neto välisvõlgnevuste protsentuaalne osakaal SKP-st

x_5 – teadus- ja arendustegevuse kulutuste protsentuaalne osakaal SKP-st

x_6 – info- ja kommunikatsiooni tehnoloogia kapitali kogumahutus 2010 hindades miljonites eurodes

u – vealiige

i – riigi tunnus

t – aasta tunnus

Paneelandmete kasutamisel koosneb analüüsitava valim nii aegridadest kui ka ristanndmetest. Juhul, kui paneelandmete ajaperioodide arv (T) on suur (üle 25) või kui ristanndmete vaatluste arv (N) on väiksem kui ajaperioodide arv, siis võib regressioonitulemuste õigsust mõjutada aegridade mittestatsionaarsus (Baltagi 2005). Käesoleva töö analüüsitava riikide arv 19 on suurem kui ajaperioodide arv 12, seega mittestatsionaarsuse probleemi ei hinda autor probleemseks ning ei kontrolli eraldi.

Kuna analüüsis kasutatud ajavahemikus leidis aset ka majanduskriis, siis on võimalik, et mudeli hinnangutes avaldavad mõju parameetritele ka ajale spetsiifilised efektid. Ajaefektidega arvestamiseks viiakse läbi ka mudeli hindamine koos aja fiktiivsete tunnustega. Fiktiivsete tunnuste lisamine aitab arvestada ajaperioodile omaste tunnustega ristanndmete lõikes. Modelleerimiseks kasutatavas tarkvarapakettis Gretl viiakse ka läbi kitsenduste Wald test, mille abil saab hinnata, kas ajaefektid on olulised või need tuleks eemaldada.

3. EMPIIRILINE ANALÜÜS JA JÄRELDUSED

3.1 Empiirilise analüüsi tulemused

Eelnevas peatükis koostatud regressioonanalüüsi võrrandi hindamiseks viis autor läbi ökonomeetrilise modelleerimise. Esmalt viidi läbi ühendatud mudeli hindamine hariliku vähimruutude meetodi (OLS) abil, misjärel hindas autor kitsenduste F-testi võrdlemaks fikseeritud efektide hinnangut ühendatud mudeliga ning Hausmani testi hinnangute põhjal fikseeritud efektidega või juhuslike efektidega paneelmudeli kasuks.

Paneelandmete puhul on korrelatsioonimaatriks raskendi tõlgendatav ning ei pruugi anda ülevaatlikut pilti muutujate vahelistest seostest. Sellele vaatamata on tabelis 4. toodud autori poolt koostatud korrelatsioonimaatriks. Kõigi tunnuste omavahelised korrelatsioonikordajad on absoluutväärtusena alla 0,8. Selle põhjal ei ole põhjust kahtlustada tunnuste multikollineaarsust (Gujarati, Porter 2009).

Tabel 4. Muutujate vahelised korrelatsioonid

	TFP	HC	FDI	OPEN	EXT DEBT
TFP	1	0,167	-0,062	0,041	0,081
HC		1	-0,378	-0,060	0,092
FDI			1,000	0,390	-0,182
OPEN				1,000	-0,721
EXT DEBT					1,000

Allikas: Autori koostatud

Autori poolt läbi viidud paneelandmete regressioonanalüüsi tulemused on ülevaatlikult esitatud tabelis 5. Mudelite aruanded on toodud töö lisades 1-7.

Tabel 5. Paneelandmete regressiooni tulemused.

Muutuja	OLS	FE	RE	FE 2	RE 2	RE 3	OLS 2
OPEN	0,005 (0,005)	0,021 (0,020)	0,005 (0,005)	0,021 (0,017)	0,005 (0,004)	0,009** (0,004)	0,009* (0,004)
FDI	-0,002 (0,005)	-0,006 (0,006)	-0,002 (0,005)	-0,006 (0,005)	-0,002 (0,004)	-0,003 (0,002)	-0,003 (0,002)
HC	0,031* (0,016)	0,227*** (0,079)	0,031* (0,016)	0,227*** (0,062)	0,031*** (0,010)	0,025*** (0,008)	0,025*** (0,008)
EXT_DE BT	0,001 (0,001)	-0,001 (0,002)	0,001 (0,001)	-0,001 (0,002)	0,001*** (0,000)	0,001*** (0,000)	0,001*** (0,000)
R&D	-0,096 (0,263)	-0,187 (1,012)	-0,096 (0,263)	-0,187 (0,922)	-0,096 (0,194)	-0,079 (0,204)	-0,093 (0,200)
ln_IKT	-0,028 (0,135)	-5,562*** (1,233)	-0,028 (0,135)	-5,562*** (1,133)	-0,028 (0,045)	0,032 (0,053)	0,033 (0,052)
Konstant	-2,91** (1,25)	-10,395** (4,683)	-2,911** (1,254)	-10,395** (4,177)	-2,911*** (1,061)	-3,209** (1,378)	-3,150** (1,364)
R ²	0,010	0,117	0,039	0,117	0,039	0,497	0,456
Vaatluste arv	209	209	209	209	209	209	209
Riikide arv	19	19	19	19	19	19	19
Breusch- Pagani testi p- väärtus	-	-	0,077	-	0,077	0,618	-
Kitsenduste F-testi p-väärtus	-	0,036	-	0,930	-	-	-
Hausmani testi p- väärtus	-	-	3,860 × 10 ⁻⁴	-	3,074 × 10 ⁻⁶	0,116	-

Allikas: Autori koostatud arvutused viidatud andmebaasides koondatud andmetel.

Märkused:

1. Veerg OLS – ühendatud OLS mudel, lisa 1
2. Veerg FE – fikseeritud efektidega mudel, lisa 2
3. Veerg RE – juhuslike efektidega mudel, lisa 3
4. Veerg FE 2 – fikseeritud efektidega mudel robustsete standardvigadega, lisa 4
5. Veerg RE 2 – juhuslike efektidega mudel robustsete standardvigadega, lisa 5
6. Veerg RE 3 – kahe-suunaline juhuslike efektidega mudel robustsete standardvigadega ja ajaefektiga, lisa 6
7. Veerg OLS 2 – kohandatud standardvigadega ja aja fiktiivse tunnustega ühendatud OLS mudel, lisa 7
8. Nivool 0,1; 0,05 ning 0,01 statistiliselt olulised parameetrid on tähistatud märgistega *, ** ja ***

Esmalt läbi viidud ühendatud regressioonimudeli hindamise käigus osutus koguteguritootlikkuse kasvu oluliselt mõjutavaks teguriks inimkapital nivool 0,1. Regressioonimudel F-testi alusel statistiliselt oluliseks ei kujunenud, F-statistiku p-väärtusega 0,237. Mudeli kirjeldusvõime, mis on näidatud determinatsioonikordaja kaudu, osutus üpriski madalaks, seletades 0,9% koguteguritootlikkuse kasvust valimis valitud ajaperioodil. Järgneva sammuna paneelandmete modelleerimisel on autor viinud läbi fikseeritud efektidega ja juhuslike efektidega mudeli hindamised samade teguritega.

Fikseeritud efektidega mudel on F-statistiku alusel statistiliselt oluline nivool 0,05 ($p = 0,032 < 0,050$). Mudeli aruande alusel osutusid statistiliselt oluliseks nivool 0,01 näitajad inimkapitali kohta ning teadus- ja arendustegevuse kulutustest. Inimkapitali ehk keskharidusega inimeste osakaal tööelistest inimestest on mudeli kohaselt positiivse mõjuga koguteguritootlikkuse kasvule. Kui keskharidustega tööeliste elanike osakaal suureneb ühe protsendipunkti võrra, siis suureneb koguteguritootlikkuse kasv 0,27 protsendipunkti järgneval aastal. Mõju suund on kooskõlas varasema empiirilise kirjandusega. Teadus- ja arendustegevuse kulutuste puhul on näitaja seos koguteguritootlikkuse kasvuga negatiivne, mis ei ole autori poolt oodatav mõju. Mudeli seletusvõime võrreldes ühendatud mudeliga on suurem, seletades 11,7% koguteguritootlikkuse kasvu varieeruvusest. Kirjeldusvõime on siiski madal. Fikseeritud efektide kasutamise eeldusena on ka läbi viidud analüüsitarkvaras Gretl kitsenduste F-test. Kitsenduste F-testi alusel on võimalik hinnata, kas FE mudeli kasutamine on põhjendatud läbi ühendatud mudeliga võrdluse. Testi nullhüpoteesiks on, et ühendatud mudel on parem, kui FE mudel ning tuleks kasutada ühendatud mudelit. P-väärtusega $1,218 \times 10^{-6}$ on nullhüpotees ümber lükatud ning vastu tuleb võtte sisukas hüpotees – fikseeritud efektidega mudeli kasutamine ühendatud OLS mudeli asemel on põhjendatud.

Paneelandmete hindamisel on võimalik kasutada ka juhuslike efektidega mudelit. Selleks, et hinnata, kumba kasutada, viis autor läbi ka RE kujul püstitatud mudeli hindamise. Mudelis osutus nivool 0,1 oluliseks inimkapital. Juhuslike efektidega mudeli võrdluses ühendatud mudeliga kasutatakse Breusch-Pagan testi, mille puhul on nullhüpoteesiks, et ühendatud mudel on parem ning fikseeritud efektidega mudeli kasutamise eeldused puuduvad. P-väärtusega 0,077 ei ole nivool 0,05 nullhüpotees ümber lükatud, seega ei ole juhuslike efektidega mudeli kasutamine ühendatud mudeli asemel õigustatud. Samuti kasutatakse FE ja RE mudeli võrdlemiseks Hausmani testi, mille nullhüpoteesiks on, et üldistatud vähemruutude meetodi hinnangud on mõjusad ning RE mudeli hinnangud on mõjusamad, kui FE mudeli omad. Kuna Hausmani testi p-väärtuseks

osutus $3,860 \times 10^{-3}$, siis ei ole ka võrdluses FE mudeliga RE mudeli kasutamine põhjendatud. Seega on edasist analüüsi koostades keskendunud autor fikseeritud efektidega regressioonmudelile.

Fikseeritud efektidega mudeli edasiseks hindamiseks teostas autor grupisisises Waldi testi. Nullhüpoteesiks on, et mudelis ei esine heteroskedastiivsust. Waldi testi p-väärtuseks osutus $1,218 \times 10^{-06}$, mistõttu esineb sisuka hüpoteesi kohaselt heteroskedastiivsus.

Autokorrelatsiooni tuvastamiseks viidi läbi Durbin-Watsoni test. Durbin-Watson statistiku väärtuseks osutus FE mudelis 1,572 p-väärtusega $3,460 \times 10^{-3}$ positiivsele autokorrelatsioonile, mis viitab autokorrelatsiooni esinemisele.

Kuna FE mudelis tuvastati esinevat nii autokorrelatsioon kui ka heteroskedastiivsus, siis viis autor läbi uue hindamise kasutades robustseid ehk kohandatud standardvigu nii FE kui RE mudeli puhul neid omavahel võrdlemaks. Saadud mudelid on toodud tabelis 5 veergudes FE 2 ning RE 2. Standardvigade kohendamisel ei muutu parameetrite hinnangud, kuid standardvigade muutumise tõttu võivad erineda mudelites muutujate statistilised olulisused. Kohandatud standardvigadega hindamise tulemusena ei osutunud kitsenduste F-statistik fikseeritud efektidega mudeli puhul statistiliselt oluliseks p-väärtusega 0,930. RE mudeli puhul osutus Hausmani testi p-väärtus väiksemaks, kui olulisuse nivoo 0,05 ($p = 3,07 \times 10^{-6}$). Siiski ei osutunud ka kohandatud standardvigadega hindamisel Breusch-Pagani testi p-väärtus ($p = 0,077 > 0,050$) statistiliselt oluliseks ja kehtib nullhüpotees, et ühendatud mudel on parem, kui RE mudel. Kohandatud standardvigadega paneelandmete mudelitest on seega ainuke viide kehtivale mudeli kujule Breusch-Pagani test, mis nivool 0,1 allub nullhüpoteesile.

Eeltoodut arvestades on autor viinud läbi lisaks ka juhuslike efektidega mudeli hindamise koos aja fiktiivsete tunnuste kaasamisega. Kuna esmasel hindamisel ilma kohandatud standardvigadeta osutus fikseeritud efektidega mudeli kuju kitsenduste F-testi kaudu pädevaks, kuid kohandatud standardvigadega ei suudetud mudeli kohast kuju leida, siis soovis autor uurida ka ajale spetsiifiliste tegurite kaasamise mõju mudelile. Kohandatud standardvigadega kahesuunaline juhuslike efektidega mudeli hindamise tulemused on toodud tabelis 3, veerus RE 3.

Aja spetsiifiliste fiktiivsete tunnuste lisamisel viidi läbi Waldi test aja tunnustele. Nullhüpoteesiks on testi puhul, et ajaefekt ei ole oluline ning fiktiivsed muutujad eemaldades paraneb mudel. Waldi testi p-väärtuseks osutus $4,138 \times 10^{-45}$, mis tähendab sisuka hüpoteesi vastu võtmist. Seega on

ajaefekt mudelis oluline komponent ning seda eemaldada ei tohi. RE Mudeli F-testi p-väärtuse ($p = 1,596 \times 10^{-21} < 0,05$) alusel on mudel statistiliselt oluline nivool 0,05. Breusch-Pagani testi p-väärtuseks osutus aja fiktiivsete muutujate kaasamisel 0,618, mis viitab, et ühendatud OLS mudel on parem. Siiski ei ole ühendatud mudeli puhul võimalik eristada riigile spetsiifilisi faktoreid, mis võivad koguteguritootlikkuse kasvule mõju avaldada. Kuna Hausmani testi p-väärtus koos aja fiktiivsete tunnuste kaasamisega viitab sisuka hüpoteesi vastu võtmisele ($p = 0,116 > 0,05$), siis on üldistatud vähimruutude meetodi hinnangud mõjusad ning mudelit võib kasutada.

Arvestades kohandatud standardvigadega mudelite koostamisel esinenud ebakõlasid Breusch-Pagan testi ning Hausmani testi tulemustest, viis autor läbi ka ühendatud OLS mudeli hindamise koos kohandatud standardvigadega. Mudelisse on kaasatud ka aja fiktiivsed tunnused, kuna RE mudelis kohandatud standardvigadega osutusid need oluliseks nivool 0,05. Mudeli tulemused on esitatud tabelis 5 Veerus OLS 2. Võrreldes seda juhuslike efektidega mudeliga on olulised näitajad (inimkapital, välisvõlg ning riigi väliskaubandusele avatus) samad, lisaks on need samasuunalise mõjuga. Mudel on statistiliselt oluline nivool 0,01 p-väärtusega $1,150 \times 10^{-10}$ ning mudeli determinatsioonikordaja 0,456 on lähedal kohandatud standardvigadega kahesuunalise fikseeritud efekti determinatsioonikordajale 0,497.

Ühendatud mudeli hindamiseks viidi läbi ka jääkliimete normaaljaotusele allumise testimine ning mudeli spetsifikatsiooni adekvaatsuse testimine. Jääkliikmete normaaljaotuse hindamiseks kasutati Gretlis Doornik-Hanseni testi. Testi nullhüpoteesiks on, et jääkliikmed alluvad normaaljaotusele. P-väärtusega $5,584 \times 10^{-6}$ tuleb nivool 0,05 võtta vastu sisukas hüpotees, mille järgselt jääkliikmed ei allu normaaljaotusele. Valmi suuruse tõttu ($n > 100$) on aga t-, F- ja χ^2 -jaotustega teststatistikute kasutamine siiski võimalik. Mudeli funktsionaalse kuju testimiseks viis autor läbi Ramsay RESET testi, mille nullhüpotees on, et mudeli funktsionaalne kuju on õige. RESET testi p-väärtusega 0,018 tuleb olulisuse nivool 0,05 võtta vastu sisukas hüpotees, mille kohaselt on mudeli kuju väär.

Ühendatud mudelis ning kohandatud standardvigadega juhuslike efektidega mudelis osutusid vähemalt nivool 0,05 oluliseks aja fiktiivsed tunnused aastate 2007, 2008 ja 2010 kohta. Kuna 2007. aastal algas ka ülemaailmne majanduskriis, siis on vastavate tunnuste oluliseks osutumine ootuspärane. Lõpliku mudeli hindamiseks ja tõlgenduseks on seega autori poolt hinnatud nii juhuslike efektidega kui ühendatud mudelit koos aja fiktiivsete tunnustega.

3.2 Tulemuste tõlgendamine ja järeldused

Bakalaureusetöö eesmärgiks oli uurida, millised tegurid mõjutasid koguteguritootlikkuse kasvu Euroopa Liidu riikides. Töö käigus kujunes vaadeldavaks perioodiks aastad 2005-2016 ning vaatlusobjektideks 19 Euroopa Liidu riiki. Viitaegade rakendamise tõttu sõltumatutel muutujatel kujunes aegrea pikkuseks 11 aastat ning vaatluste arvuks 209. Valitud näitajad kujunesid varasemale empiirilisele ning teoreetilisele kirjandusele tuginedes.

Riigi väliskaubandusele avatusel on nõrk statistiliselt oluline positiivne suhe koguteguritootlikkuse kasvuga. Kui riigi impordi ja ekspordi summaarne osakaal SKP-st suureneb ühe protsendipunkti võrra, suureneb koguteguritootlikkuse kasv 0,009 protsendipunkti järgneval aastal. Leitud statistiliselt oluline seos on kooskõlas Kose *et al.* (2009) uuringuga. Näitaja kujunes lõplikus ühendatud mudelis oluliseks vaid nivool 0,1 ning samuti on seos väga nõrk. Kuna ka Gehringer *et al.* (2016) uuringus ei leitud kinnitust kaubanduse avatuse mõjule koguteguritootlikkuse kasvule, on näitaja nõrk seos põhjendatav ning võib ka seletada selle vastandlike tõlgendusi varasemates empiirilistes töödes.

Inimkapitali taseme lähendina kasutatud näitaja keskhariduse osakaalust riigi tööealisest elanikkonnast osutus kõigis autori poolt koostatud regressioonmudelites statistiliselt oluliseks. Kahesuunalise juhuslike efektidega mudeli ning ühendatud mudeli põhjal nähtub, et keskhariduse omamise suurenemisel ühe protsendipunkti võrra tööealises elanikkonnas suureneb koguteguritootlikkuse kasv riigis ligikaudu 0,025 protsendipunkti järgneval aastal. Inimkapitali on teadustöodes kasutatud koguteguritootlikkuse kasvu selgitamiseks juba alates Romer (1990) enodgeense kasvu mudeli püstitamistest. Leitud positiivne seos on kooskõlas autori eeldustega ning ka varasema empiirilise kirjandusega.

Riigi välisvõlg, mõõdetuna osakaaluna SKP-st, osutus positiivse suunaga oluliseks mõjuteguriks koguteguritootlikkuse kasvu selgitamisel valitud Euroopa Liidu riikides. Välisvõla suurenedes ühe protsendipunkti võrra osakaaluna SKP-st, suureneb riigi koguteguritootlikkuse kasv 0,001 protsendipunkti võrra järgnevalt aastal. Antud leid on vastuoluse autori püstitatud eeldustega varasema kirjanduse põhjal, kus Kose *et al.* (2009) uuringus osutus välisvõla näitaja negatiivseks mõjuteguriks koguteguritootlikkuse kasvule. Siiski on asjaolu võimalik põhjendada läbi selle, et teine oluline komponent nimetatud töös käsitletud teguritest, otsevälisinvesteeringute sissevool, ei osutunud üheski mudelis statistiliselt oluliseks. Tuvastatud olulistest mõjuteguritest on seega

välisvõla osakaala ainuke riigi finantsilist avatust näitav tegur, mis võib viidata, et koguteguritootlikkuse kasvule on välisvõla osakaalu suurenemine positiivse mõjuga läbi riigi majanduse avatuse suurendamise.

Otsevälisinvesteeringute netosissevool osakaaluna SKP-st ei osutunud statistiliselt oluliks mõjuteguriks koguteguritootlikkuse kasvu selgitamisel üheski autori poolt koostatud mudelis. Autori poolt püstitatud eelduseks oli, et otsevälisinvesteeringute netosissevool omab positiivset mõju koguteguritootlikkuse kasvule, mis on ka varasemas empiirilises kirjanduses kinnitust leidnud (Kose *et al.* 2009). Välisinvesteeringute suurenemisel on tuvastatud mitmeid erinevaid kanaleid, mille kaudu see võib tootlikkust suurendada. Näitaja osutus ka statistiliselt ebaoluliseks Gehringer *et al.* (2006) töös, kus autorid toovad võimaliku mõju puudumise põhjendusena välja, et välisinvesteeringute puhul sõltub mõju tootlikkusele ka väisinvesteeringu arengust. Juhul, kui välise riigi poolt investeeritud kapital on vähem arenenud tasemel, ei suuda see mõjutada kodumaist tootlikkust.

Teadus- ja arendustegevuse kulutuste protsentuaalne osakaal SKP-st ei osutunud statistiliselt oluliseks üheski regressioonmudelis. Töö kontekstis on tulemus üllatav, kuna suurem osa varasemast kirjandusest on leidnud tugevaid seoseid teadus- ja arendustegevuse ning koguteguritootlikkuse vahel. Bakalaureusetöö valim koosneb Euroopa Liidu riikidest, samas, kui näitena Männasoo *et al.* (2018) töös on vaadeldud Euroopa Liidu NUTS-2 regioone. Võimalik erinevus tulemustes võib tuleneda valimi suuruse piirangutest, mistõttu ei ole teadus- ja arendustegevusesse suuremal määral panustavad regioonid, nagu näiteks pealinnad, eristatavad. Gehringer *et al.* (2006) andmete põhjal on teadus- ja arendustegevuse panus koguteguritootlikkusesse suurem ka teatud sektorites. Näiteks kütusetoodangu, elektroonika tootmise, transpordiseadmete tootmise sektorites on teadus- ja arendustegevus märgatavalt tähtsam kui toidu, paberi, kummi, puidu ja tekstiili tööstustes.

IKT kapitali kulutused riigis osutusid autori poolt koostatud fikseeritud efektidega regressioonmudelites statistiliselt oluliseks ning omasid negatiivset mõju koguteguritootlikkusele – IKT kapitali kogumahutuse suurenedes ühe protsendi võrra väheneb koguteguritootlikkuse kasv $\frac{5,56}{100} = 0,0556$ protsendipunkti järgneval aastal. Järgnevalt koostatud kahesuunalises juhuslike efektidega mudelis ning aja fiktiivseid tunnuseid kaasavas ühendatud OLS mudelis antud näitaja aga oluliseks ei osutunud. Esmalt tuvastatud seose suund ei ole vastavuses varasema empiirilise

kirjandusega, mis on IKT kulutused toonud välja olulise põhjusena viimase aastakümne suurenenud tootlikkuse taseme selgitamiseks (Venturini 2015). Kuna lõplikes mudelites ei tuvastanud autor IKT kulutustel olulist mõju koguteguritootlikkuse kasvule, siis ei saa antud töö raames nende kahe näitaja vahelistele seostele järeldusi teha.

Kuna kohandatud standardvigade kasutuselevõtu järgselt ei osutunud asjakohasteks mudeli kujudeks fikseeritud efektidega ega ka juhuslike efektidega mudelid, võib nende mõjutegurite ebaoluliseks kujunemine olla tingitud valest mudeli kujust. Kuna koguteguritootlikkuse kasv on keeruliselt hinnatav ning selles võib esineda eelmise perioodi sõltuva tunnuse mõjusid, võib tegemist olla endogeense protsessiga. Selle modelleerimiseks on kasutusel autoregressiivsed ehk dünaamilised paneelandmete mudelid. Dünaamilised mudelid võimaldavad aegrea analüüsil vaadelda ka sõltumatu muutuja muutusi ajas ühe või enama viitajaga (Gujarati, Porter 2009). Dünaamilised paneelandmete mudelid olid kasutusel ka Gehringer *et al.* (2016), Kose *et al.* (2009) ning Männasoo *et al.* (2018) empiirilistes uuringutes, mille põhiselt vastavad mõjutegurid eeldatavate näitajatena valiti. Bakalaureusetöö raames on autor piirdunud FE, RE ning ühendatud OLS mudelite hindamisega.

KOKKUVÕTE

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks oli uurida, millised tegurid mõjutavad koguteguritootlikkuse kasvu Euroopa Liidu riikides. Töö eesmärgi püstitamiseks selgitati varasema kirjanduse põhjal koguteguritootlikkuse olemus. Seejärel leiti varasemate empiiriliste tööde tulemuste alusel võimalikud mõjutegurid koguteguritootlikkuse kasvule Euroopa Liidu kontekstis. Tuvastatud näitajate põhjal viis autor läbi ökonomeetrilise analüüsi tarkvaras Gretl. Regressioonanalüüsi raames vaadeldi 19 Euroopa Liidu riigi andmeid perioodil 2005-2016. Paneelandmete modelleerimiseks kasutati juhuslike efektidega ning ühendatud vähimruutude meetodi mudeleid.

Mudelite hindamisel leidis autor, et statistiliselt olulised seosed esinesid koguteguritootlikkuse kasvul riigi väliskaubandusele avatusega, keskharidust omavate tööealiste isikute protsendiga ning välisvõlgnevuste osakaaluga SKP-st. Mudelid on koostatud kõigi seletavate tunnuste suhtes ühe aastase viitajaga.

Riigi impordi ning ekspordi summa suurenemisel ühe protsendipunkti võrra osakaaluna SKP-st suurenes koguteguritootlikkuse kasv 0,009 protsendipunkti. Keskharitud tööealiste elanike osakaalu suurenemisel tööealisest elanikkonnast suurenes koguteguritootlikkuse kasv 0,025 protsendipunkti. Riigi välisvõla suurenemisel ühe protsendipunkti võrra osakaaluna SKP-st suurenes koguteguritootlikkuse kasv 0,001 protsendipunkti.

Bakalaureusetöö käigus koostatud mudelitest nähtub, et tootlikkuse kasvu tegureid Euroopa Liidus on võimalik edasi analüüsida. Mõjusamate hinnangute andmiseks on võimalik analüüsi täpsustada regioonide või sektorite tasemel. Lisaks võib mudeli koostamisel arvestada tootlikkuse kasvu endogeensusega, kasutades dünaamilisi paneelandmete mudeleid.

SUMMARY

DETERMINANTS OF TOTAL FACTOR PRODUCTIVITY GROWTH IN THE EUROPEAN UNION

Bert Haabu

Total factor productivity is defined as the residual of the Solow-Swan growth model. It is, in essence, the part of output growth that cannot be explained by the growth of any measurable inputs. Since the introduction of the Solow-Swan model, economists have been interested in determining the factors that influence economic growth through the growth of total factor productivity. Total factor productivity growth has been said to be the only sustainable method of achieving long-term economic growth.

The aim of this thesis is to analyze the factors which affect the growth of total factor productivity in the European Union member states. In order to achieve this aim, the author raised three main questions of study:

1. What is total factor productivity?
2. Which factors have been determined to affect total factor productivity growth in previous literature?
3. Which factors affect the growth of total factor productivity in the European Union?

Based on the factors that were determined to have an effect on total productivity growth, the author employed econometric analysis methods in order to empirically validate the effects. The sample consisted of 19 EU countries in the time frame 2005-2016. The author used fixed effects (FE), random effects (RE) and pooled OLS methods in order to analyze the panel data.

The models showed a statistically significant positive effect on total factor productivity growth by the openness of trade, measured as a sum of imports and exports relative to the country's GDP,

human capital, measured by secondary education attainment in the country's labor force, and external debt, measured relative to the country's GDP.

Increasing the openness to trade by one percentage point was shown to increase total factor productivity growth by 0,009 percentage points. Secondary education attainment levels rising by one percentage point was shown to increase total factor productivity growth by 0,025 percentage points. An external debt-to-GDP ratio increase of one percentage point was shown to increase total factor productivity growth by 0,001 percentage points.

The thesis failed to display statistically significant effects on total factor productivity for foreign direct investments, research and development (R&D) expenditures and information and communication technologies expenditures (ICT), which were determined to have affected total factor productivity growth in previous studies.

Due to the results of the panel data models shown in the thesis, which failed to specify an adequate model type, the author believes the employed FE and RE models were not adequate to facilitate the regression analysis of total factor productivity growth due to the endogenous nature of the process. Such an analysis requires dynamic panel models, which use the dependent variable as a regressor for future periods. This can be an avenue for future research. In addition to using dynamic panel models, the author's study may be improved upon in the future by using more detailed geographic or sectoral data, which would allow to determine total factor productivity dynamics in a more specific manner.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Aghion, P., Howitt, P. (1992). A model of growth through creative destruction. *Econometrica*, 60, 323-351.
- Alcalá, F., Ciccone, A. (2004). Trade and Productivity. *The Quarterly Journal of Economics*, 119(2), 616-646.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data* (3rd ed.). New York, USA: John Wiley & Sons Inc.
- Beugelsdijk, S., Klasing, M. J., Milionis, P. (2018). Regional economic development in Europe: the role of total factor productivity. *Regional Studies*, 52(4), 461-476.
- Bronzini, R., Piselli, P. (2009). *Regional Science and Urban Economics*, 39, 187-199.
- Capello, R., Lenzi, C. (2015). Knowledge, Innovation and Productivity Gains across European Regions. *Regional Studies*, 49(11), 1788-1804.
- Coe, D. T., Helpman, E. (1995). International R & D spillovers. *European Economic Review*, 39, 859-887.
- Comin, D. (2010). total factor productivity. *Economic Growth*, 260-263.
- Eurostat (2021). EDAT_LFS_9903: Population by educational attainment level, sex and age (%). EUROSTAT (database) [Online]. Kättesaadav: https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/edat_lfs_9903, 12. detsember 2021.
- Eurostat (2021). NAMA_10_GDP: GDP and main components (output, expenditure and income). EUROSTAT (database) [Online]. Kättesaadav: https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/NAMA_10_GDP, 12. detsember 2021.
- Eurostat (2021). TIPSII20: Net external debt – annual data, % of GDP. EUROSTAT (database) [Online]. Kättesaadav: <http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=tipsii20>, 12. detsember 2021.
- Gehring, A., Martínez-Zarzoso, I., Danzinger, F. N.-L, (2016). What are the drivers of total factor productivity in the European Union?. *Economics of Innovation and New Technology*, 25(4), 406-434.
- Griffith, R., Redding, S., Van Reenen, J. (2004). Mapping the Two Faces of R&D: Productivity Growth in a Panel of OECD Industries. *The Review of Economics and Statistics*, 86(4), 883-895.

- Griliches, Z. (1979). Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth. *The Bell Journal of Economics*, 10(1), 92-116.
- Gujarati, D. N., Porter, D. C. (2009). *Basic Econometrics*. 5th ed. New York: McGraw-Hill/Irwin.
- Kose, M. A., Prasad, E. S., Terrones, M. E. (2009). Does openness to international financial flows raise productivity growth?. *Journal of International Money and Finance*, 28, 554-580.
- Miller, S. M., Upadhyay, M. P. (2002). Total factor productivity and the convergence hypothesis. *Journal of Macroeconomics*, 24, 267-286.
- Männasoo, K., Hein, H., Ruubel, R. (2018). The contributions of human capital, R&D spending. *Regional Studies*, 52(12), 1598-1611.
- Oliner, S. D., Sichel, D. E., Stiroh, K. J. (2007). Explaining a Productive Decade. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2007(1), 81-137.
- Romer, P. M. (1986). Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002-1037.
- Romer, P. M. (1990). Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy*, 95(5), S71-102.
- Sauga, A. (2007). *Statistika õpik majanduseriala üliõpilastele..* Tallinn: TTÜ Kirjastus.
- Solow, R. M. (1956). Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.
- Stehrer, R., A. Bykova, K. Jäger, O. Reiter, M. Schwarzhappel (2019). Industry level growth and productivity data with special focus on intangible assets, wiiw Statistical Report No. 8. (database) [Online]. Kättesaadav: <https://euklems.eu>, 12. detsember 2021.
- Syverson, C. (2011). What Determines Productivity?. *Journal of Economic Literature*, 49(2), 326-365.
- The Conference Board (2021). Growth Accounting and Total Factor Productivity, 1990-2021. The Conference Board Total Economy Database (database) [Online]. Kättesaadav: <https://www.conference-board.org/data/economydatabase/total-economy-database-productivity>, 12. detsember 2021.
- The World Bank (2021). Foreign direct investment, net inflows (% of GDP). World Bank Open Data (database) [Online]. Kättesaadav: <https://data.worldbank.org/indicator/BX.KLT.DINV.WD.GD.ZS>, 12. detsember 2021.
- UNESCO Institute for Statistics (2021). Research and development expenditure (% of GDP). World Bank Open Data (database) [Online]. Kättesaadav: <https://data.worldbank.org/indicator/GB.XPD.RSDV.GD.ZS>, 12. detsember 2021.

van Ark, B., O'Mahony, M., Timmer, M. P. (2008). The Productivity Gap between Europe and the United States: Trends and Causes. *Journal of Economic Perspectives*, 22(1), 25-44.

Venturini, F. (2015). The modern drivers of productivity. *Research Policy*, 44(2), 357-369.

LISAD

Lisa 1. Ühendatud mudeli nr. 1 aruanne

Model 2: Pooled OLS, using 209 observations
Included 19 cross-sectional units
Time-series length = 11
Dependent variable: TFP

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-2,91089	1,25392	-2,321	0,0213	**
OPEN_1	0,00534176	0,00525208	1,017	0,3103	
FDI_1	-0,00178501	0,00504760	-0,3536	0,7240	
HC_1	0,0310805	0,0164849	1,885	0,0608	*
EXT_DEBT_1	0,000892965	0,000593463	1,505	0,1340	
RD_1	-0,0962371	0,263262	-0,3656	0,7151	
l_IKT_1	-0,0278613	0,134628	-0,2070	0,8363	
Mean dependent var	-0,371698	S.D. dependent var		2,987324	
Sum squared resid	1784,663	S.E. of regression		2,972367	
R-squared	0,038546	Adjusted R-squared		0,009988	
F(6, 202)	1,349746	P-value(F)		0,236755	
Log-likelihood	-520,6742	Akaike criterion		1055,348	
Schwarz criterion	1078,745	Hannan-Quinn		1064,808	
rho	0,158821	Durbin-Watson		1,541385	

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 47,8684

with p-value = $P(\text{Chi-square}(27) > 47,8684) = 0,00794211$

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

Null hypothesis: No first-order autocorrelation ($\rho = 0$)

Test statistic: $t(18) = 2,98745$

with p-value = $P(|t| > 2,98745) = 0,00789789$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: $\text{Chi-square}(2) = 46,4144$

with p-value = $8,34151e-11$

Allikas: Autori koostatud Gretl tarkvaras

Lisa 2. Fikseeritud efektidega mudeli aruanne nr. 1

Model 3: Fixed-effects, using 209 observations
 Included 19 cross-sectional units
 Time-series length = 11
 Dependent variable: TFP

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-10,3954	4,68258	-2,220	0,0276	**
OPEN_1	0,0205515	0,0195375	1,052	0,2942	
FDI_1	-0,00589830	0,00594613	-0,9920	0,3225	
HC_1	0,226777	0,0786814	2,882	0,0044	***
EXT_DEBT_1	-0,00110629	0,00246124	-0,4495	0,6536	
RD_1	-0,186885	1,01205	-0,1847	0,8537	
I_IKT_1	-5,56206	1,23298	-4,511	<0,0001	***
Mean dependent var	-0,371698	S.D. dependent var		2,987324	
Sum squared resid	1525,252	S.E. of regression		2,879134	
LSDV R-squared	0,178299	Within R-squared		0,116933	
LSDV F(24, 184)	1,663571	P-value(F)		0,032802	
Log-likelihood	-504,2604	Akaike criterion		1058,521	
Schwarz criterion	1142,079	Hannan-Quinn		1092,304	
rho	0,139854	Durbin-Watson		1,571692	

Joint test on named regressors -
 Test statistic: $F(6, 184) = 4,06078$
 with p-value = $P(F(6, 184) > 4,06078) = 0,00075524$

Test for differing group intercepts -
 Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: $F(18, 184) = 1,73857$
 with p-value = $P(F(18, 184) > 1,73857) = 0,0362009$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -
 Null hypothesis: the units have a common error variance
 Asymptotic test statistic: $\text{Chi-square}(19) = 413,876$
 with p-value = $5,67688e-76$

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -
 Null hypothesis: No first-order autocorrelation ($\rho = -0.5$)
 Test statistic: $F(1, 18) = 50,805$
 with p-value = $P(F(1, 18) > 50,805) = 1,21786e-06$

Allikas: Autori koostatud Gretl tarkvaras

Lisa 3. Juhuslike efektidega mudeli aruanne nr. 1

Model 4: Random-effects (GLS), using 209 observations
 Included 19 cross-sectional units
 Time-series length = 11
 Dependent variable: TFP

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	-2,91089	1,25392	-2,321	0,0203	**
OPEN_1	0,00534176	0,00525208	1,017	0,3091	
FDI_1	-0,00178501	0,00504760	-0,3536	0,7236	
HC_1	0,0310805	0,0164849	1,885	0,0594	*
EXT_DEBT_1	0,000892965	0,000593463	1,505	0,1324	
RD_1	-0,0962371	0,263262	-0,3656	0,7147	
I_IKT_1	-0,0278613	0,134628	-0,2070	0,8360	
Mean dependent var	-0,371698	S.D. dependent var		2,987324	
Sum squared resid	1784,663	S.E. of regression		2,965037	
Log-likelihood	-520,6742	Akaike criterion		1055,348	
Schwarz criterion	1078,745	Hannan-Quinn		1064,808	
rho	0,139854	Durbin-Watson		1,571692	

'Between' variance = 0
 'Within' variance = 8,28942
 theta used for quasi-demeaning = 0

Joint test on named regressors -
 Asymptotic test statistic: Chi-square(6) = 8,09848
 with p-value = 0,230977

Breusch-Pagan test -
 Null hypothesis: Variance of the unit-specific error = 0
 Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 3,13244
 with p-value = 0,0767486

Hausman test -
 Null hypothesis: GLS estimates are consistent
 Asymptotic test statistic: Chi-square(6) = 24,7123
 with p-value = 0,000385977

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -
 Null hypothesis: No first-order autocorrelation (rho = -0.5)
 Test statistic: F(1, 18) = 50,805
 with p-value = P(F(1, 18) > 50,805) = 1,21786e-06

Allikas: Autori koostatud Gretl tarkvaras

Lisa 4. Fikseeritud efektidega mudeli aruanne nr. 2

Model 5: Fixed-effects, using 209 observations

Included 19 cross-sectional units

Time-series length = 11

Dependent variable: TFP

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-10,3954	4,17737	-2,489	0,0228	**
OPEN_1	0,0205515	0,0167656	1,226	0,2361	
FDI_1	-0,00589830	0,00467145	-1,263	0,2228	
HC_1	0,226777	0,0616281	3,680	0,0017	***
EXT_DEBT_1	-0,00110629	0,00209524	-0,5280	0,6039	
RD_1	-0,186885	0,921683	-0,2028	0,8416	
l_IKT_1	-5,56206	1,13310	-4,909	0,0001	***
Mean dependent var	-0,371698	S.D. dependent var		2,987324	
Sum squared resid	1525,252	S.E. of regression		2,879134	
LSDV R-squared	0,178299	Within R-squared		0,116933	
Log-likelihood	-504,2604	Akaike criterion		1058,521	
Schwarz criterion	1142,079	Hannan-Quinn		1092,304	
rho	0,139854	Durbin-Watson		1,571692	

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(6, 18) = 6,44001$

with p-value = $P(F(6, 18) > 6,44001) = 0,000928496$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(18, 70,0) = 0,537855$

with p-value = $P(F(18, 70,0) > 0,537855) = 0,929579$

Allikas: Autori koostatud Gretl tarkvaras

Lisa 5. Juhuslike efektidega mudeli aruanne nr. 2

Model 6: Random-effects (GLS), using 209 observations

Included 19 cross-sectional units

Time-series length = 11

Dependent variable: TFP

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	-2,91089	1,06105	-2,743	0,0061	***
OPEN_1	0,00534176	0,00440213	1,213	0,2250	
FDI_1	-0,00178501	0,00376874	-0,4736	0,6358	
HC_1	0,0310805	0,0100774	3,084	0,0020	***
EXT_DEBT_1	0,000892965	0,000293127	3,046	0,0023	***
RD_1	-0,0962371	0,193872	-0,4964	0,6196	
I_IKT_1	-0,0278613	0,0454739	-0,6127	0,5401	
Mean dependent var	-0,371698	S.D. dependent var		2,987324	
Sum squared resid	1784,663	S.E. of regression		2,965037	
Log-likelihood	-520,6742	Akaike criterion		1055,348	
Schwarz criterion	1078,745	Hannan-Quinn		1064,808	
rho	0,139854	Durbin-Watson		1,571692	

'Between' variance = 0

'Within' variance = 8,28942

theta used for quasi-demeaning = 0

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(6) = 180,834

with p-value = 2,25704e-36

Breusch-Pagan test -

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

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 3,13244

with p-value = 0,0767486

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(6) = 35,7561

with p-value = 3,07438e-06

Allikas: Autori koostatud Gretl tarkvaras

Lisa 6. Juhuslike efektidega mudeli aruanne nr. 3

Model 7: Random-effects (GLS), using 209 observations

Included 19 cross-sectional units

Time-series length = 11

Dependent variable: TFP

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	-3,20900	1,37839	-2,328	0,0199	**
OPEN_1	0,00921977	0,00420668	2,192	0,0284	**
FDI_1	-0,00321218	0,00221135	-1,453	0,1463	
HC_1	0,0252458	0,00794665	3,177	0,0015	***
EXT_DEBT_1	0,00119470	0,000276701	4,318	<0,0001	***
RD_1	-0,0793065	0,203856	-0,3890	0,6973	
l_IKT_1	0,0324116	0,0526181	0,6160	0,5379	
dt_2	2,56991	0,666248	3,857	0,0001	***
dt_3	2,06850	0,739737	2,796	0,0052	***
dt_4	-1,93092	0,965468	-2,000	0,0455	**
dt_5	-4,93951	0,978724	-5,047	<0,0001	***
dt_6	1,80007	0,930627	1,934	0,0531	*
dt_7	0,513206	0,701927	0,7311	0,4647	
dt_8	-0,633979	0,712887	-0,8893	0,3738	
dt_9	0,000804462	0,636947	0,001263	0,9990	
dt_10	0,950414	0,888159	1,070	0,2846	
dt_11	1,26335	0,725553	1,741	0,0816	*
Mean dependent var	-0,371698	S.D. dependent var		2,987324	
Sum squared resid	932,2677	S.E. of regression		2,197818	
Log-likelihood	-452,8155	Akaike criterion		939,6310	
Schwarz criterion	996,4507	Hannan-Quinn		962,6036	
rho	0,111009	Durbin-Watson		1,605572	

'Between' variance = 0,111438

'Within' variance = 4,66621

theta used for quasi-demeaning = 0,110083

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(6) = 110,508

with p-value = 1,59584e-21

Wald joint test on time dummies -

Null hypothesis: No time effects

Asymptotic test statistic: Chi-square(10) = 236,279

with p-value = 4,13825e-45

Breusch-Pagan test -

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

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 0,248468
with p-value = 0,618156

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(6) = 10,2246
with p-value = 0,115507

Allikas: Autori koostatud Gretl tarkvaras

Lisa 7. Ühendatud mudeli aruanne nr. 2

Model 8: Pooled OLS, using 209 observations
 Included 19 cross-sectional units
 Time-series length = 11
 Dependent variable: TFP
 Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-3,15010	1,36417	-2,309	0,0330	**
OPEN_1	0,00891073	0,00437831	2,035	0,0568	*
FDI_1	-0,00324520	0,00218695	-1,484	0,1551	
HC_1	0,0252977	0,00763824	3,312	0,0039	***
EXT_DEBT_1	0,00117328	0,000290413	4,040	0,0008	***
RD_1	-0,0925668	0,200404	-0,4619	0,6497	
I_IKT_1	0,0334937	0,0523305	0,6400	0,5302	
dt_2	2,55841	0,665850	3,842	0,0012	***
dt_3	2,05988	0,738264	2,790	0,0121	**
dt_4	-1,93931	0,968330	-2,003	0,0605	*
dt_5	-4,94574	0,979507	-5,049	<0,0001	***
dt_6	1,79010	0,929196	1,927	0,0700	*
dt_7	0,507057	0,698660	0,7258	0,4773	
dt_8	-0,635587	0,712948	-0,8915	0,3844	
dt_9	0,000546872	0,636852	0,0008587	0,9993	
dt_10	0,949639	0,888679	1,069	0,2994	
dt_11	1,26256	0,725291	1,741	0,0988	*
Mean dependent var	-0,371698	S.D. dependent var		2,987324	
Sum squared resid	932,2065	S.E. of regression		2,203461	
R-squared	0,497791	Adjusted R-squared		0,455941	
F(16, 18)	38,48182	P-value(F)		1,15e-10	
Log-likelihood	-452,8087	Akaike criterion		939,6173	
Schwarz criterion	996,4370	Hannan-Quinn		962,5898	
rho	0,209781	Durbin-Watson		1,431110	

Test for normality of residual -
 Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: Chi-square(2) = 24,1912
 with p-value = 5,58407e-06

RESET test for specification -
 Null hypothesis: specification is adequate
 Test statistic: F(2, 190) = 4,08966
 with p-value = P(F(2, 190) > 4,08966) = 0,018241

Allikas: Autori koostatud Gretl tarkvaras

Lisa 8. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina Bert Haabu

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose „Koguteguritootlikkuse kasvu mõjutegurid Euroopa Liidu riikide näitel“,

mille juhendaja on Heili Hein,

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

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

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

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

15. detsember 2021

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. ja 1.2, siis lihtlitsents nimetatud tähtaja jooksul ei kehti.