

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Osvald Griffel

IKT KAPITAL JA KOGUTEGURITOOTLIKKUS EUROOPA RIIKIDE PÕHJAL

Magistritöö

Õppekava TAAM, peaeriala Majandusanalüüs

Juhendaja: Merike Kukk, PhD

Kaasjuhendaja: Artjom Saia, MA

Tallinn 2019

Deklareerin, et olen koostanud töö 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 12106 sõna sissejuhatusesest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Osvald Griffel

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood:176510TAAM

Üliõpilase e-posti aadress: o.griffel@hotmail.om

Juhendaja: Merike Kukk, PhD:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaasjuhendaja Artjom Saia, MA:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE.....	5
SISSEJUHATUS	6
1. KOGUTEGURITOOTLIKKUS.....	9
1.1. Koguteguritootlikkust mõjutavad tegurid	11
1.2. IKT ja IKT kapital	13
1.2.1. IKT.....	13
1.2.2. IKT kapitali otsene mõju tootlikkusele	14
1.2.3. IKT kapitali kaudne mõju tootlikkusele	16
1.2.4. IKT kapitali kõrvalmõjud	17
1.3. Eelnevad empiirilised uuringud	20
2. ANDMED JA METOODIKA	23
2.1. Andmed.....	23
2.1.1. Kirjeldav statistika.....	25
2.2. Mudel ja hindamismetoodika.....	31
2.3.1. Mudel.....	31
3. EMPIIRILINE ANALÜÜS	36
3.1. Regressioonianalüüs	36
3.1.1. Fikseeritud ja juhuslike efektiga mudelite testimine	36
3.1.2. DOLS mudeli testimine	39
3.2. Ökonomeetrilise hindamise tulemused	42
3.2.1. Lühiajalised seosed.....	42
3.2.2. Pikajalised seosed	44
KOKKUVÕTE	47
SUMMARY.....	49
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	51
LISAD	57
Lisa 1. Muutujate aegriidade graafikud	57
LISA 2. Ühikjuure testide tulemused 1	58
LISA 3. Muutujate statsionaarsus.....	59
LISA 4. Fikseeritud mudel nr.1	60
LISA 5. Fikseeritud mudel nr. 2	61

LISA 6. Fikseeritud mudel nr. 3	62
LISA 7. Juhuslike efektidega mudel nr. 1	63
LISA 8. Kointegratsiooni testide tulemused 1	65
LISA 9. Kointegratsiooni testide tulemused 2.....	66
LISA 10. DOLS mudel nr. 1.....	67
LISA 11. DOLS mudel nr. 2.....	68
LISA 12. IKT kapitali osakaal kogutoodangust	69

LÜHIKOKKUVÕTE

Hiljaaegu on info- ja kommunikatsioonitehnoloogiast (IKT) saanud oluline osa ettevõtete igapäeva töös ning mängib tähtsat rolli ka majanduses. Alates 1990. aastate keskelt on IKT kapitali maht kasvanud suure kiirusega. Koguteguritootlikkust (KTT) peetakse kirjanduses sealjuures peamiseks mehhanismiks, mille tõttu IKT võiks majandust mõjutada. Tõendeid IKT suurest panusest tuleb ka Euroopa riikidest, kuid tulemused ei ole järjepidevad. Leitud on nii positiivseid kui ka negatiivseid, lühiajalisi kui ka pikaajalisi, olulisi kui ka mitteolulisi seoseid. Erinevate tulemuste kontekstis soovib töö autor ise veenduda, milline seos esineb IKT kapitali ja KTT vahel. Seega käesolevas magistritöös uuritakse, milline on IKT-sse tehtavate investeeringute mõju koguteguritootlikkusele riigi tasemel. Uurumisküsimuse ökonomeetriline analüüs viiakse läbi paneelandmete põhjal, kuhu on kaasatud 17 Euroopa liikmesriiki aastatel 1995-2014. Antud töös kasutatakse kahte erinevat lähenemist, mille raames uuritakse IKT ja KTT nii lühiajalist kui pikaajalist seost. Empiirilised tulemused annavad selge tõendi, et IKT ja KTT seletab nii lühiajaliselt kui pikajaliselt osa koguteguritootlikkusega seotud kasvust.

Võtmesõnad: Koguteguritootlikkus (KTT), info- ja kommunikatsioonitehnoloogia (IKT), neo-klassikaline kasvuteooria, endogeenne kasvuteooria

SISSEJUHATUS

Info- ja kommunikatsioonitehnoloogia (IKT) on alates selle sajandi algusest peetud peamiseks majanduskasvu allikaks (Stiroh, 2002a). Selleks, et näidata IKT panust väljundi tootmisse on uurijad kasutanud peamiselt neo-klassikalist kasvuteooriat ja käsitletud IKT kapitali kui sisendit, mis on sama tüüpi kapitali ja tööjõu tootmissisenditega (Jorgenson & Stiroh, 1999). Peale selle on IKT kapitali kaubad muutunud aastate jooksul kordades odavamaks, mis on kaasa toonud teiste tootmissisendite asendamise IKT-ga, IKT kapitali süvenemise ja IKT sektori paranenud tootlikkuse. Seega neoklassikalise kasvuteooria vaatevinklist tõstab IKT väljundit läbi tarbimise ja kapitali kuhjumise IKT-d tootvas sektoris.

Võrreldes üheteguritootlikkusega nagu tööjõu tootlikkus on koguteguritootlikkus (KTT) tootlikkuse mõõt, mis näitab toodetud toodangu järelejäänud osa, mis ei ole seletatav sisendite kasutamisega. KTT kasv on juhitud sisenditeguritega mitte seotud muutujatest nagu tehnoloogiline progress, mis ei ole seotud kindla sisendi kasutamisega (Stiroh, 2002a). Näiteks, kui tootja kombineerib sisendeid uuenduslikul viisil selleks, et rohkem toota, väljendub see tehnoloogiline progress koguteguritootlikkuses. Võttes arvesse sisendite vähenevat mastaabiefekti peab KTT pidevalt paranema selleks, et tagada pikajaline majanduskasv läbi tehnoloogilise progressi, mis hüvitab sisendite väheneva mastaabiefekti. Siiski, kuna neo-klassikaline kasvuteooria oletab, et IKT panustab väljundisse ainult läbi sisendite kasutamise, on IKT-d loetud KTT-ga mitte seotuks töödes, mis on kasutanud antud raamistikku.

Kui eelnevalt on ökonomeetiline kirjandus eeskätt keskendunud IKT kapitalist tulenevatele lühiajalistele mõjudele ning võrrelnud riike peamiselt ettevõtete või tööstuste alusel, siis hiljutised tööd on leidnud, et majanduskasv on olnud laiapõhjaline ning juhitud valdkondade poolt, kes kasutavad IKT loovalt ja uuenduslikult. Antud tähelepanekud viitavad sellele, et IKT mõjud väljundile võivad ületada sisendiosakaalu, näiteks võib IKT KTT-d otseselt mõjutada läbi võrguefektist tuleneva kõrvalmõju, mis pakub väärtust nii IKT ostjale kui ka teistele osapooltele. Lisaks IKT kõrvalmõjudele võivad IKT-st tulenevad uuendused nagu uued äriprotsessid ja

integreeritud tarneahel, tõsta KTT-d. IKT uuendustest tuleneb teadmiste ülekanne võib kanduda üle riikide läbi IKT kaupade ning sellest vaatest oleks IKT kui platvormitehnoloogia.

Eelnev arutelu ja kirjanduse analüüsimine viitab aga ideele, et IKT-d tuleks käsitleda kui üldotstarbelist tehnoloogiat, millega kaasnevad täiendavad innovatsioonid. Enamus üldotstarbelise tehnoloogia hüpoteesi kinnitavad tulemused on leitud USA andmetele tuginedes samas, kui tõendeid üldotstarbelise tehnoloogia hüpoteesi kinnitusest Euroopa Liidu riikide andmetele tuginedes on raskem leida. Arvestades IKT üldotstarbelise tehnoloogia loomusega, peaksid IKT-st tulenevad tootlikkuse mõjud täielikult esinema pikajalises perspektiivis eriti veel, kui andmed on riigi tasemel agregeeritud. Pärast kaht aastakümnet niinimetatud „informatsiooni ajastu“ algust ja üle veerandsajandi pärast esimesest kontoriseadmete investeeringute lainet oleks hinnang infotehnoloogia mõjust koguteguritootlikkusele kogu majanduseses lühi- kui ka pikajalisest vaatest eriti kasulik, kuna aitaks mõista IKT kui sisendteguri tõelist tootlikkuse mõju.

Seega töö eesmärgiks on analüüsida IKT investeeringutest tulenevat mõju koguteguritootlikkuse kasvule Euroopa Liidu liikmesriikide näitel aastatel 1995-2014. Eelnevast arutelust lähtuvalt tuleks esiteks uurida, kas IKT üldse omab mõju koguteguritootlikkusele? Teiseks milliste kanalite kaudu antud mõju avaldub? Uurimistöö eesmärkide saavutamiseks on autor püstitanud kaks peamist hüpoteesi:

- 1) Kõrgem IKT kapitali määr tagab riikides suurema koguteguritootlikkuse kasvu
- 2) IKT on koguteguritootlikkusega pikajalises positiivses seoses

Samuti on autor püstitanud väiksemad uurimisülesanded:

- 1) Selgitada IKT kapitali otseseid ja kaudseid mõjusid
- 2) Anda teoreetiline ülevaade otsesest ja kaudsetest IKT investeeringute mõjudest
- 3) Analüüsida koguteguritootlikkuse ja IKT kapitali trendi Euroopa Liidu liikmesriikides aastatel 1995-2014

Selleks, et võrrelda lühiajaliste ja pikajaliste seoste vahelist mõju kasutatakse paneelandmete hindamiseks nii staatilist kui dünaamilist mudelit. Töös näidatakse, et nii lühi- kui ka pikajaliselt on IKT kapital koguteguritootlikkusega seotud. Tervikuna lähevad need tulemused vastuollu vaatega, et IKT-st tulenev agregeeritud mõju piirdub ainult IKT sisendteguri osakaaluga.

Antud töö on struktureeritud järgmiselt. Esimeses peatükis antakse ülevaade koguteguritootlikkusest ja seda mõjutavatest teguritest s.h IKT-st, mille puhul analüüsitakse detailselt, milliseid kanaleid pidi võib IKT koguteguritootlikkusele mõju avaldada. Lisaks antakse

ülevaade eelnevast empiirilisest kirjandusest. Teine peatükk tutvustab magistritöös kasutatavaid andmeid ja töös kasutatavat analüütilist raamistikku, kuhu sisse jääb nii lühiajaliste seoste jaoks kaalutud mudel ja samuti pikaajaliste seoste jaoks kasutatav paneel DOLS. Viimases peatükis räägitakse läbi viidud regressioonanalüüsist ja tuuakse välja ökonomeetrilise hindamise tulemused.

1. KOGUTEGURITOOTLIKKUS

Esineb üldine arusaam, et tootlikkust kui efektiivsuse mõõdet võib lihtsalt väljendada kui väljundi-sisendi suhet ehk võrreldes saavutatud tulemusi teatud sisenditega. Sellest ideest lähtuvalt, võib järeldada, et lõplikku väljundit võib vaadelda kui igast sisendist tekkivate väljundite summat. Lõpuks võib tootlikkust hinnata läbi iga tootmissisendi tootlikkuse. Seega leitakse kirjandusest olukordi, kus tootlikkust on hinnatud kui ühe teguriga tootlikkust. Kõige tavalisemaks sellist tüüpi meetmeks on tööjõu tootlikkus, mis mõõdab kui mitu ühikut väljundit saadakse ühe tööjõu sisendühiku kohta (Demeter et al., 2011).

Siiski on ilmne, et tootlikkuse tase sõltub lisaks ka sellest, kuidas igat sisendit koos teiste sisenditega (näiteks kapital või materjalid) kasutatakse. Peamiselt vaadeldakse, kuidas kasutada igat sisendit intensiivsemalt. See on põhjus, miks paljudel kordadel isegi samu baassisendeid kasutades jõuavad mõned riigid paremate tulemusteni kui teised või vastupidi (Comin, 2010). Selleks, et neid fakte selgitada on teadlased tutvustanud ja võtnud kasutusele koguteguritootlikkuse (KTT) kontseptsiooni kui teistsuguse tootlikkuse mõõtme, mis on teadaolevate sisendite mahust sõltumatu. Koguteguritootlikkus kujutab endast väljundi hulka, mis ei ole seletatav tootmises kasutatud sisendite hulgaga. Sellisel kujul näitab koguteguritootlikkuse tase seda, kui efektiivselt ja intensiivselt sisendeid tootmises realiseeritakse (Comin, 2010).

Koguteguritootlikkuse kasvu mõõdetakse tavaliselt Solow jääkliikmena:

$$gY - \alpha * gK - (1 - \alpha) * gL \tag{1}$$

Kus:

- gY - Koguväljundi kasvumäär
- gK - Kogukapitali kasvumäär
- gL - Kogutööjõu kasvumäär
- α - Kapitali osakaal

Solow jääkliikmena arvatud koguteguritootlikkuse kasv annab täpse hinnangu tehnoloogilisest muutusest juhul kui: 1) tootmisfunktsioon on neo-klassikaline; 2) teguriturgudel esineb täiuslik konkurents ja 3) sisendite kasvumäärad on mõõdetud korrektselt (Comin, 2010). Solow jääkliiget on kutsutud ka „taeva mannaks“, kuna koguteguritootlikkuse kasv suurendab SKP kasvu ilma

täiendavaid ressursse nõudmata. Vähem eelistatud seletus Solow jääkliikmele on: „Mõõde meie teadmatusest majanduskasvu põhjustest“ (Abramovitz, 1956).

Pärast Robert Solow algset panust neo-klassikalise kasvuteooriasse peetakse koguteguritootlikkust üldiselt tehnoloogilise taseme mõõdikuks. Solow (1956) ja lisaks teised varasemad teadustööd Abramovitz (1956) ja Denison (1962) on näidanud, et suurem osa riikide sissetulekute kasvust ja erinevustest inimese kohta arenenud riikides on seletatav samuti koguteguritootlikkusega. Riikide vahelised erinevused koguteguritootlikkuses võivad tuleneda riikide poolt kasutatavast füüsilisest tehnoloogiast või tehnoloogia kasutamise efektiivsusest. Seega riikide koguteguritootlikkuse erinevused tulenevad suurel määral riikide füüsilise tehnoloogia erinevusest (Comin, 2010). Hall & Jones (1999) on samuti kinnitanud, et suurem osa sissetulekute erinevusest inimese kohta rikaste ja vaeste riikide vahel tuleneb riikide koguteguritootlikkuse erinevusest.

Nii nagu Robert Solow (1956) tähendusriikas artiklis on näidatud, peab pikaajaline sissetulekute kasv neoklassikalise tootmisfunktsiooniga majanduses olema juhitud koguteguritootlikkuse kasvu poolt. Üle 30 aasta on olnud koguteguritootlikkuse kasvu endogeenseks muutmisel kontseptuaalseks raskuseks olnud asjaolu, kuidas maksta innovatsiooniga kaasnevate fikseeritud kulude eest täiusliku konkurentsiga majanduses, kus kapital ja tööjõud ei oma mastaabisäästu. Selles kontekstis on kogu väljund ammendunud läbi tööjõu ja kapitali piirprodukti maksmise ning puuduvad ressursid, et maksta innovatsioonikulude eest. Romer (1990) ja Aghion & Howitt (1992) lahendasid selle probleemi, andes patendisüsteemi kaudu innovaatoritele monopoolsed õigused oma innovatsioonide üle. Sel moel saavad innovaatorid oma esialgse fikseeritud investeeringu tagasi kasumi kaudu, mille nad teenivad oma patendi turustamisega. Sidudes koguteguritootlikkuse kasvumäära innovatsiooniga heitsid endogeensed kasvuteooriad valgust koguteguritootlikkuse kasvu mõjutavatele teguritele. Näiteks T&A toetused ja kvalifitseeritud tööjõu rohkus vähendavad T&A teostamise piirkulusid, suurendavad innovatsiooniarenduse määra ja seeläbi tõstavad koguteguritootlikkuse kasvumäära (Comin, 2010).

Eelneva informatsiooni põhjal võib teha järelduse, et koguteguritootlikkuse kasv annab ühiskonnale võimaluse tõsta inimeste heaolu. Seega tuleks küsida, millistele teguritele peaksid poliitika keskenduma, et KTT kasvu tõsta.

1.1. Koguteguritootlikkust mõjutavad tegurid

Selleks, et mõista, miks mõndades riikides on koguteguritootlikkus suurem kui teistes riikides tuleks uurida tegureid, mis mõjutavad koguteguritootlikkuse kasvu (Gehring et al., 2016). Koguteguritootlikkust on endiselt raske hinnata tema jääkliikme loomuse tõttu. Seetõttu sõltub see muutustest mõõtmatuses sisendites. Need asjaolud on viinud tegurite erinevate tõlgendusteni ning pikka aega ei olnud kasvuteooriale antud sobivat paradigmat selgitamaks koguteguritootlikkuse kasvu mõjutavaid tegureid, kuid endogeenne kasvuteooria pakkus sellele lahenduse. Järgnevalt on välja toodud peamised koguteguritootlikkuse kasvu mõjutavad tegurid, mida kirjanduses on kajastatud: teadus- ja arendustegevus, inimkapital, kaubanduse avatus, tervis, välismaised otseinvesteeringud ja muu kapital.

Paljud teadlased, alustades Solow (1957) ja peale teda Romer (1990) ja Prescott (1998) ja teised on seadnud koguteguritootlikkuse määramisel keskse rolli tehnoloogilistele erinevustele ja jõudnud selgusele, et teadmised on tõenäoliselt mõõdetavate sisendite kõrval oluliseim tegur, mis tõstab tootlikkust. Seda arvestades on teadmiste mahu mõõtmisel paljud autorid vaadelnud teadmisi kui *T&A* kulutusi. Bronzini & Piselli (2009) näitasid empiirilisel, et *T&A* omab pikajaliselt positiivset mõju koguteguritootlikkusele mitmetes OECD riikides. Khan et al. (2010) leidsid samuti OECD riigide paneelandmete analüüsi tulemusel, et *T&A* on perioodil 1982-2004 üks peamistest tootlikkust mõjutavatest teguritest. Eespool väljatoodud autorid on kinnitanud ja näidanud, et läbi *T&A* tegevuste loodud tehnoloogilised teadmised levivad majandusse ning neil on seeläbi otsene mõju koguteguritootlikkusele, mis genereerib üldisemat tootlikkuse kasvu.

Lisaks *T&A*-st tulenevatele teadmisele viitab endogeenne kasvuteooria sellele, et *inimkapital* kvalifitseeritud tööjõu näol on oluline tegur, mis mõjutab koguteguritootlikkust. Lisaks otsesele tootlikkuse mõjutusele, võib *inimkapital* avaldada tootlikkusele ka kaudset mõju. Seega on *inimkapitali* kvaliteet autorite poolt heaks kiidetud kui oluline koguteguritootlikkust mõjutav tegur. Tööjõu kvaliteedi indikaatorina kasutatakse tavaliselt tööjõu koolitatus taset. Kvalifitseeritud *inimkapital* omab vajalikke pädevusi, mitte ainult selleks, et tõhusalt kasutada olemasolevaid seadmeid vaid aidata kaasa ka uutele innovatsioonidele. Nii Romer (1990) kui ka Fleisher et al. (2011) on leidnud, et hariduse kvaliteedi tase on tugevalt seotud tootlikkuse tasemega. Sellegipoolest on empiirilised tõendid *inimkapitali* rolli osas ebaselged. Näiteks, kui eelpool väljatoodud autorid leidsid, et inimkapital mõjutab tootlikkuse kasvu positiivselt, siis Pritchett (2001) leidis, et haridusel on oluline, kuid negatiivne mõju koguteguritootlikkusele.

Seoses inimkapitaliga on hiljutised uuringud keskendunud lisaks haridusele ka tervise ja majanduskasvu seostele ning on leitud, et tervise ja majandusliku kasvu vahel esineb positiivne seos ning peamine mehhanism, läbi mille tervis majanduskasvu mõjutab on koguteguritootlikkus. Majanduslik teooria viitab sellele, et inimkapital terve töötaja näol panustab majanduskasvu. Varasemad uurimustööd on tervise koondnäitajana kasutanud *oodatavat eluiga*. *Oodatavat eluiga* kasutatakse kui töötajate tervise indikaatorit ning WHO (2002) väitel on oodatav eluiga üks majanduskasvu seletavatest muutujatest. Empiirilise kirjandusest on Alvi & Ahmed (2014) leidnud, et *oodataval elueal* on positiivne statistiliselt oluline mõju koguteguritootlikkusele. Empiirilise kirjandusest leidsid Bloom et al. (1998) ja Neumayer & Cole (2005), et halb tervis mõjutab negatiivselt koguteguritootlikkust, ning haigused vähendavad töötajate tootmisvõimsust. Seega võib eeldada, et tervise ja koguteguritootlikkuse vahel esineb positiivne seos.

Lisaks eelnevalt mainitud muutujatele peetakse oluliseks kasvu teguriks riigi avatust. Riigi avatuse üheks indikaatoriks peetakse välismaiseid otseinvesteeringuid (*FDI*), mis parendavad tehnoloogia ülekannet. Griffith et al. (2004) on leidnud, et *FDI* parendavad selliseid ülekandeid ning samuti koguteguritootlikkust. Vastuvõtva riigi suhtes on Griffith et al. (2004) tuvastanud kaks peamist mehhanismi tänu millele sissetulev *FDI* võib positiivselt mõjutada tootlikkust. Esiteks võib välisriikide ettevõtete sisenemine koduturule suurendada konkurentsi nii sisemiselt kui ka rahvusvaheliselt. Kui selline konkurents on stimuleeriv, võib see soodustada siseriiklikke innovatsioone. Teiseks eeldatakse, et *FDI-ga* kaasnev tehnoloogiasiire toob kasu vastuvõtvale majandusele eriti, kui teadmiste välismõjud mõjutavad positiivselt sektorite vahelisi suhteid (Keller, 2004). Samas on teised autorid leidnud *FDI* osas vastakaid tulemusi. Näiteks leidsid Aitken & Harrison (1999), et *FDI* omab pigem negatiivset mõju ning Hanson (2001) leidis, et mõju üldse puudub. Seega võib *FDI* mõju koguteguritootlikkusele lugeda ebamääraseks.

Lisaks *FDI-le* vaadeldakse ka teist riigi avatuse indikaatorit, milleks on kaubanduse avatus. Väidetakse, et avatus rahvusvahelisele kaubandusele avaldab tootlikkusele positiivset mõju (Coe & Helpman, 1995). Miller & Upadhyay (2000) leidsid, et kaubanduse avatus on koguteguritootlikkust mõjutav tegur. Kuigi kirjanduses esitatud tulemused seoses kaubanduse mõjuga on vastuolulised Greenaway et al. (2002), siis on ikkagi laialdaselt aksepteeritud fakt, et suurenenud avatus ning kaupade ja teenuste kaubavood kutsuvad kodumaiseid sektoreid uuendama, et säilitada oma konkurentsivõime nii kodus kui ka välismaal. Tavaline viis

kaubanduse avatuse mõõtmiseks on nominaalne impordi ja ekspordi summa nominaalse SKP suhtes.

Neo-klassikalise teooriast lähtuvalt on kapital kui tootmissisend otsene koguteguritootlikkuse mõjutaja. Seega on loogiline, et füüsilise kapitali akumulatsioon on üks teguritest, mis juhib koguteguritootlikkuse kasvu (Salinas-Jiménez et al., 2006).

Info- ja kommunikatsioonitehnoloogia (*IKT*) laialdane levik ja võidukäik on viimastel aastakümnetel majandusteadlaste tähelepanu pööranud *IKT*-st tulenevate tootlikkuse mõjude uurimisele. Seda muutust õigustavad esialgsed andmed, mis viitavad pikajalistele seostele *IKT* ja tootlikkuse vahel. Arvestades selle teema tähtsust antud magistritöös, arutletakse antud muutujat põhjalikumalt järgmises alapeatükis.

1.2. IKT ja IKT kapital

1.2.1. IKT

OECD (2009) defineerib *IKT*-d kui toodet, mis on mõeldud informatsiooni töötlemiseks ja edastamiseks elektroonilisel viisil. *IKT* koosneb peamiselt riistvara, tarkvara ja sidevahendite kombinatsioonist.

IKT investeringuteks on selliste seadmete ja arvutitarkvara omandamine, mida kasutatakse tootmises rohkem kui üks aasta. *IKT*-l on kolm peamist komponenti: 1) infotehnoloogia seadmed (arvuti ja nendega seotud riistvara), 2) sidevahendid, 3) tarkvara. Tarkvara hõlmab endas tavaliselt riikli tarkvara, kohandatud tarkvara ja ettevõttes väljatöötatud tarkvara. Investeringud *IKT* toodetesse on digitaalse innovatsiooni oluliseks tingimuseks ja kasvu veduriks. (Spiezia, 2011) *IKT* investeringutest tulenev kapitali süvenemist nimetatakse tootlikkuse ja seega ka majanduskasvu oluliseks tõukejõuks (Ahmad et al., 2004) (Jorgenson, 2003).

Info- ja kommunikatsioonitehnoloogia esilekerkimine ja kasvav levik on toonud kaasa *IKT* potentsiaali järkjärgulise realiseerumise. Seeläbi ei ole paranenud ainult ettevõtte äriprotsesside tõhusus vaid *IKT* on hõlbustanud ja juhtinud uusi innovatsioone nii protsessides, toodetes kui ka teenustes. See on omakorda kaasa tootnud ulatusliku teoreetilise uurimistöõde laine, mis on uurinud *IKT* potentsiaali, selle allikaid, vorme ja võimalikke mõjusid.

Empiirilistes töödes kasutatakse IKT ja koguteguritootlikkuse vahelise seose hindamiseks erinevaid kasvumudeleid. Kasvumudelid kasutavad erinevaid mehhanisme läbi mille IKT kapital võiks olla seotud majanduskasvu ja tootlikkusega. Pärast kolme aastakümnet teadusuuringuid on leitud kaks peamist mehhanismi tänu millele IKT mõjutab tootlikkust: 1) kapitali süvenemine, 2) kõrvalmõjud. Need mehhanismid võib sõltuvalt sellest, kas mõju tootlikkuse kasvule on otsene või kaudne, jagada kahte kategooriasse. Kapitali süvenemine langeb esimesse kategooriasse samas, kui kõrvalmõjud tõstavad tootlikkust kaudsel viisil.

1.2.2. IKT kapitali otsene mõju tootlikkusele

Standardses neo-klassikalises kasvuteoorias viib IKT kasutamine majanduses kapitali süvenemisenä, mis edendab tööjõu tootlikkust, aga mitte koguteguritootlikkust sektorites, mis ainult kasutavad, kuid ei tooda IKT-d. Koguteguritootlikkuse kasv IKT kaupade tootmisel tuleb välja majanduse agregeeritud koguteguritootlikkuse kasvus. Seega neo-klassikalise kasvuteooria vaatenurgast ei ole mõtet oodata koguteguritootlikkuse kasvu kiirenemist väljaspool IKT tootmist (Stiroh, 2002a). Järgnevalt on kirjeldatud tavalist neo-klassikalist tootismudelit ning seda, kuidas on seda kasutatud, et kvantifitseerida IKT mõju traditsioonilises neoklassikalises raamistikus.

Standartne neoklassikaline mudel on teadatud ning leidnud palju kasutust IKT ja tootlikkuse vahelise seose hindamisel. Riigi tasemel analüüsiks alustatakse koguväljundi tootmisfunktsiooniga, mis seob väljundi peamiste sisenditega kapitali tööjõu ja koguteguritootlikkusega (Basu et al., 2000):

$$Y_i = Z_i f_i(K_{i,IKT}, K_{i,o}, H_i) \quad (2)$$

Kus:

Y - Reaalne kogutoodang

K_{IKT} - IKT-ga seotud kapital

K_o - Muud kapitali vormid

H - Töötatud tunnid

Z - Hicks-neutraalne koguteguritootlikkuse indeks

Võttes võrrandi (2) kõikidest muutujatest logaritmi ja diferentseerides ajaga saadakse järgmine võrrand:

$$d\ln Y = \varepsilon_{IKT} d\ln K_{IKT} + \varepsilon_o d\ln K_o + \varepsilon_H d\ln H + d\ln Z^T \quad (3)$$

Kus:

ε - Iga sisendi väljundi elastsus

¹ Mastaabisäästu puudumist pole rakendatud võrrandi (3) puhul

$d\ln Z^T$ - Tegelik koguteguritootlikkuse kasv

Solow (1957) näitas, kuidas neoklassikaline eeldus täiusliku konkurentsiga sisenditurgudest (iga sisendi eest makstakse piirtoodangut) ja sisendite ammendumisest (kogu käive makstakse sisenditeks) viib tasakaaluni, kus sisendi teguriosa (α) võrdub väljundi elastsusega (ε). Näiteks IKT kapitali puhul:

$$\varepsilon_{IKT} = \frac{\partial Y}{\partial K_{IKT}} * \frac{K_{IKT}}{Y} = \frac{P_{K,IKT} K_{IKT}}{Y} = \alpha_{IKT}^2 \quad (4)$$

Kus:

$P_{K,IKT}$ - IKT kapitali rendihind

α - Sisendite teguri osakaal

ε - Väljundi elastsus

IKT puhul, eriti arvuti riisvara puhul, toob kiire tehnoloogiline progress IKT tootmises kaasa rahalise välismõju, kiirelt langevate IKT hindade näol. See pakub ettevõtetele tugeva stiimuli, et investeerida rohkem IKT-sse. Lisaks selle omavad IKT rendihinnad kiiret amortisatsiooni ja kapitali kahjusid, mis omakorda suurendavad IKT rendikulusid võrreldes muude varadega ja tõstavad IKT sisendi osakaalu. Seega peab IKT kapitalil olema suured piirtoodangud, et katta kõrged rendihinnad (Jorgenson & Stiroh, 1999).

Peamine tähelepanek võrrandi (4) puhul on, et sisendi elastsus ei ole otseselt jälgitav, kuid neoklassikalised eeldused võimaldavad kasutada sisendteguri osakaale kui indikaatoreid (Solow, 1957). Kuigi tegurite osakaalude hindamine ei ole alati kerge, eriti kapitali puhul, saab koguteguritootlikkuse kasvu hinnata võrrandi (3) umbkaudsel hindamisel:

$$d\ln Y = \alpha_{IKT} d\ln K_{IKT} + \alpha_0 d\ln K_0 + \alpha_H d\ln H + d\ln Z^M \quad (5)$$

Kus:

α - mõõdetud teguriosade osakaal

Neoklassikaline eeldus vihjab, et $\alpha_{IKT} + \alpha_0 + \alpha_H = 1$ ja $d\ln Z^M$ on mõõdetud koguteguritootlikkuse kasv, mis on kalkuleeritud neoklassikalise eelduse alusel kui jääkliige. Sama eelduste alusel võib võrrandi (5) ümber kirjutada töötatud tundide kohta:

$$d\ln ALP = d\ln y = \alpha_{IKT} d\ln k_{IKT} + \alpha_0 d\ln k_0 + d\ln Z^{M3} \quad (6)$$

² Väljundi hinnad on normaliseeritud üheks

³ Väiketähed tähistavad muutujaid töötatud tundide kohta

Võrrandit (5) ja (6) võib implementeerida kui majanduskasvu arvestuse võrrandit (kus $dlnZ^M$ on arvutatud kui jääkliige, et rahuldada samaväärsust) või hinnanguline võrrand (kus $dlnZ^M$ on hinnatud ökonomeetriselt), mis näitab IKT kapitali ja väljundi või tööjõu tootlikkuse (ALP) kasvu otsest seost. Riigid, kes intensiivselt investeerivad IKT kapitali märkavad, et IKT kapital kasvab kiiremini kui töötunnid ($dlnk_{IKT} > 0$). See viib otsese seoseni, kus ALP kasv on võrdeline info- ja sidetehnoloogia mõõdetud sisend osakaaludega.

Sellest raamistikust lähtuvalt, ei oma IKT kapitali süvenemine otsest mõju koguteguritootlikkusele. Koguteguritootlikkus ise juba definitsiooni järgi on väljundi kasv, mis ei ole seletatud sisendite kasvu poolt, seega kogu IKT investeeringutega seotud väljundi panus on tingitud IKT kapitali süvenemisest mitte koguteguritootlikkusest (Jorgenson & Stiroh, 1999).

Sarnast neo-klassikalist lähenemist on kasutatud (Jorgenson & Stiroh, 1999) ja (Oliner & Sichel, 2000), kus IKT kapitali käsitletakse kui kõiki teisi kapitali tüüpe. Eeldatakse, et ettevõtted, kes omavad IKT varasid on võimelised lõikama enamus või kogu kasu, mis tuleneb uute tehnoloogiate kasutamisest. Ainult sel juhul on võimalik jälgida IKT kapitalist laekuvat tulu ja teha järeldusi selle üldise kasvu kohta. Kui esineb muid mõõtmata tulusid, siis on panus alahinatud. Seega, kui odavama IKT kapitali saadavus on tõstnud koguteguritootlikkust valdkondades, mis kasutavad, kuid ei tooda IKT-d, siis on see toimunud läbi kanalite, mida neo-klassikaline majandusteooria ei suuda seletada või mõista.

1.2.3. IKT kapitali kaudne mõju tootlikkusele

Antud alapeatükk vaatab IKT kapitali ja koguteguritootlikkuse kasvu vahelist seost maailmas, kus neo-klassikalised eelused ei kehti. Kui neo-klassikalised eeldused ei kehti, siis võrrandid (5) ja (6) võivad olla halvaks hindajaks tegeliku tootlikkuse seose hindamisel (Jorgenson & Stiroh, 1999). Selline eelduste puudumine võib peegeldada tootmise kõrvalmõjusid, välja jäetud muutujaid, tehnoloogilist arengut, mõõtmisvigu või vastupidist kausaalsust, mis kõik võivad viia IKT kapitali ja koguteguritootlikkuse kasvu vahelise positiivse seoseni.

Kui kaaluda, mis juhtub, kui IKT elastsus ületab IKT mõõdetud sisend osakaalu, $\varepsilon_{IKT} > \alpha_{IKT}$, siis sellisel juhul on mõõdetud koguteguritootlikkuse kasv (5) nihkega hinnang tegelikust koguteguritootlikkuse kasvust (3). Juhul, kui see on ainuke viga, siis see viitab otsesele seosele IKT kapitali ja KTT vahel. Näiteks kui $\varepsilon_{IKT} = \alpha_{IKT} + w$, kus w on vahe mõõtmatu elastsuse ja mõõdetud teguri osakaalu vahel, siis:

$$d\ln Z^M = d\ln Z^T + w d\ln K_{IKT} \quad (7)$$

Kus:

w – Vahe mõõtmatu elastuse ja mõõdetud tegur osakaalu vahel

Võrrand (7) näitab, et kui elastsus ületab IKT teguri osakaalu, siis tavapäraselt mõõdetud KTT kasv on positiivselt korreleerunud IKT kapitaliga. Seega neo-klassikalse raamistiku võimetus pakub potentsiaalse seose IKT kapitali süvenemise ja mõõdetud KTT kasvu vahele. Järgnevalt kaalutakse erinevaid põhjuseid, miks selline seos võib esineda.

1.2.4. IKT kapitali kõrvalmõjud

Neo-klassikaline kasvuteooria võtab tavaliselt tehnoloogiat eksogeenselt, kuid see on selgelt modelleerimise otsetee, mis sobib teatud olukordades, kuid mitte kõikjale. Seega erinevalt traditsioonilisest neo-klassikalisest kasvuteooriast on Romer (1990) uurinud tehnoloogilist progressi kui endogeenset osa. Endogeenne kasvuteooria ütleb, vastupidiselt neo-klassikalisele teooriale, et innovatsioon ja sellest tulenev tootmisprotsessi tehnoloogiline areng tuleneb eesmärgilisest investeringutest teadmistesse ja inimkapitali.

Lisaks otsestele mõjudele, mis IKT investeringud tagavad, on paljud teadusuuringud leidnud tõendeid selle kohta, et positiivsed mõjud ulatuvad kaugemale otsesest suhtest. Kooskõlas kasvava kirjandusega leidsid Basu & Fernald (2007), et koguteguritootlikkuse kasv on tegelikult laiapõhjaline ning ei piirdu vaid IKT tootva sektoriga. IKT kapitali eripära võrreldes teiste kapitalivormidega peegeldab, et erinevalt teistest kapitalidest, millel on vähenev piirtoodang, võivad IKT investeringud omada positiivseid välismõjusid, mistõttu näitavad nad agregeeritult kasvavat piirtoodangut. See stimuleerib suurenevat sotsiaalset tulu, mis omakorda toob endaga kaasa positiivsed kasvumäärad nagu näeb ette endogeenne kasvuteooria (Romer, 1990). Kuigi Romer rõhutas teadmiste välismõjule ja kapitali varude rollile, on sellegipoolest võimalik kohandada tema mudelit nii, et need arvestaksid IKT investeringutest tuleneva välismõjudega. Osa endogeense kasvuteooria arutelust põhineb väitel, et IKT tekitab kasu, mis ületab investorite ja omanike tulu. Õigesti rakendatud IKT kapital on võimeline soodustama teadmiste loomet ning tõstab töötajate tootlikkust ja seega panustab positiivselt teadmistekapitali genereerimisse. Sellisel kujul on nad sarnased arengutele teadmistes, millest võivad kasu saada kõik turuosalised (Cohen et al., 2004). Sellised mõjud tähendavad seost koguteguritootlikkuse ja IKT kapitali vahel (Dedrick et al., 2003).

IKT võib tekitada tootlikkuse kasvu ka teistes riikides läbi kõrvalmõjude kuigi nende olemasolu ja tähtsus on majandusalases kirjanduses tekitanud mõningaid vastuolusid. OECD (2004) andmetel võib eristada kahte erinevat tüüpi IKT kõrvalmõju. Esiteks väidab teoreetiline kirjandus (Bresnahan ja Trajtenberg, 1995; Brynjolfsson ja Hitt, 2000; Brynjolfsson ja Saunders, 2010), et IKT kapital erineb oluliselt teistest 'traditsioonilistest' kapitalidest, mida ettevõtted kasutavad selle poolest, et ta on „*general purpose technology*“ e. üldotstarbeline tehnoloogia. Üldotstarbelise tehnoloogia kolm põhitunnust on: 1) tavalisus, 2) tehnoloogiline dünaamilisus (omab potentsiaali tehnilisteks täiendusteks), 3) innovatsiooniga kaasnevad täiendused koos teiste progressi vormidega. Kuna IKT on üldotstarbeline tehnoloogia, siis on see seotud märkismiväärsete kõrvalmõjudega. Esiteks võib IKT kui üldotstarbeline tehnoloogia vahendada tootmise reorganiseerimist, millega kaasneb ajutine tootlikkuse kasvu kiirenemine nii ettevõtte, tööstuse kui ka riigi tasemel (Wiel & Leeuwen, 2003). IKT võib samuti suurendada teadmiste loomise tõhusust ja võimaldada ettevõtetel luua uusi või paremaid tooteid või teenuseid, suurendades seeläbi tootlikkuse pikaajalist kasvu (OECD 2002, Cohen et al. 2004). Nagu aurumootoreid ja elektrit minevikus, peetakse IKT-d kõige uuemaks platvormitehnoloogiaks Miozzo & Walsh (2006) ning vaieldakse OECD (2009), et IKT tööstus on platvormina tähtsam kui ta on tööstusena, sest informatsiooni töötlemine, analüüsimine ja transportimine on vajalik kõikide majandustegevuste jaoks, eriti innovatsiooni jaoks.

Võrgu kõrvaltoimeid peetakse IKT kõrvalmõjude teiseks allikaks, kuna arvutite ja interneti kasutamisest tulenevad kasud tavaliselt suurenevad kui võrgus olevate kasutajate arv suureneb (Schreyer, 2000). Seega IKT võib olla efektiivsem, kui paljud ettevõtted kasutavad kõrgetasemelist IKT-d (Van Reenen et al., 2010). Näiteks on iga võrku tehtud investeering kasulik mitte ainult investorile, vaid ka kõigile teistele võrgu kasutajatele ning lisaks parandab see üldist tootlikkust. Paljud IT-tooted ja IT-teenused on võrgukaubad, mis omavad võrgumõjusid ja loovad seega mitte ainult otsest väärtust oma ostjatele, vaid ka võrguefekti teistele võrgutooteid omavatele sidusrühmadele.⁴ Võrguefekti mõju paljudele IT-kaupadele ja teenustele on kinnitanud ka Gandall (1994) ja Brynjolfsson & Kemerer (1996), kes leidsid, et tarkvara väärtus selle kasutajatele suureneb teiste kasutajate poolt tekitatud võrguefekti läbi. Samuti ei tulene IKT turuga liitunud osapoole kasu mitte ainult IKT seadmete ostust, vaid ka teiste osalusest (Bakos, 1991). Üheks silmapaistvamaks IT-süsteemiks, mis tekitab märkimisväärseid võrguefekte on internet. Kokkuvõttes põhinevad IKT-l põhinevad välismõjud ideel, et IKT kasutamisest tulenev sotsiaalne

⁴ Tooted, mis omavad võrguefekti kutsutakse võrukaupadeks

kasu ületab investorite isikliku tulu De Long & Summers (1991) ning seeläbi toob teisele huvirühmadele kaasa võrguefektist tuleneva kasu ning koguteguritootlikkuse kasvu riigi tasemel.

Eespool olev arutelu viitab sellele, et riigid, kus investeeritakse rohkem IKT-sse omavad kõrgemaid koguteguritootlikkuse kasvumäärasid, kuna informatsiooni haldamine ja andmete vahetamine on lihtsustatud ning parimate praktikate levik toimub kiiremini. Sama on leidnud ka (Venturini et al., 2013). Selle põhjal on võimalik ka formuleerida üks töö hüpoteesidest: Kõrgema IKT kapitaliga riigid omavad kõrgemat koguteguritootlikkust.

Seega sellised mittemateriaalsed välismõjud, mis ilmnevad toodangu kõrvalmõjude ja võrgumõjude efekti kujul võivad viia selleni, et IKT elastus ületab IKT sisendi teguri osakaalu ning seega tekib korrelatsiooni IKT ja KTT vahel (Stiroh, 2002a). Näiteks ettevõtted, kes kasutavad arvuteid intensiivsemalt, võivad reorganiseerida tootmise ning seeläbi luua immateriaalse kapitali organisatsiooni teadmiste näol (Acharya, 2016). Sellegi poolest tuleb tähelepanu pöörata sellele, et selliste mitterahaliste välismõjude akumulatsioon on pikk protsess, seega IKT kasutamisest tulenev täielik kasu ilmneb IKT-d kasutavates sektorites pikajalise viitega. Antud fakti kinnitavad ka ettevõtte tasandil tehtud uuringud, mis näitavad, et IKT investeeringud vajavad märkimisväärseid ja kulukaid lisainvesteeringuid täiendava kapitali näol, mis on pikkade ja muutuva viiteajaga. Seega võib tekkida olukord, kus investeeringud IKT-sse võivad olla seotud madalama koguteguritootlikkusega, kuna ressursid suunatakse reorganiseerimisse ja töötajate väljaõpetamisse. Seega, kui uuendus on universaalne ja laialt rakendatav nagu üldotstarbeline tehnoloogia Helpman & Trajtenberg (1994), siis tootlikkuse kasv võib lühiajaliselt väheneda, kuna IKT kasutusele võtmiseks kulutatud ressursid ei ole kohe kasumlikud. Seetõttu saab täielikku tulu IKT investeeringutest kätte pikemas perspektiivis (Ceccobelli et al., 2012). See tähendab, et arvutid aitavad lühikeses perspektiivis kaasa väljundi kasvule, kuid mitte tootlikkuse kasvule. Brynjolfsson ja Hitt (2003) kasutasid USA ettevõtete andmeid ajavahemikul 1987-1994, et uurida arvutite võimalikku viiteajaga mõju toodangule ja tootlikkusele. Nende tulemustest järeldus, et IKT mõju KTT kasvule suureneb, kui arvestatakse pikemaid viiteaegasid, kusjuures 7-aastased erinevused näitavad viis korda suuremaid mõjusid kui 1-aastaste erinevuste puhul. Selle põhjal saab formuleerida teise töö hüpoteesi: IKT ja koguteguritootlikkus on omavahel pikajalises positiivses seoses.

1.3. Eelnevad empiirilised uuringud

Varasemad uuringud IKT mõjudest koguteguritootlikkusele on andnud suuresti erinevaid tulemusi. 1980-ndate aastate andmeid kasutanud makrotaseme uuringud jõudsid järeldusele, et tootlikkuse ja makrotaseme IKT kapitali vahel esineb negatiivne seos. Oliner & Sichel (2000) tehtud ökonomeetrilised hinnangud 1980-ndatel ja 1990-ndate alguses viitavad sellele, et IKT moodustab olematu osa tootlikkusest. Jorgenson & Stiroh (1999) poolt läbiviidud uuring leidis, et aastatel 1973-1995 panustas IKT tootlikkuse kasvu mõõdukalt. Mõned teadlased kutsusid seda tootlikkuse paradoksiks. Robert Solow oli see, kes kirjeldas tootlikkuse paradoksi tänaseks teadatuntud lausega: „Arvutid on näha igalpoolt välja arva tootlikkuse statistikas“. See lause võtab hästi kokku valdkonna olukorra 1990ndatel. Tagasi vaadates tulenes korrelatsiooni puudumine IKT investeeringute ja tootlikkuse kasvu vahel peamiselt valesti mõõdetud IKT kapitali hindadest ja kvaliteedist.

Oluliselt paranenud IKT kapitali mõõtmine (OECD 2002a & 2009) on avanud tee uutele uuringutele, mis keskenduvad IKT-st tulenevale kasvule. OECD tehtud töö rahvusvaheliste IKT hindade ühtlustamisel on võimaldanud kontrollida riikide vahelisi meetodika erinevusi. Morsink & Haacker (2002) poolt läbi viidud uuringus, kus paneelandmete meetodit kasutades uuriti 20 Euroopa Liidu riiki kahel perioodil: 1985-1995 ja 1996-2000 leiti, et IKT omab koguteguritootlikkusele ja majanduskasvule positiivset mõju. Lee et al. (2005) uurisid 20 arenenud ja arenevas riigis perioodil 1980-2000 IKT ja KTT vahelist põhjuslikku seost. Oma uuringu tulemusena leidsid nad, et riigid, kus on järjepidevalt tehtud pikaajalisi investeeringuid IKT-sse, infrastruktuuri, täiendavalt investeeritud side- ja inimressurssidesse on paremas positsioonis, et omandada IKT kapitalist tulenevat kasu.

Eksisteerib suurel hulgal kirjandust, mis uurib IKT kaudseid mõjusid. Näiteks leidis Chou et al. (2014), et investeeringud arvutitesse ei mõjutanud USA tootlikkuse kasvu kuni 1990-ndateni. Inklaar et al. (2005) leidis väga vähe tõendeid selle kohta, et IKT kapital oleks USA-s ja EL-s mõjutanud turuteenuste sektori koguteguritootlikkuse kasvu, vaatamata sellele, et mõlemad on väga suured IKT tarbijad. O'Mahony & Vecchi (2005) uuring on väheste seas, kes on leidnud, et IKT kapitalist tuleneb tavalisest kõrgem tootlus, kuid see kehtib ainult USA mitte Suurbritannia puhul. Basu & Fernald (2007) leidsid, et pika hilinemisega on IKT kapitali kasv positiivselt seotud Ameerika tööstuse koguteguritootlikkuse kasvuga, kuid sama aasta IKT kapital on negatiivselt seotud koguteguritootlikkuse kasvuga. Gehring et al. (2016) leidsid, et IKT intensiivsem

kasutamine viib koguteguritootlikkuse paranemiseni Euroopa Liidu töötlevas tööstuses. Acharya (2016), kes kasutas oma analüüsis andmeid 16 OECD riigi ja 24 tööstuse kohta perioodil 1973-2004 ei leidnud, et IKT kapital omaks mingisuguseid mõjusid. Selleks, et näidada, kuidas IKT kapital parandab kogu majanduse tootlikkust tuleks vaadata järgmist uuringut. OECD andmete põhjal väitsid Chou et al. (2014), et IKT aitas kaasa võrgumajanduse tekkele ja tootlikkuse suurenemisele välismõjude kaudu. Venturini (2015) leidis OECD riikides tehtavaid IKT ja T&A investeeringuid uurides, et IKT kaupade kodumaine tootmine on oluline teadmiste leviku allikas ning teadmiste levik omakorda mõjutab koguteguritootlikkust.

Paremast ideede ringlusest ja informatsiooni haldamisest tulenevad kaudsed IKT mõjud avalduvad tavaliselt võrgu välismõjude või teadmiste ülekande vormis (Waverman et al., 2005). Väga selgete tõendite puudumine IKT kõrvalmõjude kohta võib peegeldada sellise kapitali üldotstarbelise tehnoloogia loomust (Bresnahan & Trajtenberg, 1995). IKT kasutuselevõtmine eeldab ettevõtte tasandil katsetamise perioodi, mille jooksul organisatsiooni struktuuri ja inimkapitali tuleb uuendada. Lisaks võib vana kapitali asendamisega kaasneda kõrged korrigeerimiskulud. Esmaste kasutajate poolt lõpule viidud kohandamistest tulenev tulu lisandub ka jälgendajatele ning agregeeritud tasemel ilmneb kasu ainult pikemas perspektiivis. See võib seletada, miks koguteguritootlikkuse kasv ei ole seotud või on isegi negatiivselt seotud IKT investeeringute praeguse väärtustega ning positiivselt hilinevad väärustega (Stiroh, 2002b). IKT kasutusele võtmisest tulenev tootlikkuse paranemine võib materjaliserurda 5-15 aastaga, olenevalt investeeringutest täiendavatesse sisenditesse (Basu et al., 2003 ja Venturini et al., 2013).

Hilinevad mõjusid on kinnitanud ka teised uuringud. Edquist ja Henrekson leidsid Rootsi tööstusharusid uurides, et info- ja kommunikatsioonitehnoloogia ei avalda koguteguritootlikkusele märkimisväärset mõju. Nad leidsid, et keskmine IKT kapitali kasv aastatel 1993-2003 on positiivselt seotud keskmise koguteguritootlikkusega kasvuga aastatel 2004-2013. Lisaks leidsid nad edasise jaotuse käigus, et hilinevad positiivne efekt koguteguritootlikkusele tuleneb pigem riistvara investeeringutest kui tarkvara investeeringutest. See viitab sellele, et riistvara investeeringud vajavad täiendavaid investeeringuid selleks, et saavutada täielik tootlikkuse mõju tootmise ümberkorraldamisest.

Seega empiirilise kirjanduse põhjal võib eeldada, et IKT otsesed ja kaudsed mõjud makro agregeerituse tasemel suure tõenäosusega realiseeruvad pikaajaliselt, kuna vajavad täiendavaid investeeringuid. Näib, et info- ja kommunikatsioonitehnoloogia agregeeritud mõju õigesti

hindamiseks sobib kõige paremini riikidevaheline analüüs, mis eeldab nii lühiajalist kui pikaajalist seost. Selleks, et jõuda antud magistritöö eesmärkideni kasutatakse fikseeritud ja juhusliku efektiga mudeleid ning paneel kointegratsiooni hindamismudelit DOLS, mis on dünaamiline versioon OLS-st (Stock & Watson, 1993).

2. ANDMED JA METOODIKA

Antud peatükk on jaotatud kolmeks alapeatükiks. Esimeses alapeatükis on antud empiirilises analüüsis kasutavate andmete detailne ülevaade. Teises alapeatükis antakse ülevaade kasutavate muutujate kirjeldavast statistikast. Viimase alapeatükis arutletakse võimalike meetodite ja mudelite üle ning antakse ülevaade kasutatavast meetodist ning kirjeldatakse selle eeliseid ja mudelipüstitust.

2.1. Andmed

Eelnevatest kaalutlustest lähtudes ja arvestades seda, et koguteguritootlikkus on nii majanduse efektiivsuse oluliseim näitaja kui ka oma olemuselt väga keeruline näitaja, mille määravad vähem jälgitavad muutujad, analüüsitakse antud peatükis muutujate andmeid, mida käsitleti ka teooria peatükis ning mida kasutatakse regressioonanalüüsis kirjeldavate muutujatena.

Käesolevas magistritöös uuritakse info- ja kommunikatsioonitehnoloogia kapitali ja teiste makromajanduslike näitajate mõju koguteguritootlikkusele Euroopa liikmesriikides. Enne andmete kirjeldavat statistikat antakse ülevaade kasutatavatest andmetest. Andmed on võetud erinevatest usaldusväärsetest andmebaasidest: AMECO, EUKLEMS, World Bank Database ja HDR (*Human Development Reports*). Baasides olevatest andmetest lähtudes keskendutakse 17-le Euroopa Liidu riigile ajavahemikus 1995 – 2014. Antud valimisse jäid riigid: Austria, Tšehhi, Taani, Eesti, Soome, Prantusmaa, Saksamaa, Kreeka, Iirimaa, Itaalia, Läti, Luksemburg, Holland, Portugal, Sloveenia, Hispaania ja Rootsi. Nii riigid kui ka periood on valitud andmete kättesaadavuse põhjal.

Sõltuvaks muutujaks on koguteguritootlikkus (KTT). Varasemates empiirilises töödes Seo & Lee (2006) ja Gehringer et al. (2016) on sõltuva muutujana käsitletud *growth accounting* meetodil arvatud koguteguritootlikkuse aastast kasvu. Antud töö eesmärgiks ei ole arvutada koguteguritootlikkust, seega kasutatakse juba välja arvatud koguteguritootlikkust, mis on kättesaadav andmebaasist AMECO. Antud andmebaasis on muutuja väljendatud indeksi kujul ning võrdsustatud aastal 2010 100-ga.

Selgitavate muutujate andmete puhul on lähtunud hiljuti avaldatud empiirilistes töodes kasutatud teguritest Gehringer et al. (2016), Chou et al. (2014), Edquist & Henrekson (2017), kus uuriti, mis tegurid mõjutavad koguteguritootlikkust erinevates Euroopa liikmesriikides kui ka OECD riikide majandussektorites. Erinevalt eelnevalt mainitud tööst uuritakse antud magistritöös IKT ja KTT seost riigi, mitte sektori tasandil. Tabelis 1 on lisaks IKT-le välja toodud kõik mudelis kasutatavad selgitavad muutujad:

Tabel 1. Mudelis kasutatavad selgitavad muutujad

Selgitav muutuja	Muutuja kirjeldus	Muutuja sümbol	Oodatud mõju	Allikas
Info-ja kommunikatsiooni tehnoloogia kapital	Tegelik kapitali kogumahutus (2010 hindades)	IKT	+/-	<i>EUKLEMS</i>
Välismaised otseinvesteeringud (<i>Foregin direct investments</i>)	Välismaiste otseinvesteeringute netosissvool (% SKP-st)	FDI	+/-	<i>World Bank</i> andmebaas
Inimkapital	Keskmine koolis käidud (aastad)	HC	+/-	<i>Human Development Report</i> andmebaas
T&A	Tegelik kapitali kogumahutus (2010 hindades)	TA	+	<i>EUKLEMS</i>
Muu kapital	Tegelik kapitali kogumahutus (2010 hindades)	MUU	+	<i>EUKLEMS</i>
Kaubavahetus	Kaupade, teenuste ekspordi ja impordi summa, mis on mõõdetud SKP osana (% SKP-st)	TRADE	+	<i>World Bank</i> andmebaas
Tervis (HEALTH)	Oodatav eluiga sündides kokku (aastad)	HD	+	<i>World Bank</i> andmebaas

Allikas: Autori koostatud (*EUKLEMS*, *WORLD BANK*, *HDR*)

Peale IKT kapitali kasutatakse kontrollnäitajatena ka teisi makroökonomilisi muutujaid. „Muutuja kirjeldus“ veerus on kirjas, mis kujul on muutujad andmebaasist kättesaadavad. Veerus „Oodatud mõju“ on teoreetilise kirjanduse põhjal tähistatud iga muutuja '+' või '-'ga, tähistamaks selle muutuja oodatavat mõju koguteguritootlikkusele. Info- ja kommunikatsioonitehnoloogia mõju hindamine toimub läbi IKT kapitali kogumahutuvuse. IKT kapitali kasutamine mitte ainult ei suurenda sisendina toodangut, vaid suurendab ka koguteguritootlikkust läbi teadmiste loome, kasutamise ja levitamise majanduses (Schreyer, 2000). IKT kapital hõlmab endas kolme erinevat tüüpi kapitali: riistvara, tarkvara ja telekommunikatsiooni seadmed. Kontrollmuutujatena

kasutatakse teadmisi läbi teadus- ja arendustegevuse kapitali (T&A) kogumahutuvuse. Arvestades seda, et teadmiste ja uue tehnoloogia implementeerimiseks kulub teatud aeg, tuleks vaadata IKT ja T&A näitajaid viiteajaga. Sama on oma töödes leidnud ka (Basu & Fernald, 2007) ja (Edquist & Henrekson, 2017). Tehnoloogia edastamise puhuks kasutatakse välismaiste otseinvesteeringute netosissevoolu % SKP-st. Eeldades, et välismaalt tehtavad investeeringud aitavad tõhusalt kaasa uute tehnoloogiate kasutuselevõtule siseturul võib see seeläbi avaldada positiivset mõju kodumaise tööstuse tootlikkusele. Lisaks uuritakse ka kaubanduse avatuse mõju kuna Miller & Upadhyay (2000) on väitnud, et rahvusvaheline kaubandus avaldab tootlikkusele positiivset mõju. Seega vaadatakse kaubandust kui nominaalse impordi ja ekspordi mahtu nominaalsest SKP-st %des. Kõige kõrvalt uuritakse ka muu kapitali mõju, mille alla kuulub transpordi seadmed, tootmises kasutatavad seadmed ja tehnika, mittereluruumide investeeringud ja eluruumide investeeringud.

Endogeenne kasvuteooria mudelid tähtsustavad inimkapitali mõju tootlikkusele (Lucas 1998, Romer 1986). Seega käsitletakse lisaks teistele kapitalidele üht koguteguritootlikkust mõjutava tegurina ka inimkapitali. Magistritöös kasutatakse inimkapitalina näitajat, mis peaks kinni püüdma tööjõu tehnilise efektiivsuse, selleks arvestatakse keskmist koolis käidud aastaid. “Keskmiselt koolis käidud aastad“ muutuja ühe aasta võrra suurenemist seostatakse tehnilise ebatõhususe 10 protsendilise langusega (Cardarelli & Lusinyan, 2015). Lähtuvalt Alvi & Ahmed (2014) tööst kasutatakse muutujat „oodatav eluiga“ kui tervise näitajat, mille kasvades peaks kasvama ka koguteguritootlikkus.

2.1.1. Kirjeldav statistika

Analüüsis kasutavad muutujad ja nende kirjeldav statistika on esitatud alljärgnevas Tabelis 2. Tabelist 2 on näha, et keskmine KTT on (98.05), mis ei erine niivõrd mediaanist (99.62), mis tähendab, et KTT on Euroopa riikides üsna võrdsel tasemel. Üllataval kombel on kõige suurema IKT kapitaliga riik (2008. aastal) Tšehhi Vabariik ning kõige väiksema IKT kapitaliga riik (1995. aastal) Läti. Suuri riikideüleseid erinevusi võib täheldada muu kapitali ja teadus & arendustegevuse puhul.

Kuna SKP on ainult kodumaine loodud lisandväärtus, võib juhtuda, et väikesed riigid ekspordivad rohkem kui riigis toodetakse ja/või impordivad rohkem kui riigis tarbitakse, seega on kaubanduse määär SKP-st üle 100%. Seda on näha ka Tabelist 2, kus TRADE-i keskmine ja max väärtus on üle 100%. Keskmise kooliskäidud aastad ja oodatud eluea puhul võib järeldada, et riikide üleselt

antud muutujad suuresti ei varieeru. Madalad miinimum väärtused antud näitajate puhul võivad tuleneda valimisse sattunud Ida-Euroopa riikidest perioodi alguses.

Tabel 2. Seletavate muutujate kirjeldav statistika

Tunnus	Kirjeldus	Keskmine	Mediaan	Min	Max	Std. hälve
KTT	Koguteguritootlikkus	98.05	99.62	56.20	117.65	7.43
IKT	Info- ja kommunikatsiooni-tehnoloogia	23385.02	6366.36	54.80	145988.80	338800.36
KOOLI_AASTAD	Keskmine kooliskäidud aastad	10.72	11.10	6.40	14.00	1.62
MUU	Muu kapital	166162.10	39091.56	1108.90	965294.20	218060.70
HC	Oodatav eluiga	78.10	78.62	66.40	83.23	3.07
TA	Teadus&Arendus-tegevus	21252.92	6811.80	35.60	156947.00	31721.20
FDI	Välismaised otseinvesteeringud	6.82%	3.00%	-0.58%	252.30%	17.30%
TRADE	Kaubandus (eksport + import)	101.30%	84.63%	37.10%	382.30%	37.11%

Allikas: Autori koostatud (EUKLEMS, WORLD BANK, HDR)

Kuna kirjeldava statistika põhjal on raske teha paikapidavaid järeldusi muutujate vaheliste seoste kohta, tuuakse andmetest parema ülevaate saamiseks muutujate vahelised korrelatsiooni välja Tabelis 3 vaatamata sellele, et paneelandsmete puhul on korrelatsioonimaatriks raskesti tõlgendatav.

Tabel 3. Muutujate vahelised korrelatsioonid

	<i>KTT</i>	<i>IKT</i>	<i>Keskmine koolis käidud aastad</i>	<i>Muu kapital</i>	<i>Oodatud eluiga</i>	<i>TRADE</i>	<i>FDI</i>	<i>T&A</i>
KTT	1							
IKT	-0.047	1						
Keskmine koolis käidud aastad	0.2503 ***	0.2993 ***	1					
Muu kapital	-0.0943 *	0.9229 ***	0.2586 ***	1				
Oodatud eluiga	0.4193 ***	-0.0445	-0.0147	-0.0986 *	1			
TRADE	0.1408 ***	-0.1621 ***	0.3834 ***	-0.2029 ***	0.1264 **	1		
FDI	0.0362	-0.0886	0.1241 **	-0.1042 *	0.114 **	0.4717 ***	1	
T&A	-0.074	0.8498 ***	0.3421 ***	0.735 ***	-0.059	-0.2118 ***	-0.0941 *	1

Allikas: Autori koostatud, (AMECO, EU KLEMS, World Bank, HDR)

Märkused: *** - statistiliselt oluline olulisuse nivool 0,01; ** – statistiliselt oluline olulisuse nivool 0,05; * – statistiliselt oluline olulisuse nivool 0,1

Tabelist 3 on näha, et IKT kapitali ja koguteguritootlikkuse vahel esineb suhteliselt nõrk negatiivne statistiliselt mitteoluline korrelatsioon ($r = -0,0470$, $p = 0,3872$). Negatiivne korrelatsioon võib olla põhjendatud IKT üldotstarbelise tehnoloogia loomusest, mis tähendab, et uue tehnoloogia implementeerimine vajab täiendavaid investeeringuid, et täiendav tootlikkus täielikult realiseeruks. Tähelepanu tuleks pöörata IKT ja Muu kapitali ($r = 0,9299$, $p = 3,7018e-142$) ja T&A ($r = 0,8498$, $p = 5,1350e-96$) vahelisele tugevale positiivsele korrelatsioonile, mis võib tähendada multikollineaarsust, sest selgitavate muutujate omavaheline seos on tugevam kui selgitava muutuja seos sõltuva muutujaga.

Andmaks paremat ülevaadet sellest, kuidas erinevad regressioonanalüüsis kasutatavad muutujad on aastate jooksul riikides ja riikide üleselt muutunud tuuakse alljärgnevas Tabelis 4 välja seletavate muutujate keskmine kasv riikide lõikes perioodil 1995 – 2014.

Tabel 4. Seletavate muutujate kasvumäärad

Riik	KTT	IKT	T&A	HC	FDI	Muu kapital	Oodatav eluiga	TRADE
Austria	0.44%	4.25%	4.64%	1.68%	-0.02%	0.38%	0.32%	0.37%
Tsehhi	1.10%	3.67%	4.64%	1.64%	-0.02%	1.06%	0.40%	-1.23%
Taani	0.61%	7.37%	3.72%	1.39%	-0.02%	1.11%	0.70%	0.84%
Eesti	1.36%	10.53%	9.95%	0.97%	0.11%	8.18%	0.37%	-2.09%
Soome	0.96%	6.70%	2.41%	2.06%	-0.07%	2.27%	0.32%	2.01%
Prantsusmaa	0.49%	4.88%	1.72%	1.37%	0.29%	1.40%	0.32%	1.24%
Saksamaa	0.50%	5.75%	2.54%	1.97%	0.00%	0.37%	0.31%	8.66%
Kreeka	0.27%	5.48%	3.87%	1.31%	0.02%	-1.24%	0.39%	0.98%
Iirimaa	1.71%	9.29%	14.07%	0.93%	1.66%	4.44%	0.34%	-0.68%
Itaalia	-0.13%	2.26%	2.60%	1.31%	0.02%	-0.53%	0.23%	6.02%
Läti	3.97%	13.22%	4.26%	1.99%	-0.01%	9.26%	0.59%	4.65%
Luksemburg	0.19%	10.96%	5.31%	1.35%	0.59%	3.92%	0.38%	-1.60%
Holland	0.72%	8.03%	1.24%	0.75%	0.56%	0.35%	0.25%	-1.50%
Portugal	0.27%	5.30%	6.78%	1.75%	0.27%	-1.31%	0.32%	4.44%
Sloveenia	1.37%	6.34%	2.62%	0.33%	0.07%	1.88%	0.39%	-1.60%
Hispaania	0.04%	11.61%	4.54%	1.23%	0.06%	-1.31%	0.29%	2.15%
Rootsi	1.12%	5.09%	2.52%	0.65%	-0.38%	2.96%	0.49%	4.69%
Keskmine	0.88%	7.10%	4.56%	1.34%	0.19%	1.95%	0.38%	1.61%

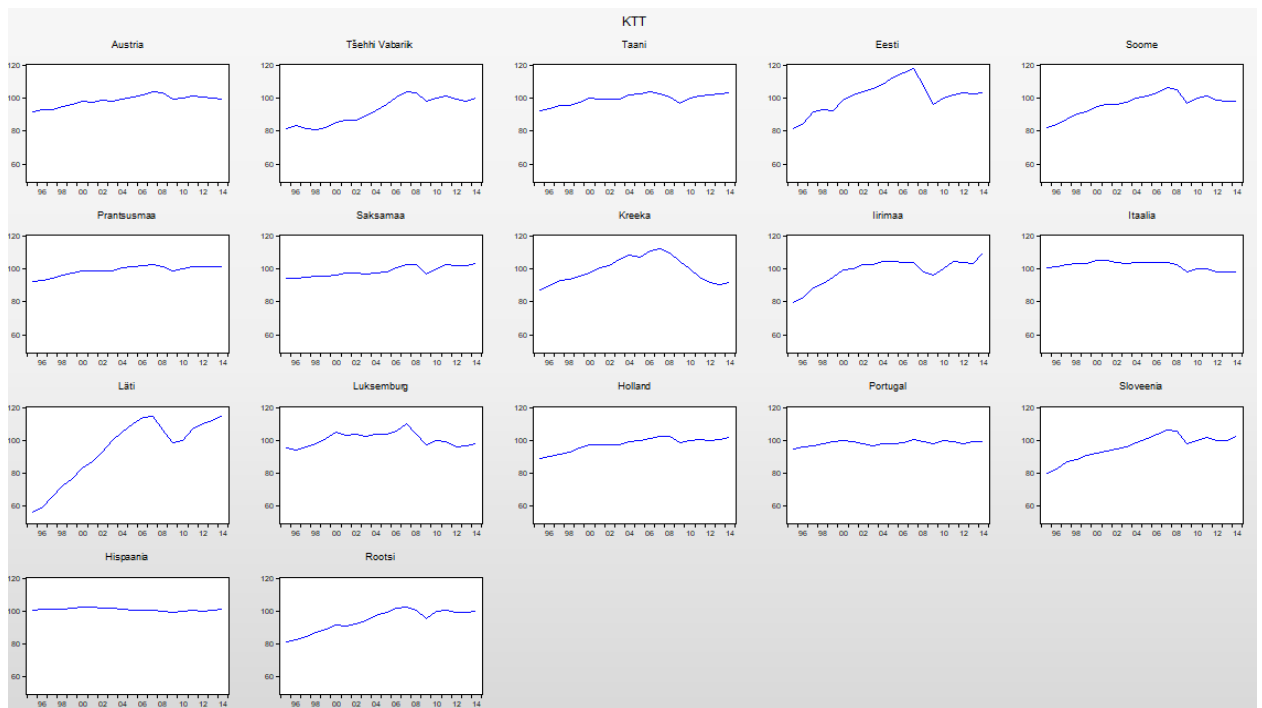
Allikas: Autori koostatud, (AMECO, EUKLEMS, World bank, HDR)

Märkused: Muutujate TRADE ja FDI puhul on muutusi väljendatud protsendipunktides

Tabelis 4 on välja toodud riikide makroökonomiliste näitajate keskmine kasv perioodil 1995-2014. Koguteguritootlikkus kasvas perioodil 1995-2014 riikide peale keskmiselt 0.88 % ning erines riikide üleselt üsna vähesel määral (std = 0.92%). Kõige tugevamat KTT kasvu antud perioodil näitas Läti keskmise 3,97% kasvuga. IKT kapitali näitaja kasvas riikide üleselt perioodil 1995 - 2014 keskmiselt 7.10 % aastas ning varieerus riigide üleselt üsna tugevalt (std = 3.07%). Tabelist 4 on näha, et IKT kasvas keskmiselt, võrreldes teiste kapitalidega kõige kiiremini. See tulenes peamiselt riistvara kapitali hinna langusest ja läbi selle suurest kapitali kuhjumisest (Byrne & Corrado, 2017).

Kui vaadata teadmispõhist kapitali, siis kasvas teadus- ja arendustegevuse kapital perioodil 1995-2004 riikide üleselt keskmiselt 4.56%. T&A kapital koos IKT kapitaliga näitasid riikide ja perioodide üleselt kõige tugevamat kasvu. Samuti ei esinenud ühtegi riiki, kus T&A kapitali kasv oleks olnud perioodi jooksul negatiivne. Kõige tugevamat keskmist kasvu, lausa 14%list näitas Iirimaa. Lisaks võiks välja tuua TRADE muutuja ehk ekspordi ja impordi mahu SKP-st %des ning FDI ehk välismaiste otseinvesteeringute netosissevool % SKP-st. Mõlemad muutujad on näidanud perioodil positiivset, kuid nõrka kasvu. Kokkuvõtlikult võib öelda, et kõik makrotaseme muutujad on vaatluse all oleval perioodil näidanud positiivsed kasvu, mõned suuremat, mõned marginaalsemat. Tabelis 4 väljatoodud andmete põhjal võib seega esialgu järeldada, et antud muutujad omavad positiivset kasvavat trendi.

Baseerudes AMECO-st saadud andmetele, näidatakse järgneval Joonisel 1 koguteguritootlikkuse arengut aastatel 1995-2014 17-nes Euroopa Liidu riigis.



Joonis 1. Riikide koguteguritootlikkuse areng

Allikas: Autori koostatud Eviewsis

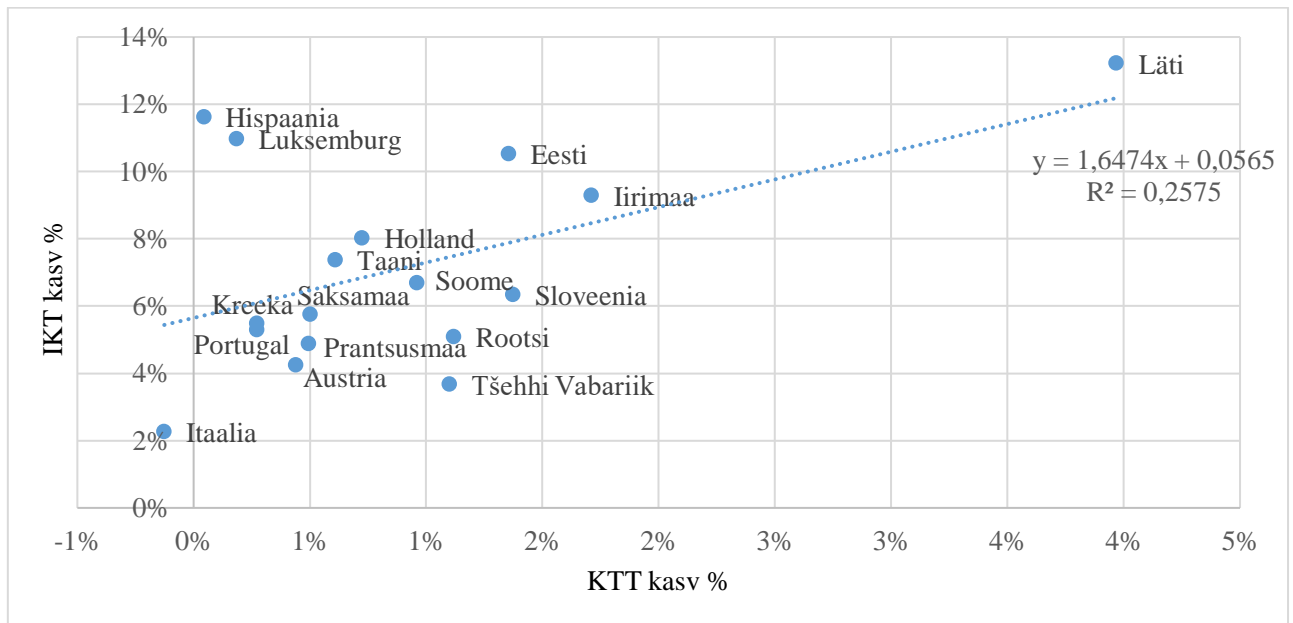
Jooniselt 1 võib näha, et koguteguritootlikkus omab pikaajaliselt kasvavat trendi, kuid on märgata ka lühiajalisi kõikumisi. Kõige väljapaistvam kukkumine koguteguritootlikuse tasemes on toimunud majanduskriisi ajal. Sellegi poolest on näha, et agregeeritud koguteguritootlikkus kasvas pea kõikides riikides. Suhtelist positsiooni arvestades on kõige rohkem oma koguteguritootlikkust kasvatanud Ida-Euroopa riigid nagu Läti, Leedu, Eesti ja Sloveenia. Riigid, kus koguteguritootlikkuse arengus esines kõikumisi sagedamini: Eesti, Läti ja Iirimaa. Samas riigid, kus koguteguritootlikkus kasvas väga sujuvalt olid järgmised: Hispaania, Portugal ja Prantsusmaa, Austria, Taani, Itaalia ja Holland. Antud perioodil näitas kõige kõrgemat keskmist kasvu Läti, kus koguteguritootlikkus kasvas keskmiselt 4%. See võib tuleneda ka konvergeerumisest, kus tehnoloogilisest ülempiirist kaugel olevad riigid vähendavad olemasoleva vahe kiiresti. Seda toetab ka fakt, et Läti kasvatas kõige tugevamalt oma IKT kapitali. Konvergeerumisele vihjab ka Eesti, Sloveenia KTT kasvu andmed, mis kinnitavad ootusi, et kui tootlikkuse tase on tunduvamalt madalamal kui tehnoloogiliselt arenenumates Euroopa Liidu riikides, siis need riigid kogevad ka kõige kiiremat kasvu. Vastupidi kõige kehvema koguteguritootlikkuse kasvuga on just Lääne-Euroopa riigid, kelle seas on ka Euroopa suuruselt teise võlaga Itaalia ning ka raskustes Hispaania. Checherita-Westphal & Rother (2010) on leidnud, et riiklik võlg, mis ulatub üle 100% SKP-st mõjub riigi koguteguritootlikkusele negatiivselt. Väike kasv võib olla tingitud ka riikide suhelisest

positsioonist kasvu algpunktis. Hispaania puhul tekitab küsimusi kõrge IKT kapitali kasvumäär, kus on näha tugevat keskmist kasvu, kuid KTT sellepoolest on näidanud pea olematut kasvu.

Tabelist 4 ja jooniselt 1 on näha, et 10 riiki 17-st on näidanud perioodi jooksul KTT keskmist kasvu, mis jääb alla 1% punkti. Lisaks sellele on Itaalia näidanud isegi perioodil keskmiselt negatiivset kasvu. Enamike riikide puhul on 2008. aastal toimunud majanduskriis söönud ära suurema osa KTT kasvust ning peatanud edasise kasvu. Levenko et al. (2018) leidsid, et pärast kriisi on KTT kasvu panus olnud tühine, mis on langenud kokku nõrga toodangu kasvuga. Võib väita, et finantskriis viis kõrgemate intressimääradeni, mis omakorda muutis laenamise kallimaks, mistõttu kapitali investeringud, sealhulgas IKT kulutused tuli kokku tõmmata ning mis omakorda võis ka KTT kasvu aeglustada (Millard & Nicolae, 2014). Jooniselt 1. on näha, et kõige enam langes koguteguritootlikkus finantskriisi tagajärjel järgmistes riikides: Eestis, Soomes ja Leedus. Vaadates finantskriisi eelseid ja järgseid KTT kasvumäärasid, siis on näha suuri erinevusi. Majanduskriisi eelsel ajal 1995 - 2007 kasvas koguteguritootlikkus riikide üleselt keskmiselt 1.7%, siis peale majanduskriisi pole suudetud tootlikkuse eelnevat kasvutempot taastada ning koguteguritootlikkus on hoopis riikide üleselt näidanud negatiivset kasvu -0,3%. 17-st riigist ainult 5 on suunud taastada ning ka ületada oma majanduskriisi eelse koguteguritootlikkuse taseme. Nendeks riikideks on Taani, Saksamaa, Iirimaa, Läti ja Hispaania. Nendest kõige edukamalt on suutnud tõusta Läti ja Iirimaa. Teiselt poolt on hoopis rohkem neid riike, kes ei ole suutnud oma kriisieelset koguteguritootlikkuse taset 2014. aastaks taastada. Kõige kehvemalt on läinud kolmel riigil: Eestil, Kreekal ja Luksemburgil. Itaalia on ainuke riik, kus koguteguritootlikkuse tase langenud alla 1995. aasta määra.

Koguteguritootlikkuse ja info-ja kommunikatsioonitehnoloogia vahelise seose kuvamiseks luuakse hajuvusdiagrammi, kus uuritakse IKT kapitali kasvu ja KTT kasvu vahelist seost. Joonisele 2 on sisestatud 17-e Euroopa riigi keskmised IKT kapitali ja KTT kasvumäärad perioodil 1995-2014. On näha, et punktide konsentratsioon on suurem madalama IKT kapitali kasvu puhul, mis tähendab, et paljud riigid ei prioritseeri IKT-sse investeringuid. Jooniselt 2 paistab silma ka üks kõrvalekalle Läti, kes on võrreldes teiste riikidega näidanud perioodil 1995-2014 väga tugevat KTT ja IKT kapitali keskmist kasvu. Eelduste kohaselt tuleks Läti paiknemist jooniselt võtta loogiliselt mitte statistilise anomaaliana, kuna ta on järjepidevalt oma IKT kapitali kasvatanud, mis kajastub ka tema KTT kasvus. Suure kasvu poolt räägib ka Läti KTT suhteline tase perioodi alguses. Läti vastu räägivad aga Eesti, kes on samuti IKT kapitali perioodil keskmiselt üle 10%

kasvatanud, kuid KTT kasv on 2x väikem. Eesti puhul tuleb arvestada, et KTT esialgne suhteline tase oli Läti omast 30% suurem.



Joonis 2. Riikide IKT ja KTT kasv
Allikas: Autori koostatud

2.2. Mudel ja hindamismetoodika

Hiljutine (Cardona et al., 2013) poolt antud ülevaade näitab, kui oluline on selles valdkonnas sobiva mudeli valimine, kuna paljud ebamäärased tulemused võivad olla seotud kasutatavate mudelite nõrkustega. Eelnevad analüüsid on näidanud, et peamised probleemid, mis varjavad IKT mõju tootlikusele, peituvad IKT üldotstarbelise tehnoloogia loomuses ja kanalites, mille kaudu IKT tootlikkuse kasvu mõjutab. Seega hinnatakse antud magistritöös kolme erinevat mudelit, mis toovad välja IKT lühiajalised kui ka pikaajalised mõjud.

2.3.1. Mudel

Kuna eelnevad alapeatükid ei andnud põhjapanevaid vastuseid selle kohta, kas IKT-l on positiivne mõju koguteguritootlikkusele, tuleb IKT ja KTT vahelise seose väljaselgitamiseks viia läbi ökonomeetriline hindamine. Seega selles osas uuritakse seost koguteguritootlikkuse ja IKT kapitali vahel, arvestades ka teiste tootlikkust mõjutavate teguritega. Antud töös kasutatav empiiriline raamistik põhineb majanduskasvu selgitavatel teguritel, spetsiifilisemalt koguteguritootlikkust seletavatel makroteguritel. Selleks, et hinnata IKT investeeringute (kapitali)

ja teiste kontrollmuutujate lühiajalist mõju koguteguritootlikkusele pakutakse välja järgneva võrrandi, mis kasutab aegridade andmeid:

$$Y_{i,t} = \alpha_{1,i} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{k,i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

Kus:

$Y_{i,t}$ - Sõltuv muutuja, mis koosneb N arvust riikide ning T arvust aegrea andmetest

$X_{k,i,t}$ - Selgitavate muutujate vektor

$\varepsilon_{i,t}$ - Juhuslik viga

Koguteguritootlikkuse tegurid ($X_{k,i,t}$) on laialt kategoriseeritud järgnevatesse makroökonomilistesse muutujatesse: IKT kapital ning kontrollmuutujad: välismaised otseinvesteeringud (*FDI*), inimkapital (*HC*), T&A kapital (*T&A*), muu kapital (*MUU*), kaubandus (*TRADE*) ja tervis (*HEALTH*).

Analüüsi tõlgendamise huvides võetakse selgitavatest muutujatest naturaallõgaritmi v.a. *TRADE*-st ja *FDI*-st kuna antud muutujad on mudelis juba kujul: „% SKP-st“. Kuna perioodi sisse jääb ka finantskriisi periood, siis on kaasatud mudelisse ka aja *fiktiivsed muutujad*. Need püüavad kinni koguteguritootlikkuse mõõtmel, mis on igal ajahetkel sama üle kõikide riikide. Aja *fiktiivsete muutujate* lisamine iga aasta kohta võimaldab mudelil omistada osa andmete variatsioonist jälgimata sündmustele, mis leidsid aset igal aastal või teistele aasta eripäradele peale konkreetsete sündmuste. Seega saab võrrandi põhjal panna paika esialgse regressioon mudeli, mida empiiriliseks analüüsiks kasutatakse:

$$\ln KTT_{i,t} = F_t + \beta_1 \ln IKT_{i,t} + \beta_2 FDI_{i,t} + \beta_3 \ln HC_{i,t} + \beta_4 \ln T\&A_{i,t} + \beta_5 \ln MUU_{i,t} + \beta_6 \ln TRADE_{i,t} + \beta_7 \ln HEALTH_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

Kus:

KTT – Mõõdetud koguteguritootlikkus

IKT – Info- ja kommunikatsioonitehnoloogia investeeringud

FDI – Välismaiste otseinvesteeringute netosissevool

HC – Inimkapital

T&A – Teadus- ja arendustegevuse kapital

Muu – Muu kapital

TRADE – Kaubanduse kogumaht

HEALTH – Tervise indikaator

ε – Vealiige

μ_i – Riigispetsiifiline efekt

F_t – Aasta *fiktiivne* muutuja

Antud magistritöös on tegemist paneelandmetega. Paneelandmete omaduseks on ristanndmete ja aegridade omavaheline kombinatsioon, mis annab andmete kohta rohkem varieeruvust, hinnangute suurema efektiivsuse ja rohem informatsiooni. Kõige lihtsamaks paneelandmete

hindamismudeliks on ühendatud vähimruutude meetod (*Pooled OLS*) (Brooks, 2019). Antud magristritöös ühendatud vähimruutude kasutamine ei oleks mõistlik, kuna POLS ei arvesta konkreetsele riigile iseloomulikke spetsiifilisi tunnuseid (näiteks tööjõuturu paindlikkus, institutsioonid, seadused), mis võivad olla hindamiseks tähtsad ning avaldada tähelepanuväärset mõju koguteguritootlikkusele. Need riikidele omased efektid võivad olla korreleeritud mudeli parameetritega ning seetõttu tuleb mudeli hindamiseks arvestada ka nende mudelisse mittekaastatud ning lühiajaliselt mittevarieeruvate riigispetsiifiliste efektidega. Selle saab saavutada fikseeritud efekte (FE) kasutades ehk lubades vealiikmel sisaldada riigispetsiifilise efekte. Chou et al. (2014) kasutades FE mudelit leidsid, et riigid, millel on kõrgem IKT kapital on kõrgem KTT. Juhul, kui riikidele omased efektid ei peaks olema mudeli parameetritega korrelatsioonis võib kasutada ka juhuslike efektidega (RE) mudelit. Juhuslike efektidega mudeli kasutamise õigust tuleb kontrollida Hausmani testiga. Tulenevalt fikseeritud ja juhusliku efektiga mudelite omapärast leitakse nende mudelitega IKT kapitali ja koguteguritootlikkuse vahel lühiajaline seos.

Kuid ka fikseeritud efektide (FE) ja juhuslike efektide (RE) abil paneelandsmete hindamine ei pruugi antud võrrandi puhul olla parim võimalik lahendus. Fikseeritud ja juhusliku efektidega mudeli hinnangud võivad olla nihkega, kui mudeli parameetrid on endogeenselt määratud. Endogeensus on üks vorm sõltumatu ja sõltuvate muutujate vahel esinevast tagasiside efektist või tagurpidi kausaalsusest. Näiteks võib kõrgem koguteguritootlikkus tõmmata ligi rohkem välismaiseid otseinvesteeringuid või võimaldada rohkem T&A tegevusi ning julgustada panustama inimkapitali. Lisaks eeldab nii fikseeritud kui juhusliku efektiga mudel muutujate statsionaarsust, mis tähendab, et antud mudeliga hinnatakse ainult lühiajalisi seoseid.

Antud töö eesmärgiks on hinnata IKT kapitali mõju koguteguritootlikkusele EL riikides. Varasem empiiriline kirjandus Basu et al. (2003), Venturini (2015) ja Edquist & Henrekson (2017), Basu & Fernald (2007) viitab sellele, et IKT on üldotstarbeline tehnoloogia ja sellest tulenev positiivne mõju koguteguritootlikkusele esineb viiteajaga, kuna vajab reorganiseerimist ja täiendavaid investeeringuid. Seega hindamaks IKT kapitali ja teiste makroökonomiliste muutujate pikaajalist mõju koguteguritootlikkusele, kasutatakse Stock & Watson (1993) poolt välja pakutud dünaamilist vähimruutude meetodit (DOLS). Antud meetod on parem kui tavapärane vähimruutude meetod (OLS) ja täielikult muudetud vähimruutude meetod (FMOLS), eriti väikeste valimite puhul. Antud mudel tegeleb väikesest valimist tuleneva nihkega ja simultaansusest tuleneva nihkega läbi viiteagade ja sammude lisamise (Kurozumi & Hayakawa, 2009). DOLS-i hinnangud on nihketa

ja asümptootiliselt efektiivsed, isegi endogeensuse probleemi olemasolul. Parameetrid korrigeerivad lisaks võimalikku autokorrelatsiooni ja jääkliikmete mittenormalsust (Stock & Watson, 1993). Antud hindamisraamistikus on standardvead heteroskedastiivsuse ja ristlõike korrelatsiooni suhtes korrigeeritud. Töös kasutatav DOLSI mudel:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \dot{x}_{i,t}\beta + \sum_{j=-p_1}^{p_1} b_{ij}dX_{i,t+j} + v_{i,t} \quad (10)$$

Kus:

- $y_{i,t}$ - Riigi i ja aasta t sõltuv muutuja
- b_{ij} - 1. järku diferentseeritud selgitavate muutujate viiteajaga või sammuga koefitsient
- X - sSeletavate muutujate maatriks
- β - Kointegratsiooni vektor
- v - Vealiige

Kuna DOLS hinnangu keskmis on pikaajaline (kointegratsioon) suhe, siis sõltuv muutuja on pigem väljendatud tasemena kui kasvuna. On võimalik näidata, et vealiikme lagundamisel ja võrrandi parempoolsete muutujate 1.järku diferentsidele viiteaegade ja sammude lisamine muudab selgitavad muutujad eksogeenseteks ja hindamistulemused muutuvad õiglaseks (Wooldridge, 2009).

Kokkuvõtlikult peavad aegread vastama paneel DOLS peamistele eeldused 1) DOLS hindajaid on võimalik tuvastada muutujate kointegratsiooni vektori homogeensuses, 2) regressorite mittestatsionaarsus, 3) ekviliibriumi vealiikmete ristlõike sõltumatus. Tingimusel, et muutujad on integreeritud järjekorras üks ehk on mittestatsionaarsed, siis kasutatakse DOLS protseduuri, et hinnata üksikut kointegratsiooni vektorit, mis iseloomustab pikajalist suhet koguteguritootlikkuse, IKT kapitali ja teiste makroökonomiliste tegurite vahel. DOLS mudel on täielikult parameetiline meetod hindamaks pikajalisi suhteid eeldades, et mudelisse kaasatud muutujad on kointegreeritud.

Baas regressioonmudel, mis ei kontrolli endogeensust on toodud võrrandis (9). Võrrandis (9) tähistab $\varepsilon_{i,t}$ vealiiget, mis omab klassikalise lineaarse regresiooni mudeli omadusi. Endogeensuse kontrollimine nõuab vealiikme ε lagundamist võrrandi parempoolsete muutujate endogeenseteks muutusteks, mis on korrelatsioonis vealiikmega ε ja vealiikme eksogeense osaga γ_{it} .

$$\varepsilon_{i,t} = \sum_{-p}^{+p} b_{1p}d\ln IKT_{it-p} + \sum_{-p}^{+p} b_{2p}d\ln HC_{it-p} + \sum_{-p}^{+p} b_{3p}d\ln TA_{it-p} + \sum_{-p}^{+p} b_{4p}d\ln MUU_{it-p} + v_{it} \quad (11)$$

Kus:

- ε - Vealiige
- γ_{it} - Vealiikme eksogeenne osa

Sisestades võrrandi (11) võrrandisse (9) ning eemaldades fiktiivsed ajamuutujad saadakse järgmine võrrand, kus kõiki selgitavaid muutujad algsest mudelist (9) võib lugeda eksogeenseks:

$$\ln KTT_{i,t} = \beta_1 \ln IKT_{i,t} + \beta_3 \ln HC_{i,t} + \beta_4 \ln T\&A_{i,t} + \beta_5 \ln MUU_{i,t} + \mu_i + \sum_{-p}^{+p} b_{1p} d\ln IKT_{it-p} + \sum_{-p}^{+p} b_{3p} d\ln HC_{it-p} + \sum_{-p}^{+p} b_{4p} d\ln T\&A_{it-p} + \sum_{-p}^{+p} b_{5p} d\ln MUU_{it-p} + v_{it} \quad (12)$$

Kus:

- γ_{it} – Vealiige, mis rahuldab klassikalise lineaarse regressiooni nõudmisi
- μ_i – Riigispetsiifiline efekt
- b – Muutujate 1-st järku diferentseeritud viiteaegade ja sammude koefitsient

Muutujad *IKT*, *FDI*, *HC*, *T&A*, *MUU*, *TRADE* ja *HEALT* muutuvad eksogeenseks ja koefitsendid β_1 , β_2 , β_3 , β_4 , β_5 järgivad t-jaotust. See omadus võimaldab teha statistilisi järeldusi, kuidas antud muutujad mõjutavad koguteguritoolikkust. Kao et al. (1999) kasutas dünaamilist vähimruutude meetodid, et hinnata kointegratsiooni suhet koguteguritoolikkuse ja T&A vahel. Gehringer et al. (2016) kasutasid DOLS meetodit ning leidsid Euroopa riikide töösuste koguteguritoolikkust mõjutavaid tegureid uurides olulisi seoseid IKT ja KTT vahel.

3. EMPIIRILINE ANALÜÜS

Antud peatükk jaguneb kaheks alapeatükiks. Esimeses alapeatükis räägitakse regressioonanalüüsis läbi tehtud sammudest, teises alapeatükis tuuakse välja analüütiliste mudelite hindamistulemused ning tehakse järeldused ja arutletakse tulemuste üle.

3.1. Regressioonanalüüs

Tuginedes eelnevas peatükis tehtud kaalutlustele uuritakse magistritöö raames nii staatilisi kui dünaamilisi mudeleid. Esimeseks mudeliks valiti fikseeritud efektiga (FE) mudel, kus vaadeldakse selgitavate muutujate s.h. IKT lühiajalisi efekte koguteguritootlikkusele. Katsetati ka juhusliku efektiga (RE) mudelit. Peamine erinevus nende kahe mudeli vahel põhineb fiktiivsete muutujate rollil. Fiktiivsete muutuja parameetri hinnang on fikseeritud efektiga mudelis osa konstandist ja juhusliku efektiga mudeli puhul osa vea komponendist. Selleks, et ära määrata, millise efektiga mudelit töös lühiajaliste mõjude hindamiseks kasutada, kasutati Hausmani testi. Viimaks uuritakse selgitavate muutujate ja sõltuva muutuja vahel pikaajalisi suhteid kasutades selleks DOLS meetodit.

3.1.1. Fikseeritud ja juhuslike efektiga mudelite testimine

Kõige esimese sammuna tuleb magistritöös olevate muutujate aegridade lühiajalise seose analüüsimiseks veenduda, et aegread oleksid statsionaarsed. Makromajanduslike muutujate analüüsimisel võib tekkida olukord, kus aegread sisaldavad trendi ehk on mittestatsionaarsed. Mittestatsionaarsete aegridade analüüsimisel võib juhtuda, et mudelisse kaasatud sõltumatute muutujate vahel esineb näiv korrelatsioon (Brooks, 2019). Esialgu on läbi viidud sõltuva muutuja ja sõltumatute muutujate visuaalne vaatlus selleks, et tuvastada, kas aegread omavad trendi (vt lisa 1). Peale visuaalselt trendi tuvastamist pea kõikides aegridades tuleb teha kindlaks, kas tegemist on deterministliku või stohhastilise trendiga. Teadmine, mis trendiga tegu annab informatsiooni selle kohta, mida tuleb aegreaga teha, et saavutada statsionaarsus. Selleks kasutatakse laiendatud Dickey-Fuller testi, kus kriteerumiks on konstandi ja trendi olemasolu. Testi tulemustel selgus, et 8-st muutujast 5-l esineb ühikjuur ja tegemist on stohhastilise trendiga ehk muutujate aegread on

mittestatsionaarsed (vt lisa 2). Nendeks olid sõltuv muutuja KTT ja selgitavad muutujad IKT, HC, MUU ja T&A. Selleks, et saavutada statsionaarsus võetakse antud muutujatest esimest järku diferents. Seda kinnitavad ka uuesti läbi viidud ADF testid (vt lisa 2). Statsionaarsust tuleb kontrollida selleks, et regressioonmudelite hindamisel ei tekiks näivat korrelatsiooni (Brooks, 2019).

Pärast aegridade testimist hinnatakse võrrandit (9), kus mittesatsionaarsed muutujad on 1-st järku diferentseeritud. Kaaludes erinevaid lühiajalisi mudeleid jäetakse magistritöös ühendatud vähimruutude kasutamine kõrvale kuna POLS ei arvesta konkreetsele riigile iseloomulike spetsiifilisi tunnuseid (näiteks tööjõuturu paindlikkus, insitutsioonid, seadused), mis võivad olla hindamiseks tähtsad ning avaldada tähelepanuväärset mõju koguteguritootlikkusele.

Kuna ühendatud mudelit ei ole plaanis antud magistritöös kasutada, siis kasutatakse järgmiseks juhuslike efektidega (RE) mudelit (vt lisa 7). Hausmani testi olulisuse tõenäosus $p=0.1211 > 0.05$, mis tähendab, et vastu tuleb võtta nullhüpootees, GLS hinnangud on mõjusad ning juhuslike efektidega mudelit võib kasutada. Breusch-Pagani test näitab, et nullhüpootees objektispetsiifiliste vealiikmete puudumise kohta on ümber lükatud, sest olulisuse tõenäosus $p=4.88 \times 10^{-5} < 0.05$. Seega juhuslike efektidega mudel on parem kui ühendatud mudel. Seega kasutatakse lühiajaliste mõjude hindamiseks juhusliku efektiga mudeli hinnanguid. Juhusliku efektiga mudel sobib arvatavasti tõhusamalt sellepärast, et riikidevahelised lahknevused on suuremad kui riigisisised, seetõttu on mudelit kergem hinnata. Üldine determinatsioonikordaja juhusliku efektiga (RE1) mudeli puhul on 0.676, mis arvestades seda, et koguteguritootlikkus on jääkliige on üsna ootuspärane, sest mudeli koostamise eesmärgiks ei olnud ära määrata kõiki koguteguritootlikkust mõjutavaid muutujaid vaid peamiselt näidata, kuidas IKT kapital koguteguritootlikkust lühiajaliselt mõjutab.

Eelnevalt mainitud riikidele omased efektid võivad olla korreleeritud mudeli parameetritega ning seetõttu tuleb mudeli hindamiseks arvestada ka nende mudelisse mittekaastatud ning lühiajaliselt mittevarieeruvate riigispetsiifilite efektidega. Selle saab saavutada fikseeritud efekte (FE) kasutades. Seega on Tabelis 5 välja tootud 2-e erineva mudeli tulemused. F-testi põhjal on kõik mudelid statistiliselt olulised (vt lisa 4-6). Heteroskedastiivsuse esinemist testides selgitati välja, kas mudeli hinnangud on efektiivsed. Efektiivse hinnangu olemasolu saab fikseeritud efekiga (FE) mudeli puhul kontrollida modifitseeritud Wald testiga. Antud testi puhul on nullhüpooteesiks konstantne juhuslike liikmete dispersioon ja mudeli homoskedastiivsus. Sisukaks hüpooteesiks on

dispersioonide varieeruvus ja mudeli heteroskedastiivsus. Testi tulemusel tuli vastuvõtta sisukas hüpotees, sest statistiku olulisustõenäosus väärtus oli alla 1%. Esineva heteroskedastiivsusega on mõistlik kasutada kohandatud standardvigu. Regressioonmudeli analüüsimisel rakendatakse seega robustseid Arrelano korrigeeritud standardvigasid HAC (*Heteroscedasticity-autocorrelationconsistent standard errors*), mis võtavad arvesse heteroskedastiivsust ning võimaldavad esitada adekvaatseid ja konservatiivsemaid usaldusvahemikke (Brooks, 2019). Seega on Tabelis 5 välja toodud fikseeritud efektidega mudelite puhul kasutatud robustseid standardvigu.

Järgmisena on kontrollitud, kas mudelis ei esine aegridadele kõige iseloomulikumat probleemi ehk jääkliikmete omavahelist korreleerumist. Kuna Gretl ei anna fikseeritud efektidega mudeli puhul Durbin-Watsoni (p) väärtust vaadatakse autokorrelatsiooni osas Durbin-Watsoni statistiku kriitilisi väärtusi. Valimi maht 320 ja 7 regressorit annavad kriitilisteks väärtusteks $dL=1.772$ ja $dU=1.861$. Esialgse fikseeritud efektiga mudeli (vt lisa 2) puhul saadakse DW statistiku väärtuseks 1.487, mis tähendab, et tuleb nullhüpotees autokorrelatsiooni puudumisest tagasi lükata ja vastu võtta sisukas hüpotees positiivsest esimest järku autokorrelatsioonist. Üks viis kuidas autokorrelatsiooni kaotada on lisada võrrandi parempoolsete muutujate hulka eelmise perioodi sõltuv muutuja Brooks (2019), kuid eelmise perioodi sõltuv muutuja võib nihutada teiste segitavate muutujate hinnanguid allapoole (Keele & Kelly, 2006). Pärast eelmise perioodi sõltuva muutuja lisamist saadakse DW statistiku väärtuseks 1.697, mis on ikkagi väiksem kui kriitilised väärtused, seega mudel omab jätkuvalt positiivset esimest järku autokorrelatsiooni. Kuna autokorrelatsiooni ei suudetud eelmise perioodi sõltuva muutujaga eemaldada tuleb kaaluda muutujate võrrandist välja jätmist. Tabeli 3 põhjal on otsustatud jätta võrrandist välja muutuja *muu kapital*, millel on väga tugev positiivne korrelatsioon nii IKT kapitali kui ka T&A kapitaliga. Pärast muu kapitali muutuja välja jätmist on DW statistiku väärtuseks 1.912, mis on suurem kui DW statistiku kriitiline (dU) väärtus 1.860, mis tähendab, et võib nullhüpoteesi autokorrelatsiooni puudumisest vastu võtta (vt lisa 6). Muu kapitali välja jätmisega tuleb teha kompromiss kuna selle tulemusel grupisisene determinatsioonikordaja langes. Mõlema fikseeritud mudeli puhul näitab F-test, et regressorid on statistiliselt olulised ($F_2 p = 3.17 \times 10^{-10}$; $F_3 p = 9.70 \times 10^{-8}$), kuid mõlema mudeli puhul on fikseeritud efektiga mudeli ja ühendatud mudeli võrdlemiseks kasutatava F-testi (*test for differing group intercepts*) olulisuse tõenäosus $p > 0.05$, mis tähendab, et vabaliikmed ei ole erinevad, seega parem on ühendatud mudel kui fikseeritud efektiga grupisisene mudel.

Tabel 5. Fikseeritud ja juhusliku efektiga mudelite tulemused

	FE2	FE3	RE1
Const	-0.110 (0.602)	-0.201 (0.534)	0.520*** (0.188)
d_1_IKT	0.044*** (0.007)	0.053*** (0.006)	0.038*** (0.008)
d_1_HC	0.049 (0.037)	0.045 (0.030)	0.052 (0.045)
d_1_TA	0.042*** (0.007)	0.048*** (0.009)	0.035*** (0.010)
d_1_muukapital	0.059*** (0.019)	-	0.087*** (0.011)
l_HEALTH	0.023 (0.136)	0.042 (0.121)	-0.116*** (0.042)
FDI	-0.009** (0.004)	-0.008* (0.004)	-0.011** (0.005)
TRADE	0.015 (0.010)	0.020* (0.009)	0.002 (0.002)
ld_KTT(-1)	0.185*	0.303***	-
N	306	306	323
Riikide arv	17	17	17
Aja fiktiivsed muutujad	Jah	Jah	Jah
Korrigeeritud R ²	0.703	0.679	0.676
DW statisik	1.697	1.912	-

Allikas: Autori koostatud, kasutades Eviews'i

Märkused *** - statistiliselt oluline olulisuse nivool 0.01; ** - statistiliselt oluline olulisuse nivool 0.05; * - statistiliselt oluline olulisuse nivool 0.1

Fikseeritud efektidega ja juhuslike efektidega modelleerimine ei pruugi endogeensete muutujate olemasolul alati täpset hinnangut anda. Lisaks eeldab fikseeritud ja juhuslike efektidega mudelid statsionaarseid andmeid, mis tähendab, et saab hinnata ainult lühiajalisi seoseid. Seega tuleks kasutada dünaamilist paneelandmete mudelit, mis võimaldab meil tegeleda endogeensuse, heteroskedastiivsuse ja väikese valimi nihketega. Antud magistritöös kasutatakse IKT ja KTT pikajalise seose hindamiseks dünaamilist vähimruutude meetodit (DOLS).

3.1.2. DOLS mudeli testimine

Eelnevalt sai mainitud, et DOLS protseduuri rakendamine nõuab, et aegread oleksid mitte-statsionaarsed ja omavahel pikaajalises seoses s.t., et need peavad olema aja jooksul süstemaatiliselt seotud. Seesugust seost nimetatakse kointegratsiooniks. Lisaks peavad selgitavad muutujad olema integreeritud esimest järku. Selleks, et vältida näivat regressiooni on muutujate aegridade omadused enne DOLS protseduuri rakendamist välja selgitatud. Esmalt kontrollitakse aegridades ühikjuure olemasolu. Paneeli ühikjuure testimiseks kasutatakse *eviews* poolt pakutavat ühikjuure testide kogumikku, kuid otsuste tegemisel lähtutakse Fisher – ADF testist. Ühikjuure testid on läbi viidud selleks, et määrata ära iga muutuja integratsiooni järjekord ja kontrollida nende statsionaarsust. Ühikjuure testi tulemustest lähtuvalt saab määrata protseduuri, mida kasutada, näiteks kui kõik muutujad oleksid integreeritud järjekorras 0, siis võiks teoreetiliselt

kasutada vähimruutude meetodit (OLS). Vastupidiselt kui kõik muutujad oleksid ühikjuur mittestatsionaarsed, siis annaks OLS valeregressiooni.

Järgnevalt kontrollitaksegi, kas analüüsis kasutavad makroökonomilised aegread on mittestatsionaarsed ja kas nende vahel esineb kointegratsioon. Esimese sammuna viiakse läbi paneel ühikjuure testid veendumaks, kas logaritmitud muutujad on statsionaarsed. Selleks kasutatakse tööd kahte tüüpi ühikjuure teste: 1) ühine ühikjuure test, 2) individuaalse ühikjuure test. Testid erinevad püsivate parameetrite poolest ja sellest kuidas nad käituvad ristlõikes. Ühise ühikjuure testide alla kuuluvad Levin, Lin & Chu ning Breitung t-stat. Individuaalse ühikjuure testi alla kuuluvad Im, Pesaran ja Shin (IPS) test, Fisher-ADF ja Fisher-PP test. Ühikjuure testi spetsifikatsiooni on kaasatud nii konstant kui ka trend ning viiteaegade pikkuse kasutamisel on lähtutud Akaike informatsiooni kriteeriumist. Ühise ja individuaalse ühikjuure testide tulemused on välja toodud lisa 2. Tabeli 4 (vt lisa 2) põhjal koostatud Tabel 5 (vt lisa 3) näitab, milliste muutujate puhul on täidetud DOLS protseduuri üks eeldustest, et aegread oleksid mittestatsionaarsed. Tabel 5 lähtutakse ühikjuure kindlaks tegemisel Tabeli 4 välja toodud Fisher-ADF testi olulisuse tõenäosuse väärtusest (nullhüpotees: ühikjuur). Kõik aegread (v.a. HEALTH, FDI ja TRADE) on mittestatsionaarsed ja integreeritud järjekorras 1.

Kuna DOLS eeldab muutujate mittestatsionaarsust liigutakse edasi nende muutujatega, mis omasid ühikjuurt. Nendeks muutujateks on lnKTT, lnIKT, lnKOOL, lnTA ja lnMUU. Järgmine samm DOLS protseduuris on uurida, kas nende muutujate vahel esineb pikaajaline süstemaatiline suhe. Teoreetilise ja empiirilise kirjanduse põhjal Basu et al. (2003), Brynjolfsson & Hitt (2000), Romer (1990), Prescott (1998) võib eeldada, et koguteguritootlikkus on nii IKT, KOOL ja TA muutujaga pikaajalises süstemaatilises seoses. Muu kapitali all käsitletakse antud töös EU KLEMS andmebaasi vara liike, mis ei ole seotud IKT-ga (Transpordi seadmed, Masinad ja seadmed, mitteeluhooned ja eluhooned). NACE Rev.2 põhjal kuuluvad valitud varaliigid tootmise alla, seega võib "Muu kapitali" lugeda tootmissisendina kasutatavaks kapitaliks, mis neo-klassikalise teooria kohaselt otseselt mõjutab koguteguritootlikkust (Solow, 1957).

Muutujate vahelise kointegratsiooni testimiseks on olemas erinevaid protseduure: Kao (1999) ja Pedroni (1999). Kuna Pedroni ja Kao testid on laialdaselt kasutust leidnud, siis tuleks valida nende kahe testi kasutamise vahel. Kuna Pedroni (1999) on näidanud, et ADF-põhised testid toimivad kõige paremini väikeste valimite juures, siis Pedroni (1999) ADF test peaks sobima antud töö raames hästi. Töös ei kuvata Phillips-Perron (PP) testi ja PP rho testi tulemusi, kuna need testid

ei käitu piiratud valimi puhul nii edukalt kui ADF testid (Erken et al., 2018). Seega järgmiseks viiakse läbi kahe erineva spetsifikatsiooniga testi: 1) test koos riigi spetsiifilise konstandiga ja aja trendiga, 2) ainult riigispetsiifiline konstant. Testis kasutatavad viiteajad on määratud automaatselt Akaike informatsiooni kriteeriumi alusel. Testi tulemused näitavad, et nelja muutuja vahel on integratsioon trendi ja konstantiga (vt lisa 8).

Pärast kointegratsiooni leidmist võib olla kindel, et ei hinnata ebatäpseid suhteid ning välja jäetud muutujad (mis on esindatud vealiikme poolt) ei mõjuta süstemaatiliselt pikaajalist suhet KTT ja võrrandi parempoolsete muutujate vahel. Väljajäetud muutujad võivad olla eri liiki näiteks konkreetsed poliitikad, täiendavad inimkapitali muutujad (inseneride arv 1000 elaniku kohta) või muud institutsionaalsed või sotsiaalsed tegurid. Kointegratsiooni omaduseks on vealiikme statsionaarsus, mis muutub nulljärku integreerituks. Nulljärku integreeritud muutuja, mis ostsileerub püsiva keskmise juures on statistiliselt võimetu, et süstemaatiliselt mõjutada mittestatsionaarset KTT muutujat ja seega võib järeldada, et välja jäetud muutujad ei mõjuta antud töö tulemusi. Lühidalt öeldes ei ole jäädgid, mis püüavad kinni välja jäetud muutujad ja KTT korreleerunud ja seega võib ka väita, et välja jäetud muutujad ei saa KTT mõjutada.

Kuna muutujate vaheline kointegratsioon leiti trendi ja riigi fikseeritud efektiga, siis kasutatakse ka DOLS arvutamisel trendi ja konstanti. DOLS mudelis kasutatavate viiteajad ja sammud on fikseeritud 1-le (vt lisa 10). Viiteaegade ja sammude fikseerimise põhjuseks on, et Akaike informatsiooni kriteeriumit kasutades, valitakse automaatselt liiga pikad viiteajad ja sammud, nii et vaatlusi mida hinnata ei jää alles ja seega ei saa DOLSi kasutada. Fikseerimine võib mõjutada mudeli robustsust. Võimaliku probleemi lahendamiseks tuleks vabadusastmete arvu suurendada. Selleks tuleks, kas vaatluste arvu suurendada või vähendada selgitavaid muutujaid. Antud töös vähendatakse selgitavaid muutujaid. Kuna kõikide muutujate puhul väidab kirjandus, et esineb pikaajaline suhe koguteguritoolikkusega, siis selgitavatest muutujatest jäetakse koefitsientide mõjususe põhjal välja T&A, mis DOLS 1 puhul oli statistiliselt mitteoluline. Pärast T&A muutuja välja jätmist viiakse uuesti läbi kointegratsiooni testid muutujate vahel ning leitakse, et esineb kointegratsioon riigi fikseeritud efektiga ja aja trendiga (vt lisa 9). Pärast kointegratsiooni leidmist hinnatakse DOLS mudelit fikseeritud efektiga ja ajatrendiga, kuid viiteaegade ja sammude juures kasutatakse Akaike informatsiooni kriteeriumi (vt lisa 11). Tabelist 6 võib välja lugeda, et T&A muutuja välja jätmise teiste seletavate muutujate koefitsiente suuresti ei mõjuta. Lisaks sellele langetab muutuja T&A välja jätmise mudeli seletusvõimet, kuid valib maksimaalsed viiteajad ja sammud seega

on antud liigutus õigustatud kuna soovitakse näha pikemat viiteaega kui 1 aasta.

Tabel 6. DOLS mudeli hinnangud

	DOLS1 koos riigi fikseeritud efektiga ja aja trendiga	DOLS3 koos riigi fikseeritud efektiga ja aja trendiga
ln IKT	0.028** (0.014)	0.033** (0.013)
ln T&A	-0.011 (0.013)	-
ln KOOL	0.169*** (0.043)	0.158*** (0.057)
ln Muu	0.181*** (0.021)	0.172*** (0.016)
N	289	292
Riikide arv	17	17
R	0.99	0.97
R ²	0.96	0.92

Allikas: (Autori koostatus, kasutades Eviews'i)

Märkused: *** - statistiliselt oluline olulisuse nivool 0.01; ** - statistiliselt oluline olulisuse nivool 0.05; * - statistiliselt oluline olulisuse nivool 0.1

3.2. Ökonomeetrilise hindamise tulemused

3.2.1. Lühiajalised seosed

Pärast mudelite testimist jõuti järeldusele, et juhuslike efektidega mudel on kõige õigem hindamaks IKT kapitali lühiajalist seost koguteguritootlikkusega. Seda kinnitab ka fakt, et fikseeritud mudelist, kus välistati autokorrelatsioon tuli fikseeritud efektidega mudeli ja ühendatud mudeli võrdlemiseks kasutatud F-testi puhul vastu võtta nullhüpotees – parem on ühendatud mudel. Arvestades sellega, et POLS ei arvesta konkreetsele riigile iseloomulike spetsiifilisi tunnuseid, mis võivad olla hindamiseks tähtsad ning avaldada tähelepanuväärset mõju koguteguritootlikkusele seda ei kasutatud. Ühendatud mudeli asemel katsetati juhuslike efektidega mudelit ning Hausman test ($p = 0.121 > 0.0$) väitis, et juhuslike efektidega mudeli võib kasutada ning Breusch-Pagani test ($p = 4.88492 \times 10^{-5} < 0.05$) näitas, et juhuslike efektidega mudel on parem kui ühendatud mudel. Tabel 5. on välja toodud lühiajaliste mudelite hinnangud ning antud tulemuste põhjal võib teha järgmised lühiajalised järeldused:

Lühiajaliselt on IKT kapitali koefitsent EL riikide puhul positiivne ja statistiliselt oluline. Tabelist 5 võib välja lugeda, et 1 protsendipunktiline info- ja kommunikatsioonitehnoloogia kapitali kasvu muutus tõstab koguteguritootlikkust 0.038 protsendipunkti võrra. Neoklassikalise kasvuteooria järgi peetakse koguteguritootlikkust sisendite kasutamisega mitte seotuks. Seega IKT kapitali kui

tootmissisend panustab teguri tootlikkusse oma teguriosaga, kuid peetakse KTT suhtes ortogonaalseks. Lisa 12. on näha, et 0.038 koefitsent ületab kõikide riikide puhul IKT kapitali keskmist sisendteguri osakaalu. Selline positiivne statistiliselt oluline suhe IKT ja KTT vahel on vastuolus neoklassikaliste eeldustega, mis viitab sellele, et IKT kapital omab kõrvalmõjusid ning seega on erilist liiki kapital, mille mõju ulatub kaugemale kui selle teguri osakaal.

Hüpoteesi IKT seosest koguteguritootlikkusega (KTT) formuleerides ja testides kinnitas antud töö empiiriliselt, et IKT ja koguteguritootlikkuse vaheline lühiajaline seos demonstreerib, et IKT majanduslik väärtus läheb kaugemale, kui IKT tarbimine ja kapitali süvenemine. Tabelist 5. on näha, et mudelisse on kaasatud ka teisi muutujaid: *T&A*, *FDI*, *HC*, et peegeldada riigi innovatsiooni pingutusi nagu viitab endogeenne kasvuteooria. Nagu näha, siis IKT kapitali näitaja on positiivne ka antud näitajate puhul, seega leitakse kinnitus hüpoteesile, et riigid, kus on kõrge IKT kapitali määr omavad ka kõrgemad koguteguritootlikkust, seega IKT kõrvalmõjud eksisteerivad ja IKT kapital on otseselt seotud koguteguritootlikkusega. Mis tähendab, et info- ja kommunikatsioonitehnoloogiasse tehtavad investeeringud toovad endaga kaasa koguteguritootlikkuse paranemise. Seega IKT on tootmisega ja teiste tegevustega seotud äriteenus, mis seletab vähemalt osaliselt lühiajalist tootlikkuse kasvu. Leitud seost IKT ja KTT vahel kinnitavad tulemused kui olulist ja robustset, kuna mudel võtab arvesse ka teisi innovatsiooni tegureid (s.t. *HC*, *T&A* ja *FDI*), mis võivad mõjutada koguteguritootlikkuse nagu viitab endogeenne kasvuteooria.

Kaasatud innovatsiooni tegureid kommenteerides on Tabel 5. põhjal näha, et nii *T&A* kui muu kapital on positiivselt ja statistiliselt oluliselt seotud koguteguritootlikkusele 1% tasemel. 1 protsendipunktiline muutus *T&A*-s ja Muu kapitalis tõstaks KTT kasvu vastavalt 0.038 ja 0.087 protsendipunkti võrra. *T&A* koefitsendi hinnang on vastuolus kirjandusega Gehringer (2015), mis leiab, et *T&A*-st tulenevaid mõjusid on raske hinnata kuna nad on kaudsed ja lisaks viiteajaga, sest innovatsioonidest tulenev kasu ja innovatsioonid ise tekivad *T&A* investeeringute järel teadmata viiteajaga. Muu kapitali koefitsendi hinnang on kirjandusega kooskõlas, kuna tootmissisendina omab otsest seost koguteguritootlikkusega. Kirjandus kinnitab sedagi, et muu kapital näitab tavaliselt tugevamat mõju koguteguritootlikkusele kui IKT (Spiezia, 2012).

Terviseindikaator näitab lühiajaliselt negatiivset statistiliselt olulist seost koguteguritootlikkusega Euroopa liikmesriikides, 1% tasemel. Tabelist 5 võib välja lugeda, et 1% tõus muutujas *HEALTH* toob kaasa endaga -0.12% languse KTT-s. Lähtuvalt teoreetilisest kirjandusest (ALVI & AHMED,

2014) on saadud tulemused ootustele vastupidised. Selle põhjus võib olla seotud sellega, et terviseindikaatorina on kasutatud „oodatud eluea“ näitajat. Teatud hetkest võib hakata oodatud eluiga negatiivselt mõjutama koguteguritootlikkust kuna vananev tööjõud ei ole niivõrd tootlik. Sarnaseid tulemusi on leidnud ka (Aiyar & Ebeke, 2016), 1% portsendipunktiline tõus 55-64 ealiste tööjõugrupis võrdub 4/5 portsendipunktilise langusega koguteguritootlikkuses.

Üks võimalikest riigi innovatsioonikust peegeldavatest muutujatest *FDI*, omab negatiivset ja 5% tasemel statistiliselt olulist seost koguteguritootlikkusega Euroopa liikmesriikides. 1% kasv *FDI* muutujas toob endaga kaasa 0.011% languse koguteguritootlikkuse tasemes. Tulemus ei ole väga üllatav, kuna teoreetiline kirjandus on samuti leidnud vastakaid tõendeid *FDI* seosest koguteguritootlikkusega. Üks põhjustest, miks esineb negatiivne seos võib olla, et *FDI* sisu ei ole tehnoloogiliselt parem, seega ei ole investeeringud võimelised mõjutama kodumaist tootlikkust positiivselt. Varasemad uuringud Aitken & Harrison (1999) ja Hanson (2001) on samuti leidnud, et *FDI*-l on negatiivne seos koguteguritootlikkusele. Lühiajaline negatiivne seos *FDI*-ga võib tuleneda sellest, et välisriigi omanduses olevad ettevõtted värbavad enamuse kvalifitseeritud töötajaid ja selletõttu võib kodumaine tootmine jääda ilma kvalifitseeritud töötajatest.

Antud mudelis ei ole koguteguritootlikkusega statistiliselt oluliselt seotud nii kaubanduse avatus kui ka inimkapital. Kaubanduse avatuse puhul võib olla põhjuseks suur varieeruvus riikide üleselt, võib juhtuda, et riikide erinevad mõjud tühistavad üksteist ning seega ei ole antud muutuja statistiliselt oluline. Seda saaks lisaks uurida kui hinnata iga riigi jaoks eraldi koefitsenti. Inimkapitali osas ei olnud tulemus niivõrd üllatav kuna eelnev IKT kasutamist analüüsinud uuring Kiiski & Pohjola (2002) jõudis sarnaste tulemusteni. Inimkapitali statistiliselt mitteolulisel koefitsendil võib olla vähemalt kolm põhjust. Esiteks keskmine kooliskäidud aastad, ei ole parim mõõde haridusest, sest Euroopa Liidu riikide vahel esineb inimkapitali osas madal varieeruvus (Kiiski & Pohjola, 2002). Teiseks võib osade riikide hariduse andmetes esineda tõsiseid mõõtmisvigu. Viimaseks võib mudelis esineda multikollinaarsus. Tabelist 3 võib välja lugeda, et inimkapitali ja IKT kapitali vahel esineb positiivne ja statistiliselt oluline korrelatsioon, kuid ei ole nii suur ($r = 0.29$).

3.2.2. Pikajalised seosed

Kirjandus Helpman & Trajtenberg (1994), Venturini et al. (2013), Basu & Fernald (2007) viitavad asjaolule, et IKT-d tuleks käsitleda kui üldotstarbelist tehnoloogiat, mille täielik mõju avaldub pikajaliselt kuna vajab täiendavaid investeeringuid tootmise reorganiseerimise ja töötajate välja

õpetamise näol. Siia maani põhineb enamus üldotstarbelise tehnoloogia kirjandusest USA andmetel ning Euroopa Liidu riikide andmetel põhinevaid uuringuid on raske leida. Seega testimaks kas üldotstarbelise tehnoloogia hüpotees peab paika ka Euroopa Liidu puhul testitakse IKT ja KTT vahelist pikaajalist seost DOLS meetodikaga. Tulemuste hindamiseks kasutatakse Tabelis 6. väljatoodud DOLS2 mudeli hinnanguid. Antud mudeli puhul on viiteajad ja sammud valitud Akaike informatsiooni kriteeriumi alusel ($p=\max$)(vt lisa 11).

Tabelist 6 võib välja lugeda, et IKT kapital omab positiivset, statistiliselt olulist mõju koguteguritoolikkusele tasemel 5%. Tabelist 6 võib välja lugeda, et IKT kapitali koefitsent on 0.033 mis tähendab, et kui IKT kapital kasvab 1%, siis KTT kasvab 0.033%. Antud tulemus kinnitab, et IKT kapital on pikajaliselt koguteguritoolikkusega positiivselt seotud. Ka pikajalise seose puhul on näha, et IKT kapitali mõjud ulatuvad kaugemale IKT kapitali sisendiosakaalust (vt lisa 12). Samuti kinnitab see hüpoteesi, et riigid, kes investeerivad rohkem IKT-sse omavad kõrgemaid KTT määrasid. Võrdlemaks lühiajalisi ja pikajalisi seoseid peame vaatama IKT kapitali kasvumäärasid. Näiteks RE1 mudeli 1 protsendipunktiline kasv 7%-lt 8%-le toob kaasa 0.038% suurema KTT. DOLS mudeli järgi toob 8%-line kasv kaasa 0.264% suurem KTT. See on kooskõlas teoreetilise kirjandusega (Basu & Fernald, 2007) (Edquist & Henrekson, 2017) (Basu et al., 2003) (Venturini, 2015), mis väidab, et IKT-st tulenev tootlikkus realiseeritakse täielikult pikema aja jooksul seega on loogiline, et pikajaliselt on IKT-st tulenev mõju tugevam kui lühiajaliselt. Siiski on DOLS mudeli järgi IKT pikajaline mõju marginaalne 1% kasvule võrdub 0.038%. Üks põhjus, miks IKT pikajaline seos on niivõrd nõrk võib tuleneda sellest, et mõningad asjakohased muutujad võivad ökonomeetrisest spetsifikatsioonist olla välja jäänud. Üks võimalus on koolituskulud, mis kaasnevad IKT kasutusele võtuga. Alates IKT leviku varajastest etappidest on IKT investeeringutega kaasnenud täiendavad investeeringud töötajate koolitamisest ja kõrgelt kvalifitseeritud töötajatesse, mis omakorda peaksid veelgi suurendama IKT seadmetest saadavat tootlikkust. Nende tegurite vastastikust tugevdamise efekti on rõhutanud ka Brynjolfsson & Hitt (2003). Kahjuks ei ole andmete puudumise tõttu koolituse kulud mudelisse kaasata. Seda probleemi mainis oma töös ka (*Ibid.*).

DOLS mudelisse kaasatud inimkapitali osas leitakse positiivne ja statistiliselt oluline seos koguteguritoolikkusega tasemel 1%. Inimkapital on üks teguritest, mis seletab KTT varieeruvust riikide üleselt perioodil 1995-2014. Tabelist 6. on näha, et inimkapitali 1% kasv toob endaga kaasa KTT 0.158% kasvu. Antud tulemus viitab hariduse olulisusele tootlikkuse tõstmisel. Hinnatud inimkapitali („keskmine koolis käidud aastad“) koefitsienti on kooskõlas Cardarelli & Lusinyan

(2015) leitud tulemusega. Inimkapitali näitaja võib olla allapoole hinnatud kuna „keskmine koolis käidud aastad“ muutuja võib näidata ainult osalist mõju KTT-le. Lisaks võib muutuja sisaldada mõõtmisvigu puuduvate aastate näol. Järgnevates töödes tuleks kaaluda ka teisi inimkapitali kvaliteedi näitajaid. Antud tulemusest lähtudes peaksid riigid, kes on huvitatud koguteguritootlikkuse kasvatamisest ja seeläbi parematest majandustulemustest, keskenduma inimkapitali parendamisele.

Mis puutub muu kapitali mõjudesse võib Tabelist 6. välja lugeda, et muu kapital omab pikaajaliste muutujate seast kõige tugevamat, positiivsed ja statistiliselt olulist mõju koguteguritootlikkusele tasemel 1%. Arvestades kapitalide keskmise kasvuga Tabelist 4, kus muu kapitali keskmine kasv on 1.95% ja IKT kapitali kasv 7.1%, siis DOLS2 mudeli koefitsientide põhjal saab teha järelduse, et muu kapitali panus KTT kasvu (0.335%) on 0.1 protsendipunkti võrra suurem kui IKT kapitali puhul (0.234%). Arvestades Tabelist 2 välja toodud IKT kapitali mediaani (6366) ja Muu kapitali mediaani (39091) 6x vahet, siis IKT kapitali jätkuv kasv omab suurt potentsiaali tootlikkuse tõstmisel.

Kokkuvõtlikult võib öelda, et kasvu majandustoodangus on võimalik saavutada, kas läbi sisendite suurendamise või koguteguritootlikkuse parendamise. Kuid tuleb silmaspidada, et tuginedes ainult sisendite suurendamisele kogeb majandus ainult väljundi kasvu, mis on vastavuses kapitali ja tööjõu sisendite tarbimise ja süvenemisega. Pikemas perspektiivis viiks sisendite vähenev mastaabiefekt majanduskasvu aeglustumiseni ning lõpuks isegi peatumiseni (Solow, 1956). Magistritöö tulemused viitavad, et IKT kapital suudab seletada osa koguteguritootlikkuse lühiajalisest kui ka pikajalisest mõjust. Seega on IKT väga oluline majaduses, kuna töötab vastu vähenevale mastaabisäästule ning seega aitab hoida pikajalist majanduskasvu. Seetõttu on oluline, et eksisteeriksid institutsioonid ja stiimulid, mis ärgitaksid ettevõtteid ja riike ka edaspidi suurendama oma IKT investeeringuid.

Võttes arvesse töös kasutatavate andmete aja ja riigi piiranguid võiksid järgmised uuringud keskenduda sellele, kui efektiivsed on antud valdkonnaga seotud poliitikad, täpsemalt EL regiooni poliitikad, mis keskenduvad nii IKT-le kui ka KTT-le. Kuna koguteguritootlikkus on mõõtmatu jääkliige, siis järgmised uuringuid võiksid samuti proovida ka teisi võimalikke KTT mõjutavaid tegureid (IKT-ga seotud või mitte).

KOKKUVÕTE

Magistritööst selgus, et IKT kapital on oluline lühiajaline ja pikajalise kasvu vedur tänapäeva teadmiste põhinevates ühiskondades. Uurides koguteguritootlikkust ja IKT-d leiti, et IKT-st tulenev tootlikkuse efekt võib avalduda erinevaid kanaleid pidi. Kasvuteooriaid silmas pidades on antud seost uuritud nii neo-klassikalise kui endogeense kasvuteooria raamistikus. Suurem osa varasemast empiirilisest kirjandusest on kasutanud neo-klassikalist lähenemist, mis käsitleb IKT kapitali kui traditsioonilist kapitali sisendit, mille tootlikkuse mõju peaks avalduma ainult IKT kui tootmisfunktsiooni sisendteguri kasutamisest ja sellega seotud kapitali kuhjumisest. Sellest raamistikust lähtuvalt on harva leitud seoseid IKT kapitali ja koguteguritootlikkuse vahel.

Hilisemad uuringud on hüljanud neo-klassikalise raamistiku ning lähenenud probleemile endogeense kasvuteooriaga, mis ütleb, et IKT kapitali mõju koguteguritootlikkusele võib ületada IKT kapitali kasutamisest ja selle süvenemisest tuleneva mõju läbi kõrvalmõjude. Peamiste kõrvalmõjudena on välja toodud uute teadmiste loomet ja võrguefekte, mis tõstavad tootlikkust nii investori kui ka teiste osapoolte jaoks. Välismõjudest lähtuvalt on IKT-d peetud üldotstarbeliseks tehnoloogiaks kuna omab täiendavaid efekte. Üldotstarbelise tehnoloogia üheks omaduseks on see, et ta mõjub pikaajaliselt, kuna vajab täiendavaid investeeringuid reorganiseerimisse ja töötajate väljaõpetamisse. Seda on kinnitanud ka mitmed empiirilised tööd.

Teoreetilisest kirjandusest lähtudes otsustati esiteks uurida, kas neo-klassikaline vaade puuduvast seosest IKT ja KTT vahel peab paika. Selleks uuriti, kas IKT omab lühiajalist mõju KTT-le. Lisaks annab makrotasemel leitud hinnangud kasulikku informatsiooni juba olemasolevasse kirjandusse info- ja kommunikatsioonitehnoloogia tootlikkuse mõjudest, mis siamaani on peamiselt uurinud ettevõtte ja tööstuse taseme andmeid. Uurimustulemustest selgus, et koguteguritootlikkus erineb üle riikide ja aja ning need muutused on seletatud tegurite poolt, mis on ühised kõikide riikide puhul. Lisaks IKT-le mõjutavad lühiajaliselt koguteguritootlikkust ka riikide innovatsiooni pingutusi kajastavad näitajad: *T&A* ja *FDI*. IKT kapitali koefitsient näitab suuremat panust kui tema sisendteguri osakaal, mis viitab sellele, et riigi tasemel IKT kapital omab täiendavat samaaegset tootlikkuse efekti, mis ulatub kaugemale kapitali süvenemisest ning viitab enam

sellele, et IKT investeeringutes tulenevad uued teadmised kanduvad kiiresti toote kvaliteedi ja tootmisprotsessi parendamisse. Seega näidatakse, et IKT ja KTT vahel esineb positiivne statistiliselt oluline seos, seega saab kinnitada hüpoteesi, mis ütleb, et kõrgem IKT kapitali määr toob kaasa kõrgema KTT kasvumäära.

Uurides pikajalisi seoseid IKT kapitali ja KTT vahel leiti positiivne seos IKT kapitali ja KTT kasvu vahel. DOLS metoodikat kasutades, kaasati Akaike informatsiooni kriteeriumi alusel maksimaalsed viiteajad ja sammud, et pikajalised mõjud avalduksid. DOLS aitab kontrollida selgitavate muutujate endogeensust ning lisaks läbi robustsete standardvigade andis hinnangud, mis on heteroskedastiivsuse ja autokorrelatsiooni osas robustsed. IKT ja KTT pikajalise positiivse ja statistiliselt olulise seosega leiab kinnitust ka töö teine hüpotees, mis põhineb üldotstarbelise tehnoloogia kirjandusel, mis väidab, et IKT-st tulenev mõju avaldub pikemas perspektiivis varasemate tehnoloogiate läbimurretega nagu elekter. Elektrile üleminek vajas suuri täiendavaid investeeringuid ja *learning-by-doing* protsessi, et saavutada pikajaline kasu tootlikkuse reorganiseerimisest. See tulemus viitab sellele, et võib minna kauem aega kui uutest IKT innovatsioonidest nagu "*Internet of things*" tootlikkuse efekt täielikult realiseeritakse. Töö tulemus on vastuolus vähem optimistliku seisukohaga, et IKT kogumõju on ajutine või lühiajaline ning piirdub peamiselt sisendi osakaaluga. Näib, et töös rakendatud paneelide integreerimise lähenemisviis on IKT kapitali tulude mõõtmisel olnud efektiivne. Vaatamata efektiivsusele on IKT pikaajaline mõju koguteguritootlikkusele nõrgem kui lühiajaline, mis on vastuolus kirjanduses esitatuga. See võib tuleneda sellest, et mudelist on välja jäetud oluline täiendav muutuja. Töö autor eeldab, et tegemist on tööjõu koolituskuludega, mida andmete puudumise tõttu ei olnud võimalik töösse kaasata. Seega soovitus järgmistele uuringutele oleks kaasata antud muutuja kui võimalik.

Kasutatud hinnangu tüpologia ja spetsifikatsioon ei võimalda anda hinnanguid selle kohta, kas IKT elastsus on Euroopa riikide vahel erinev. Fakt, et positiivne mõju on leitud kogu valimi riikide puhul viitab sellele, et antud teguri kasvupotentsiaal on väga suur. Seega poliitlisest vaatenurgast ja nende tulemuste valguses oli EL-i institutsioonide ühine digitaalse platvormi loomine (i-2010; EC 2005) ja IKT kasutamise toetamine (Horizon 2020) igati õigustatud. Kindlasti eksisteerib mõningane heterogeensus Euroopa riikide üleselt ja IKT investeeringutest saadav tulu võib olla erineva suurusega. Kindlasti tuleks seda järgmistes uurimustöodes lähemat vaadata.

SUMMARY

The Master's Thesis shows that ICT capital is an important short-term and long-term growth driver in today's knowledge-based societies. Investigating total factor productivity and ICT, the author found that productivity impact of ICT can be manifested through different channels. In the light of growth theory this linkage has been studied through the framework of neo-classical as well as endogenous growth theory. Most of the empirical literature from the past have in the light of neo-classical approach treated ICT capital as a traditional capital input, where productivity impact should only be manifested by the use of ICT as an input factor for production function and the related accumulation of ICT capital. Within this framework, there has rarely been found any relationship between ICT capital and total factor productivity.

Subsequent studies have, however, abandoned the neo-classical framework and approached the link with endogenous growth theory, which implies that the impact of ICT capital on total factor productivity can through side effects go further than productivity gains from just the usage of ICT capital and its deepening. The main side effects are the creation of new knowledge and network effects that increase productivity for both the investor and related parties. Based on external influences, ICT has been considered as a general-purpose technology because it has additional effects. One of the features of general-purpose technology is that it has a long-run effect as it needs additional investment in reorganization and training of employees. This has also been confirmed by a number of empirical work.

The main findings showed that total factor productivity differs across countries and time, and these changes are explained by factors that are common to all countries. In addition to ICT, short-term total factor productivity is also affected by indicators that reflect national innovation efforts: R&D and FDI. The ICT capital ratio shows a greater contribution than its input factor, suggesting that state-level ICT capital has an additional simultaneous productivity effect that goes beyond capital deepening and suggests that new knowledge resulting from ICT investment is rapidly shifting to better product quality and process improvement. Thus, it is shown that there is a positive

statistically significant relationship between ICT and TFP, so a hypothesis can be confirmed that a higher ICT capital rate leads to higher TFP growth rates.

Positive links between ICT capital and TFP growth were also found when examining long-term relationships between ICT capital and TFP. Using the DOLS methodology, based on the Akaike information criterion, maximum delay times and steps were taken to make long-term effects appear. DOLS helped to control the endogeneity of explanatory variables and, in addition, through robust standard errors, estimates are robust in terms of heteroskedasticity and autocorrelation. The long-term positive and statistically significant link between ICT and TFP also confirms the second hypothesis that is based on general-purpose technology literature, which states that the impact of ICT will appear in the long term like the breakthroughs of earlier technologies such as electricity. The transition to electricity required major additional investment and a learning-by-doing process to achieve long-term benefits from the reorganization of productivity. This result suggests that it may take longer than new ICT innovations such as the internet of things productivity effect to be fully realized. The result of this work is in contradiction with the less optimistic view that the overall impact of ICT is temporary or short-lived and is mainly limited to input. It seems that the approach of integration of panels that was applied in the work has been effective in measuring ICT capital gains. Despite its effectiveness, the long-term impact of ICT on total factor productivity is weaker than that of short-term, which is contrary to literature. This may be due to the exclusion of a significant additional variable from the model. The author of the thesis assumes that this could be because labor training cost could not be included in the work due to lack of data. Therefore, the recommendation for the following studies would be to include this variable if possible.

The typology and specification of the assessment used, do not allow evaluating whether the elasticity of ICT differs between European countries. In general, the fact that a positive effect has been found for all countries in the sample suggests that the growth potential of this factor is very high. Thus, from a political point of view and in the light of their outcomes, the creation of a common digital platform (i-2010; EC 2005) and support for the use of ICT (Horizon 2020) by the EU institutions are all justified. Certainly, there is some heterogeneity across European countries thus the income from ICT investments can vary in size. It should definitely be looked at in the next research work.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Abramovitz, M. (1956). Resource and Output Trends in the United States Since 1870. *Resource and Output Trends in the United States Since 1870*, 1–23.
- Acharya, R. C. (2016). ICT use and total factor productivity growth: intangible capital or productive externalities? *Oxford Economic Papers*, 68(1), 16–39.
- Ahmad, N., Schreyer, P., & Wölfl, A. (2004). ICT Investment in OECD Countries and Its Economic Impacts. 61–83. In *The Economic Impact of ICT: Measurement, Evidence and Implications*(Vol. 9789264026780, pp. 61-83). Organisation for Economic Cooperation and Development (OECD).
- Aitken, B. J., & Harrison, A. E. (1999). Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela. *American Economic Review*, 89(3), 605–618.
- Aiyar, S. S., & Ebeke, C. (2016). The Impact of Workforce Aging on European Productivity. *IMF Working Paper No. 16/238*.
- Alvi, S., & Ahmed, A. M. (2014). Analyzing the Impact of Health and Education on Total Factor Productivity: A Panel Data Approach. *Indian Economic Review*, 49(1), 109–123.
- Bakos, Y. (1991). A Strategic Analysis of Electronic Marketplaces. *MIS Quarterly: Management Information Systems*, 15(3), 295-310.
- Basu, S., & Fernald, J. (2007). Information and Communications Technology as a General-Purpose Technology: Evidence from US Industry Data. *German Economic Review*, 8(2),
- Basu, S., Fernald, J. G., Oulton, N., & Srinivasan, S. (2003). The Case of the Missing Productivity Growth, or Does Information Technology Explain Why Productivity Accelerated in the United States but Not in the United Kingdom? *NBER Macroeconomics Annual*, 18, 9–63.
- Basu, S., Fernald, J. G., & Shapiro, M. D. (2000). Productivity Growth in the 1990s: Technology, Utilization, or Adjustment?, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Elsevier, vol. 55(1), pages 117-165, December
- Bloom, D. E., Sachs, J. D., Collier, P., & Udry, C. (1998). Geography, Demography, and Economic Growth in Africa. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1998(2), 207–295.
- Bresnahan, T., & Trajtenberg, M. (1995). General purpose technologies „Engines of growth“? *Journal of Econometrics*, 65(1), 83–108.

- Bronzini, R., & Piselli, P. (2009). Determinants of long-run regional productivity with geographical spillovers: The role of R&D, human capital and public infrastructure. *Regional Science and Urban Economics*, 61, 631–652.
- Brooks, C. (2019, märts). *Introductory Econometrics for Finance* by Chris Brooks.
- Brynjolfsson, E., & Hitt, L. (2003). Computing Productivity: Firm-Level Evidence. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 793–808.
- Brynjolfsson, E., & Hitt, L. M. (2000). Beyond Computation: Information Technology, Organizational Transformation and Business Performance. *Journal of Economic Perspectives*, 14(4), 23–48.
- Brynjolfsson, E., & Kemerer, C. F. (1996). Network Externalities in Microcomputer Software: An Econometric Analysis of the Spreadsheet Market. *Management Science*, 42(12), 1627–1647.
- Byrne, D., & Corrado, C. (2017). ICT Prices and ICT Services: What Do They Tell Us About Productivity and Technology. *International Productivity Monitor*, 33, 150–181.
- Cardarelli, R., & Lusinyan, L. (2015). U.S. Total Factor Productivity Slowdown; Evidence from the U.S. States. *IMF Working Papers 15/116*, International Monetary Fund.
- Cardona, M., Kretschmer, T., & Strobel, T. (2013). ICT and productivity: conclusions from the empirical literature. *Information Economics and Policy*, 25(3), 109–125.
- Ceccobelli, M., Gitto, S., & Mancuso, P. (2012). ICT capital and labour productivity growth: A non-parametric analysis of 14 OECD countries. *Telecommunications Policy*, 36(4), 282–292.
- Checherita-Westphal, C., & Rother, P. (2010). The impact of high and growing government debt on economic growth: an empirical investigation for the euro area. *Working Paper Series 1237*, European Central Bank.
- Chou, Y.-C., Hao-Chun Chuang, H., & Shao, B. B. M. (2014). The impacts of information technology on total factor productivity: A look at externalities and innovations. *International Journal of Production Economics*, 158, 290–299.
- Coe, D., & Helpman, E. (1995). International R&D spillovers. *European Economic Review*, 39(5), 859–887.
- Cohen, D., Garibaldi, P., & Scarpetta, S. (Toim). (2004). *The ICT Revolution: Productivity Differences and the Digital Divide*. Oxford, New York: Oxford University Press.
- Comin, D. (2010). total factor productivity. S. N. Durlauf & L. E. Blume (Toim), *Economic Growth* (lk 260–263).
- De Long, J. B., & Summers, L. (1991). Equipment Investment and Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 445–502.

- Dedrick, J., Gurbaxani, V., & Kraemer, K. (2003). Information technology and economic performance: A critical review of the empirical evidence. *ACM Comput. Surv.*, 35, 1–28.
- Demeter, K., Chikán, A., & Matyusz, Z. (2011). Labour productivity change: drivers, business impact and macroeconomic moderators. *International Journal of Production Economics*, 131, 215–223.
- Edquist, H., & Henrekson, M. (2017). Do R&D and ICT affect total factor productivity growth differently? *Telecommunications Policy*, 41(2), 106–119.
- Erken, H., Donselaar, P., & Thurik, R. (2018). Total factor productivity and the role of entrepreneurship. *The Journal of Technology Transfer*, 43(6), 1493–1521.
- Fleisher, B., Hu, Y., Li, H., & Kim, S. (2011). Economic transition, higher education and worker productivity in China. *Journal of Development Economics*, 94(1), 86–94.
- Gandal, N. (1994). Hedonic Price Indexes for Spreadsheets and an Empirical Test for Network Externalities. *The RAND Journal of Economics*, 25(1), 160–170.
- 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*, Taylor & Francis Journals, vol. 25(4), pages 406-434
- Gehring, A., Martínez-Zarzoso, I., & Nowak-Lehmann Danzinger, F. (2014). TFP estimation and productivity drivers in the European Union. *cege Discussion Papers (Nr 189)*.
- Greenaway, S. D., Morgan, W., & Wright, P. (2002). Trade liberalisation and growth in developing countries. *Journal of Development Economics*, 67(1), 229–244.
- Griffith, R., Redding, S., & Simpson, H. (2004). Foreign Ownership and Productivity: New Evidence From the Service Sector and the R&D Lab. *Oxford Review of Economic Policy*, 20(3), 440–456.
- Hall, R. E., & Jones, C. (1999). Why do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker than Others? *The Quarterly Journal of Economics*, 114(1), 83–116.
- Hanson, G. (2001). Should Countries Promote Foreign Direct Investment? No 9, G-24 Discussion Papers, United Nations Conference on Trade and Development
- Helpman, E., & Trajtenberg, M. (1994). A Time to Sow and a Time to Reap: Growth Based on General Purpose Technologies, No 4854, NBER Working Papers, National Bureau of Economic Research, Inc
- Inklaar, R., O'Mahony, M., & Timmer, M. (2005). Ict and Europe's Productivity Performance: Industry Level Growth Account Comparisons with the United States. *Review of Income and Wealth*, 51(4), 505–536.

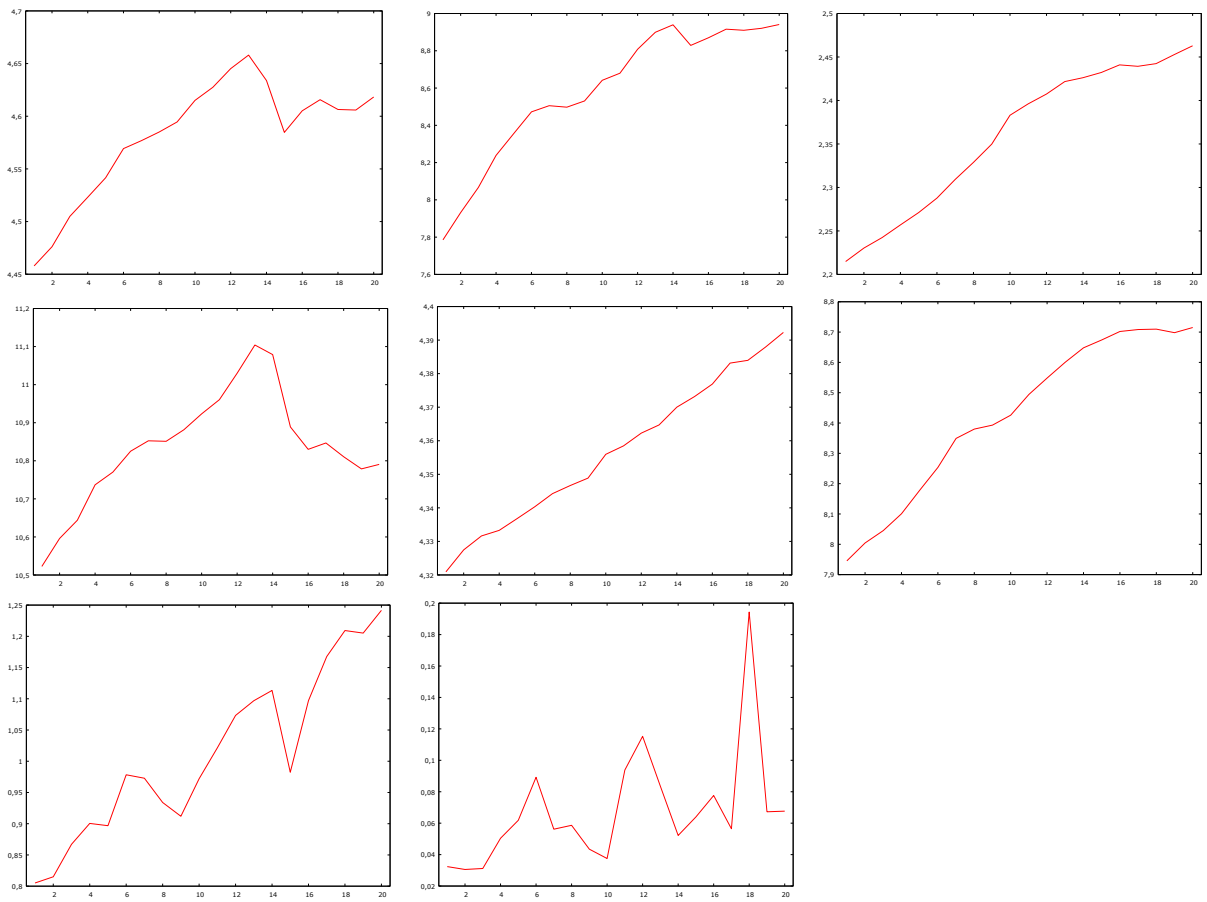
- JORGENSEN, D. W., HO, M. S., & STIROH, K. J. (2003). Growth of US Industries and Investments in Information Technology and Higher Education. *Economic Systems Research*, 15(3), 279–325.
- Jorgenson, D. W., & Stiroh, K. J. (1999). Information Technology and Growth. *American Economic Review*, 89(2), 109–115.
- Kao, C., Chiang, M.-H., & Chen, B. (1999). International R&D Spillovers: An Application of Estimation and Inference in Panel Cointegration. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 691–709.
- Keele, L., & Kelly, N. J. (2006). Dynamic Models for Dynamic Theories: The Ins and Outs of Lagged Dependent Variables. *Political Analysis*, 14(2), 186–205.
- Keller, W. (2004). International Technology Diffusion. *Journal of Economic Literature*, 42(3), 752–782.
- Khan, M., Luintel, K. B., & Theodoris, K. (2010). How Robust is the R&D – Productivity relationship? Evidence from OECD Countries, No 1, WIPO Economic Research Working Papers, World Intellectual Property Organization - Economics and Statistics Division
- Kiiski, S., & Pohjola, M. (2002). Cross Country Diffusion of the Internet. *Information Economics and Policy*, 14, 297–310.
- Lee, S.-Y. T., Gholami, R., & Tong, T. Y. (2005). Time series analysis in the assessment of ICT impact at the aggregate level - lessons and implications for the new economy. *Information & Management*, 42, 1009–1022.
- Levenko, N., Oja, K., & Staehr, K. (2018). Total factor productivity growth in Central and Eastern Europe before, during and after the global financial crisis. *Post-Communist Economies*, 1–24.
- Millard, S., & Nicolae, A. (2014). The Effect of the Financial Crisis on TFP Growth: A General Equilibrium Approach. Bank of England working papers 502, Bank of England
- Miller, S. M., & Upadhyay, M. P. (2000). The effects of openness, trade orientation, and human capital on total factor productivity. *Journal of Development Economics*, 63(2), 399–423.
- Miozzo, M., & Walsh, V. (2006). *International Competitiveness and Technological Change*, Oxford University Press
- Morsink, J., & Haacker, M. (2002). You Say You Want A Revolution; Information Technology and Growth, IMF Working Papers 02/70, International Monetary Fund.
- Neumayer, E., & Cole, M. A. (2005). The Impact of Poor Health on Total Factor Productivity. HEW 0312001, University Library of Munich, Germany, revised 23 Mar 2005.

- OECD (2002). *Measuring the Information Economy 2002*. OECD Publishing.
- OECD (2002). *OECD Economic Outlook No. 72 (Edition 2002/2)*, *OECD Economic Outlook: Statistics and Projections (database)* [Online] <https://doi.org/10.1787/data-00094-en> (20.aprill 2019)
- OECD (2004), *The Economic Impact of ICT: Measurement, Evidence and Implications*, OECD Publishing, Paris.
- OECD (2009), *Innovation Strategy*, OECD, Paris
- Oliner, S. D., & Sichel, D. E. (2000). The Resurgence of Growth in the Late 1990s: Is Information Technology the Story? *Journal of Economic Perspectives*, 14(4), 3–22.
- O'Mahony, M., & Vecchi, M. (2005). Quantifying the Impact of ICT Capital on Output Growth: A Heterogeneous Dynamic Panel Approach. *Economica*, 72(288), 615–633.
- Prescott, E. (1998). Needed: A Theory of Total Factor Productivity. *International Economic Review*, 39(3), 525–551.
- Pritchett, L. (2001). Where has all the education gone? *The World Bank Economic Review*, 15(3 (September 2001)), 367–391.
- Romer, P. (1990). Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy*, 98(5), S71-102.
- Salinas-Jiménez, M. M., Alvarez-Ayuso, I., & Delgado-Rodríguez, M. J. (2006). Capital accumulation and TFP growth in the EU: A production frontier approach. *Journal of Policy Modeling*, 28(2), 195–205. ð
- Schreyer, P. (2000). *The Contribution of Information and Communication Technology to Output Growth: A Study of the G7 Countries*. OECD, Directorate for Science, Technology and Industry, OECD Science, Technology and Industry Working Papers.
- Seo, H.-J., & Lee, Y. S. (2006). Contribution of information and communication technology to total factor productivity and externalities effects. *Information Technology for Development*, 12(2), 159–173.
- Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65–94.
- Solow, R. M. (1957). Technical Change and the Aggregate Production Function. *The Review of Economics and Statistics*, 39(3), 312–320.
- Spiezia, V. (2011). Are ICT Users More Innovative?: an Analysis of ICT-Enabled Innovation in OECD Firms. *OECD Journal: Economic Studies*, 2011(1), 1–21.
- Spiezia, V. (2012). ICT investments and productivity: Measuring the contribution of ICTS to growth. *OECD Journal: Economic Studies*, 2012(1), 199–211.

- Stiroh, K. J. (2002a). Are ICT Spillovers Driving the New Economy? *Review of Income and Wealth*, 48(1), 33–57.
- Stiroh, K. J. (2002b). Information Technology and the U.S. Productivity Revival: What Do the Industry Data Say? *American Economic Review*, 92(5), 1559–1576.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica*, 61(4), 783–820.
- Venturini, F. (2015). The modern drivers of productivity. *Research Policy*, Elsevier, vol. 44(2), pages 357-369.
- Venturini, F., Rincon-Aznar, A., & Vecchi, D. M. (2013). ICT as a general purpose technology: spillovers, absorptive capacity and productivity performance. No 416, National Institute of Economic and Social Research (NIESR) Discussion Papers,
- Waverman, L., Meschi, M., & Fuss, M. (2005). The Impact of Telecoms on Economic Growth in Developing Countries. *The Vodafone Policy Paper Series*, 3.
- Wiel, H. van der, & Leeuwen, G. van. (2003). Do ICT spillovers matter; evidence from Dutch firm-level data. CPB Discussion Paper 26, CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis.
- Wooldridge, J. M. (2009). *Introductory econometrics: a modern approach*. Mason, OH: South Western, Cengage Learning.
- Van Reenen, J., Bloom, N., Draca, M., Kretschmer, T., & Sadun, R. (2010). *The economic impact of ICT*. Centre for Economic Performance, London School of Economics
- World Health Organization (2002), *World Health Report*

LISAD

Lisa 1. Muutujate aegridade graafikud



LISA 2. Ühikjuure testide tulemused 1

Tabel 7. Ühikjuure testide tulemused

Muutuja	Ühine ühikjuure testid				Individuaalne ühikjuure testid					
	Levin lin&Chu		Breitung t-stat		Im, Pesaran and Shin W-stat		ADF- Fisher Chi-square		PP Fisher Chi-square	
	Statistik	P	Statistik	P	Statistik	P	Statistik	P	Statistik	P
Tase										
lnKTT	-2.9835	0.0014	0.4383	0.6694	0.2975	0.6170	30.0897	0.6598	30.5204	0.6389
lnIKT	-3.6936	0.0001	2.2164	0.9867	-1.9877	0.0234	50.8635	0.0316	30.1376	0.6575
lnTA	0.17674	0.5701	3.8410	0.9999	-0.5649	0.2861	45.1841	0.0951	24.9750	0.8701
lnMuu	-1.1560	0.1238	2.8773	0.9980	1.0599	0.8554	31.8684	0.5725	29.4382	0.6908
lnKool	-1.5861	0.0564	1.5037	0.9337	0.4471	0.6726	31.9518	0.5684	23.7562	0.9052
lnEluiga	-2.6468	0.0041	0.3185	0.6250	-2.7693	0.0028	59.1669	0.0048	74.9325	0.0001
FDI	-7.1288	0.0000	-4.9230	0.0000	-6.3003	0.0000	101.913	0.0000	96.7791	0.0000
TRADE	-4.3188	0.0000	-4.4448	0.0000	-3.2413	0.0006	59.1085	0.0048	38.3097	0.2802
Esimene diferents										
lnKTT	-7.9654	0	-5.5678	0	-5.9575	0	93.3915	0	161.732	0
lnIKT	-10.7727	0	-6.7829	0	-9.3100	0	137.194	0	152.114	0
lnTA	-8.7608	0	-5.6572	0	-7.6166	0	115.696	0	133.899	0
lnMuu	-9.0463	0	-5.6960	0	-6.9433	0	107.423	0	125.855	0
lnKool	-7.9375	0	-2.7916	0	-7.3944	0	112.331	0	132.567	0
lnEluiga	-8.9770	0	5.27977	0	-11.132	0	164.580	0	272.791	0
FDI	-17.5758	0	-9.0778	0	-16.327	0	227.658	0	327.964	0
TRADE	-9.1100	0	-9.6523	0	-7.6646	0	115.105	0	202.256	0

Allikas: Autori koostatud *Eviews*

Märkused: Null hüpotees: UNIT ROOT; Testi väärtused on olulised 5% olulisuse nivool

LISA 3. Muutujate statsionaarsus

Tabel 8. Muutujate statsionaarsus

Muutuja	Statsionaarsus	Integratsiooni järk	Ühikjuure p väärtus
lnKTT	mittestatsionaare	/(1)	0.6598
lnIKT	mittestatsionaare	/(1)	0.0316
lnTA	mittestatsionaare	/(1)	0.0951
lnMuu	mittestatsionaare	/(1)	0.5725
lnKool	mittestatsionaare	/(1)	0.5684
lnEluiga	statsionaarne	/(0)	0.0048
FDI	statsionaarne	/(0)	0.0000
TRADE	statsionaarne	/(0)	0.0048

Allikas: (Autori koostatud Tabel 5 ühikjuure testide põhjal)

Märkused: Nullhüpotees: ühikjuur eksisteerib

LISA 4. Fikseeritud mudel nr.1

Model 1: Fixed-effects, using 323 observations
 Included 17 cross-sectional units
 Time-series length = 19
 Dependent variable: ld_KTT
 Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0,0658797	0,770237	0,08553	0,9329	
ld_IKT	0,0420258	0,00778624	5,397	<0,0001	***
l_Oodataveluiga	-0,0174963	0,174877	-0,1000	0,9215	
ld_Keskminekooliaast ad	0,0548614	0,0474946	1,155	0,2650	
ld_Muukapital	0,0792045	0,0136641	5,797	<0,0001	***
ld_TA	0,0357372	0,00749346	4,769	0,0002	***
FDI	-0,0116767	0,00368658	-3,167	0,0060	***
TRADE	0,0170686	0,00941465	1,813	0,0886	*
dt_2	-0,00045870	0,0128154	-0,03579	0,9719	
dt_3	0,0127577	0,0139400	0,9152	0,3737	
dt_4	-0,00404284	0,0119488	-0,3383	0,7395	
dt_5	0,00272901	0,0120299	0,2269	0,8234	
dt_6	0,00926261	0,0112043	0,8267	0,4206	
dt_7	-0,00645433	0,00971922	-0,6641	0,5161	
dt_8	0,00144458	0,0101831	0,1419	0,8890	
dt_9	-0,00076598	0,00986544	-0,07764	0,9391	
dt_10	0,00369487	0,00789719	0,4679	0,6462	
dt_11	-0,00122845	0,00728940	-0,1685	0,8683	
dt_12	-0,00224277	0,00654124	-0,3429	0,7362	
dt_13	-0,00679010	0,00540880	-1,255	0,2274	
dt_14	-0,0336195	0,00738371	-4,553	0,0003	***
dt_15	-0,0361476	0,00555777	-6,504	<0,0001	***
dt_16	0,0148351	0,00518212	2,863	0,0113	**
dt_17	-0,00132318	0,00402180	-0,3290	0,7464	
dt_18	-0,0139448	0,00403268	-3,458	0,0032	***
dt_19	-0,00749082	0,00334365	-2,240	0,0396	**
Mean dependent var	0,008441	S.D. dependent var	0,026307		
Sum squared resid	0,061237	S.E. of regression	0,014762		
LSDV R-squared	0,725192	Within R-squared	0,690516		
Log-likelihood	925,8428	Akaike criterion	-1767,686		
Schwarz criterion	-1609,024	Hannan-Quinn	-1704,350		
rho	0,240224	Durbin-Watson	1,487420		

Joint test on named regressors -
 Test statistic: $F(7, 16) = 47,566$
 with p-value = $P(F(7, 16) > 47,566) = 1,56317e-009$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -
 Null hypothesis: the units have a common error
 variance
 Asymptotic test statistic: $\text{Chi-square}(17) = 331,159$

Robust test for differing group intercepts -Null
 hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: Welch $F(16, 114,6) = 3,10099$
 with p-value = $P(F(16, 114,6) > 3,10099) =$
 $0,00022404$
 with p-value = $4,02761e-060$
 Pesaran CD test for cross-sectional dependence -
 Null hypothesis: No cross-sectional dependence
 Asymptotic test statistic: $z = -1,65139$
 with p-value = $0,098654$

LISA 5. Fikseeritud mudel nr. 2

Model 2: Fixed-effects, using 306 observations

Included 17 cross-sectional units

Time-series length = 18

Dependent variable: ld_KTT

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0,110014	0,602914	-0,1825	0,8575	
ld_IKT	0,0443043	0,00748630	5,918	<0,0001	***
l_Oodataveluiga	0,0230799	0,136752	0,1688	0,8681	
ld_Keskminekooliaast ad	0,0494945	0,0377201	1,312	0,2080	
ld_Muukapital	0,0594394	0,0196696	3,022	0,0081	***
ld_TA	0,0418050	0,00736851	5,673	<0,0001	***
FDI	-0,00937710	0,00417754	-2,245	0,0393	**
TRADE	0,0152575	0,0100736	1,515	0,1494	
ld_KTT_1	0,185332	0,105258	1,761	0,0974	*
dt_3	0,0114752	0,0114032	1,006	0,3292	
dt_4	-0,00662413	0,00938224	-0,7060	0,4903	
dt_5	0,000763079	0,00964767	0,07909	0,9379	
dt_6	0,00764383	0,00912617	0,8376	0,4146	
dt_7	-0,0103354	0,00865012	-1,195	0,2496	
dt_8	0,00104179	0,00841711	0,1238	0,9030	
dt_9	-0,00075778	0,00839340	-0,09028	0,9292	
dt_10	0,00330510	0,00656880	0,5032	0,6217	
dt_11	-0,00404041	0,00636337	-0,6349	0,5344	
dt_12	-0,00316857	0,00582868	-0,5436	0,5942	
dt_13	-0,00847547	0,00496239	-1,708	0,1070	
dt_14	-0,0363808	0,00765234	-4,754	0,0002	***
dt_15	-0,0352158	0,00545251	-6,459	<0,0001	***
dt_16	0,0226794	0,00587587	3,860	0,0014	***
dt_17	-0,00491567	0,00268816	-1,829	0,0862	*
dt_18	-0,0168395	0,00417483	-4,034	0,0010	***
dt_19	-0,00642174	0,00353720	-1,815	0,0882	*
Mean dependent var	0,007900	S.D. dependent var		0,026625	
Sum squared resid	0,057496	S.E. of regression		0,014758	
LSDV R-squared	0,734073	Within R-squared		0,703646	
Log-likelihood	878,4884	Akaike criterion		-1672,977	
Schwarz criterion	-1516,586	Hannan-Quinn		-1610,431	
rho	0,078899	Durbin-Watson		1,697649	

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(8, 16) = 55,5946$

with p-value = $P(F(8, 16) > 55,5946) = 3,17566e-010$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(16, 108,2) = 1,66566$

with p-value =

$P(F(16, 108,2) > 1,66566) = 0,0644285$

ald joint test on time dummies -

Null hypothesis: No time effects

Asymptotic test statistic:

Chi-square(17) = $6,34569e+013$

with p-value = 0

LISA 6. Fikseeritud mudel nr. 3

Model 11: Fixed-effects, using 306 observations
 Included 17 cross-sectional units
 Time-series length = 18
 Dependent variable: ld_KTT
 Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-0,201377	0,534987	-0,3764	0,7116	
ld_IKT	0,0537352	0,00609826	8,812	<0,0001	***
ld_Keskminekooliaast ad	0,0455752	0,0301297	1,513	0,1499	
l_Oodataveluiga	0,0426361	0,121343	0,3514	0,7299	
TRADE	0,0200011	0,00956435	2,091	0,0528	*
FDI	-0,00820156	0,00426155	-1,925	0,0723	*
ld_TA	0,0483542	0,00927366	5,214	<0,0001	***
ld_KTT_1	0,304381	0,0762527	3,992	0,0011	***
dt_3	0,0131680	0,0100629	1,309	0,2092	
dt_4	-0,00416863	0,00829106	-0,5028	0,6220	
dt_5	0,00124888	0,00834603	0,1496	0,8829	
dt_6	0,00892256	0,00872068	1,023	0,3215	
dt_7	-0,0111366	0,00802956	-1,387	0,1845	
dt_8	0,00187904	0,00756014	0,2485	0,8069	
dt_9	0,00168049	0,00843319	0,1993	0,8446	
dt_10	0,00504742	0,00620286	0,8137	0,4277	
dt_11	-0,00384547	0,00614122	-0,6262	0,5400	
dt_12	-0,00121711	0,00600778	-0,2026	0,8420	
dt_13	-0,00661671	0,00495962	-1,334	0,2008	
dt_14	-0,0395214	0,00793163	-4,983	0,0001	***
dt_15	-0,0416298	0,00600050	-6,938	<0,0001	***
dt_16	0,0249769	0,00598218	4,175	0,0007	***
dt_17	-0,00680245	0,00318400	-2,136	0,0484	**
dt_18	-0,0205198	0,00407832	-5,031	0,0001	***
dt_19	-0,00744063	0,00378014	-1,968	0,0666	*
Mean dependent var	0,007900	S.D. dependent var		0,026625	
Sum squared resid	0,062198	S.E. of regression		0,015320	
LSDV R-squared	0,712324	Within R-squared		0,679409	
Log-likelihood	866,4608	Akaike criterion		-1650,922	
Schwarz criterion	-1498,255	Hannan-Quinn		-1589,865	
rho	-0,020313	Durbin-Watson		1,912499	

Joint test on named regressors -
 Test statistic: $F(7, 16) = 27,1946$
 with p-value = $P(F(7, 16) > 27,1946) = 9,70223e-008$

Robust test for differing group intercepts -
 Null hypothesis: The groups have a common
 intercept Test statistic: Welch $F(16, 108,2) = 1,48289$
 with p-value = $P(F(16, 108,2) > 1,48289) = 0,119227$

Wald joint test on time dummies -
 Null hypothesis: No time effects
 Asymptotic test statistic:
 Chi-square(17) = $2,00165e+014$
 with p-value = 0

LISA 7. Juhuslike efektidega mudel nr. 1

Model 4: Random-effects (GLS), using 323 observations
 Included 17 cross-sectional units
 Time-series length = 19
 Dependent variable: ld_KTT

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	0,520558	0,188057	2,768	0,0056	***
ld_IKT	0,0386473	0,00846670	4,565	<0,0001	***
l_Oodataveluiga	-0,116876	0,0428162	-2,730	0,0063	***
ld_Keskminekooliaast ad	0,0521128	0,0450792	1,156	0,2477	
ld_Muukapital	0,0871268	0,0110829	7,861	<0,0001	***
ld_TA	0,0353561	0,0102929	3,435	0,0006	***
FDI	-0,0111649	0,00553553	-2,017	0,0437	**
TRADE	0,00241140	0,00257170	0,9377	0,3484	
dt_2	-0,0131655	0,00597285	-2,204	0,0275	**
dt_3	0,00137428	0,00583577	0,2355	0,8138	
dt_4	-0,0150008	0,00587465	-2,553	0,0107	**
dt_5	-0,00764714	0,00576004	-1,328	0,1843	
dt_6	0,000252451	0,00568047	0,04444	0,9646	
dt_7	-0,0151812	0,00561331	-2,704	0,0068	***
dt_8	-0,00755420	0,00552354	-1,368	0,1714	
dt_9	-0,00997469	0,00548636	-1,818	0,0691	*
dt_10	-0,00371267	0,00549351	-0,6758	0,4991	
dt_11	-0,00794245	0,00536277	-1,481	0,1386	
dt_12	-0,00778856	0,00536604	-1,451	0,1467	
dt_13	-0,0118902	0,00530213	-2,243	0,0249	**
dt_14	-0,0373479	0,00523335	-7,137	<0,0001	***
dt_15	-0,0406938	0,00564766	-7,205	<0,0001	***
dt_16	0,0118125	0,00521944	2,263	0,0236	**
dt_17	-0,00329818	0,00514128	-0,6415	0,5212	
dt_18	-0,0150437	0,00519966	-2,893	0,0038	***
dt_19	-0,00815187	0,00512183	-1,592	0,1115	
Mean dependent var	0,008441	S.D. dependent var		0,026307	
Sum squared resid	0,072003	S.E. of regression		0,015544	
Log-likelihood	899,6869	Akaike criterion		-1747,374	
Schwarz criterion	-1649,155	Hannan-Quinn		-1708,166	

'Between' variance = 2,51337e-005
 'Within' variance = 0,000217927
 theta used for quasi-demeaning = 0,44022
 corr(y,yhat)^2 = 0,676917

Wald joint test on time dummies -
 Null hypothesis: No time effects
 Asymptotic test statistic: Chi-square(18) = 187,566
 with p-value = 3,02242e-030

Joint test on named regressors -
 Asymptotic test statistic: Chi-square(7) = 150,995
 with p-value = 2,5086e-029

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

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 16,4923
with p-value = 4,88492e-005

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(7) = 11,4235
with p-value = 0,121184

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 49,0059
with p-value = 2,283e-011

LISA 8. Kointegratsiooni testide tulemused 1

Tabel 9. Kointegratsiooni testide tulemused 1

Pedroni Residual Cointegration test					
Ühine (dimensioonis)			Individaalne (dimensioonide vahel)		
Statistik	Väärtus	P	Statistik	Väärtus	P
Trend ja lõikepunkt*					
Panel ADF-stat	-2.0885	0.0184**	Group ADF-stat	-3.3745	0.0004**
Ainult lõikepunkt*					
Panel ADF-stat	-1.6304	0.0515	Group ADF-stat	-2.1749	0.0148**
Kao Residual Cointegration TEST*					
ADF	-1.9186	0.0275**			

Allikas: Autori koostatud *Eviews*

Märkused: Null hüpotees: kointegratsioon puudub; * Automaatne viiteaegade valik AIC baasil;

**Testi väärtused on olulised 5% tasemel

LISA 9. Kointegratsiooni testide tulemused 2

Tabel 10. Kointegratsiooni testide tulemused 2

Pedroni Residual Cointegration test					
Ühine (dimensioonis)			Individaalne (dimensioonide vahel)		
Statistik	Väärtus	P	Statistik	Väärtus	P
Trend ja lõikepunkt'					
Panel ADF-stat	-1.9739	0.0197	Group ADF-stat	-2.7697	0.0031
Ainult lõikepunkt*					
Panel ADF-stat	-1.3610	0.0727	Group ADF-stat	-1.9310	0.0124
Kao Residual Cointegration TEST*					
ADF	-2.7450	0.0030			

Allikas: Autori koostatud *Eviews*

Märkus: Null hüpotees: kointegratsioon puudub; * Automaatne viiteaegade valik AIC baasil;

**Testi väärtused on olulised 5% tasemel.

LISA 10. DOLS mudel nr. 1

Dependent Variable: LOG(KTT)
Method: Panel Dynamic Least Squares (DOLS)
Date: 05/11/19 Time: 23:29
Sample (adjusted): 1997 2013
Periods included: 17
Cross-sections included: 17
Total panel (balanced) observations: 289
Panel method: Weighted estimation
Cointegrating equation deterministics: C @TREND
Fixed leads and lags specification (lead=1, lag=1)
Long-run variance weights (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(IKT)	0.028258	0.013357	2.115559	0.0397
LOG(MUU_KAPITAL)	0.181064	0.016932	10.69335	0.0000
LOG(KESKMINE_KOOLI_AASTAD)	0.169604	0.019691	8.613255	0.0000
LOG(T_A)	-0.011022	0.018203	-0.605537	0.5477
R-squared	0.994364	Mean dependent var		4.593705
Adjusted R-squared	0.965462	S.D. dependent var		0.065203
S.E. of regression	0.012118	Sum squared resid		0.006901
Long-run variance	1.69E-05			

LISA 11. DOLS mudel nr. 2

Dependent Variable: LOG(KTT)
Method: Panel Dynamic Least Squares (DOLS)
Date: 05/11/19 Time: 17:45
Sample (adjusted): 1996 2014
Periods included: 19
Cross-sections included: 17
Total panel (unbalanced) observations: 292
Panel method: Weighted estimation
Cointegrating equation deterministic: C @TREND
Automatic leads and lags specification (based on AIC criterion, max=*)
Long-run variance weights (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(IKT)	0.032848	0.012843	2.557679	0.0119
LOG(MUU_KAPITAL)	0.172750	0.016035	10.77335	0.0000
LOG(KESKMINE_KOOLI_AASTAD)	0.158108	0.057500	2.749711	0.0070
R-squared	0.972246	Mean dependent var	4.592765	
Adjusted R-squared	0.927241	S.D. dependent var	0.066227	
S.E. of regression	0.017864	Sum squared resid	0.035423	
Long-run variance	0.000175			

LISA 12. IKT kapitali osakaal kogutoodangust

Tabel 11. IKT kapitali osakaal kogutoodangust

Riik	IKT kapitali osakaal kogutoodangust
Austria	0,0158
Tšehhi Vabariik	0,0130
Taani	0,0127
Eesti	-
Soome	0,0080
Prantsusmaa	0,0143
Saksamaa	0,0076
Kreeka	0,0080
Iirimaa	-
Itaalia	0,0101
Läti	0,0075
Luksemburg	0,0047
Holland	0,0132
Portugal	-
Sloveenia	0,0061
Hispaania	-
Rootsi	0,0175

Allikas: Autori koostatud (EU KLEMS)

Märkus: Väljund on võetud EUKLEMS andmebaasist kujul: kogutoodangu maht 2010 hindades