

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL

Majandusteaduskond

Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Laura Teemägi

**2004. AASTAL EUROOPA LIIDUGA ÜHINENUD RIIKIDE  
KONVERGENTS**

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Natalia Levenko

Tallinn 2020

Deklareerin, et olen koostanud lõputöö iseseisvalt ja olen viidanud kõikidele töö koostamisel kasutatud teiste autorite töödele, olulistele seisukohtadele ja andmetele, ning ei ole esitanud sama tööd varasemalt ainepunktide saamiseks. Töö pikkuseks on 9549 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Laura Teemägi .....

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 178925TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: laurateemgi@gmail.com

Juhendaja: Natalia Levenko:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

# SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE	4
SISSEJUHATUS	5
1. KONVERGENTSI TEOREETILINE JA EMPIIRILINE TAUST	7
1.1. Neoklassikaline kasvuteooria ja $\beta$ -konvergens	10
1.2. Konvergensiteooria varasem käsitus	12
2. UURIMISE METOODIKA JA ANDMED	17
2.1. Mudeli ülesehitus, muutujad ja uurimismeetod	17
2.2. Cobb-Douglaste funktsiooni hindamine	22
2.3. Funktsiooni hindamine kohandatud mudeliga	25
3. EMPIIRILINE ANALÜÜS JA TULEMUSED	29
KOKKUVÕTE	39
SUMMARY	42
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	44
LISAD	47
Lisa 1. Ökonomeetriliseks mudeliks ning graafiliseks analüüsiks kasutatavad andmed perioodil 1995-2019	47
Lisa 2. Regressioonmudeli analüüs juhuslike efektidega 1995-2019	48
Lisa 3. Ühendatud mudeli analüüs 1995-2019	49
Lisa 4. Regressioonmudeli analüüs fikseeritud efektidega 1995-2007 ja 2011-2019	50
Lisa 5. Lihtlitsents	51

## LÜHIKOKKUVÕTE

Üheks Euroopa Liidu ja eurosooni eesmärgiks on olnud stabiilse majanduskasvu, hinnastabiilsuse, konkurentsivõimelise majandussüsteemi ülesehitamine, mis tagaks riikidevaheliste majandusnäitajate tasemete ühtlustumise. Lõputöö eesmärk on analüüsida, kas Euroopa Liiduga 2004. aasta ühinenud riigid on vähendanud tuluerisust Euroopa Liidu keskmise tasemega perioodil 1995-2019. Tulutasemete koondumiseks ehk konvergenstiks nimetatakse madalama sissetulekutasemega riikide kiiremat kasvu jõukamate taseme suunas. Konvergenst on võimalik kahaneva piirtootlikkuse tõttu, mille järgi iga lisanduva tootmisteguri lisandväärtus väheneb. Hüpoteesiks püstitatakse, et Euroopa Liiduga 2004. aastal ühinenud riikide majandusnäitajad konvergeeruvad Euroopa Liidu keskmise tasemega. Teise hüpoteesina oodatakse, et kriisiperioodidele eelnevalt on konvergenst suurem ning peale surutist koondumine aeglustub lühiajaliselt.

Esimeses osas kasutatakse uurimismeetodina Cobb-Douglase mudeli ökonomeetrilist hindamist kõikide 2019. aasta lõpu seisuga Euroopa Liitu kuulunud riikide AMECO andmebaasi andmetega. Teises osas uuritakse konvergensti Euroopa Liiduga 2004. aastal ühinenud Kesk- ja Ida-Euroopa riikide Eesti, Läti, Leedu, Poola, Tšehhi, Slovakkia, Ungari ning Sloveenia näitel graafiliselt. Kinnitust leidsid mõlemad hüpoteesid ning oli võimalik järeldada, et Euroopa Liiduga 2004. aastal ühinenud riigid on tulutasemete, hõive, kapitalivarustatuse ning kogutootlikkuse poolest vähendanud erinevust Euroopa Liidu keskmisest tasemest ning konvergeerunud. Lisaks kinnitati, et kriisieelselt koondumine kiireneb, surutise ajal aeglustub ning kriisi järgselt konvergenstikiirus taastub paari aasta jooksul.

Võtmesõnad: Konvergenst, Kesk- ja Ida-Euroopa konvergenst, Euroopa Liit, majanduskasv

## SISSEJUHATUS

Kaubandussõda, Brexit ja Covid-19 pandeemia tõttu alanud majanduskriis on suurendanud 2020. aasta majanduse ebakindlust ja tõstatanud küsimusi, kas Euroopa Liit suudab ühtsena probleeme lahendada. Euroopa Liidu eesmärk on olnud tagada rahu, vabadus, stabiilne majanduskasv, hinnastabiilsus ja riikidevahelise koostöö ning kaubanduse paranemine. Liiduga ühinemiseks peavad riigid täitma Kopenhaageni kriteeriume, mille eesmärk on tagada demokraatia, õigusriigi ning inimõiguste järgmine, luua konkurentsivõimeline majandussüsteem ning toetada liidu riikidevahelist koostööd ja tasemete ühtlustumist. 2004. aastaks saavutasid 8 sarnase ajaloo riiki, Eesti, Läti, Leedu, Poola, Tšehhi, Slovakkia, Ungari ning Sloveenia, Euroopa Liiduga ühinemise eeldused. Euroopa Liitu astumise järgselt oodatakse, et riigid ühinevad valuutatsooniga. Eurotsooniga liitumise kriteeriumid on kehtestatud Maastrichti lepingus ning nimetatakse konvergenksi tingimusteks. Peamiseks uurimisprobleemiks on 2004. aastal Euroopa Liiduga ühinenud riikide madalamad sissetulekutasemed, tööhõive, kapitalivarustus ning kogutootlikkus Euroopa Liiduga ühinemise ajal ning järgselt.

Majandusteaduses seisneb konvergenst riikide või piirkondade majandusnäitajate samale tasemele ühtlustumises. Konvergensteooria kohaselt aeglustub riikide kasvumäär kahaneva piirtootlikkuse tõttu, mille järgi iga lisanduva tootmisteguri lisandväärtus väheneb. Kahaneva piirtootlikkuse probleem tekib, kui hakatakse lähenema efektiivse töötaja kapitalikasutuse tasakaaluseisundile ehk *ceteris paribus* kasvavad rikkamad majandussüsteemid aeglasemalt kui vaesemad. Selle tõttu on võimalik madalamalt tasemelt alustavatel riikidel jõukamatele kiiremini järele jõuda.

Antud töö eesmärk on selgitada välja, kuidas on Euroopa Liiduga hiljem ning madalamalt algtasemelt liitunud riikide majandusnäitajatele mõjunud Euroopa Liiduga ühinemine. Lisaks soovitakse uurida majanduskriisi mõju konvergenstile 2007.-2009. aastate majandussurutise näitel. Varasemalt on Euroopa Liidu konvergensti uuritud kriisieelselt ning paaril aastal peale surutist ning selle tõttu analüüsitakse antud töös 2004. aastal ühinenud riikide näitel perioodi 1995-2019, kuhu jääb kolm majandussurutist (2000. algusaastatel, 2007-2009 ning 2011-2012) ning saab tuvastada kolm kriisieelset perioodi (1996-1999, 2005-2007, 2010 ning 2016-2019). Antud töö on uuenduslik, sest uurimisperiood on pikk ning 2004. aastal ühinenud riike on võimalik uurida ka enne Euroopa Liitu astumist.

Peamiseks uurimisküsimuseks on, kas ning millisel määral on Euroopa Liiduga 2004. aastal ühinenud riikide tootlikkuse tase, hõive määr, sissetulekud ning kapitalitase Euroopa Liiduga ühinemise järel hakanud lähenema Euroopa Liidu keskmisele tasemele ning kuidas mõjutas koondumist 2007.-2009. aastate majanduskriis.

Hüpoteesiks püstitatakse, et Euroopa Liiduga 2004. aastal ühinenud riikide sissetulekutase, hõive määr, kogutootlikkus ning kapitalitase konvergeeruvad Euroopa Liidu keskmise tasemega. Lisaks oodatakse, et kriisiperioodidele eelnevalt on konvergenst suurem ning peale surutist koondumine aeglustub lühiajaliselt.

Uurimismeetodina hinnatakse töö teises peatükis Cobb-Douglase tootmisfunktsiooni koguperioodil ning 2008-2010 aastateta. Aastased andmed pärinevad Euroopa Komisjoni koostatud AMECO andmebaasist. Analüüsi kaasatakse rahvaarv ja töötav osa rahvastikust täisarvudena. Netokapitalivarustus ja sisemajanduse koguprodukt nominaalsetes hindades saadakse 2015. aastate hinnatasemes ja esitatakse eurodes. Cobb-Douglase funktsiooni hinnatakse kahel perioodil juhuslike ja fikseeritud efektidega ning ühendatud mudeliga. Peamisteks analüüsi riskid on seotud andmetega ja nende ökonomeetrilise analüüsi tingimustele mittevastamisega.

Töö esimeses peatükis uuritakse teaduslikku kirjandust. Tuuakse välja, mis on konvergenst, kuidas toimib Cobb-Douglase tootmisfunktsioon ning kuidas on majandusteadlased varasemalt Euroopa Liidu konvergensti tuvastanud. Teises peatükis selgitatakse uurimismeetodit, uuritakse andmeid, määratakse analüüsi kaasatud näitajad, hinnatakse mudelit ning tõlgendatakse andmeanalüüsi tulemusi. Töö kolmandas osas hinnatakse sisemajanduse koguprodukti elaniku kohta, hõive määra, kogutootlikkuse ning kapitalivarustatuse konvergensti graafiliselt. Jooniste põhjal tehakse järeldusi ning selgitatakse hüpoteesi paikapidavust. Töö tulemusi on võimalik rakendada Euroopa Liiduga ühineda soovivate riikide analüüsis ning hinnata, kas liitu astumine tuleb riikidele majanduslikult kasuks.

## 1. KONVERGENTSI TEOREETILINE JA EMPIIRILINE TAUST

Konvergenti mõiste on kasutusel mitmes teadusvaldkonnas, nagu loodus-, sotsiaal-, keele või arvutiteaduses. Konvergent seisneb protsesside kulgemises või koondumises samas suunas. Protsesside eemaldumist nimetatakse divergentsiks. Majandusteaduses tähendab konvergent riikide või piirkondade majandusnäitajate lähenemist või ühtlustumist samale tasemele. Konvergentiteooria üheks aluspõhimõtteks on kahanev piirtootlikkus ehk tootmise suurendades on lisanduva töötaja mõju lõpptoodangule väiksem kui eelmise töötaja panus, tööjõud muutub vähem produktiivseks ja tootlikkuse kasv arenenud riigis seiskub. Selle tõttu on konvergentiteooria järgi madalama tulutasemega riikidel võimalik kiiremini kasvada, sest nendes ei ole kõrgelt arenenud, kuid madala piirtootlikkusega ettevõtteid. (Barro, Sala-i-Martin 1992, 223-224) Tasakaalutase, millele riigid lähenevad, on stabiilne turuseisund, kus kogunõudlus on võrdne kogupakkumisega. Majandusteadlased on uurinud konvergentiteooriat erinevatest perspektiividest ning lisanud uuringusse teisigi eelduseid lisaks kahanevale piirtootlikkusele. (Islam 2003, 312-316)

Konvergenti saab arvuliselt võrrelda nii kasvumäära kui ka sissetuleku taseme järgi. Mõlema puhul eeldatakse, et neoklassikalises mudelis põhineb tehnoloogiline areng tingimustel, et innovatsiooni saavutamiseks ei ole vaja lisada ressursse, kogu ühiskond saab arengust kasu ning keegi ei pea selle saamiseks kompensatsiooni maksma. Antud eelduste põhjal vaadati konvergenti kasvumäära kaudu ning järeldati, et maailmatasemel on tehnoloogiline areng riikide vahel võrdselt jaotunud ning tasakaalutaseme saavutanud piirkonnad kasvavad sama kiiresti. Konvergenti sissetulekutaseme järgi analüüsimiseks lisisid majandusteadlased eelduse, et kõigil riikidel on identne agregeeritud tootmisfunktsioon ja sellest tulenevalt võrdsed tasakaalupunkti sissetuleku tasemed. (Islam 2003, 313-314)

Islam on tutvustanud täpsemalt kasvumäärade konvergenti. Eksogeensed ehk mudelivälised kasvutegurid on näiteks naftakriisid, eksogeenne tehnoloogia areng või ülemaailmse säästumäära muutumine. Solow endogeenses kasvumudelis (1956) määravad majanduskasvu mudelisesed näitajad, nagu kapitaliinvesteeringud, tööjõud ja tehnoloogia areng. Eristatakse konvergenti majandussüsteemi siseselt ja süsteemide vaheliselt. Solow kajastas oma kasvumudelites konvergenti mõistet, kuid jättis lahti seletamata sissetulekutaseme ja kasvumäära koondumise

majandussüsteemide vahel. (Islam 2003, 313) Solow mudelis (1956) on tasakaalutasemes investeeringud võrdsed kapitali amortisatsiooniga ehk kõik investeeringud tehakse olemasoleva kapitali parandamiseks või väljavahetamiseks. Uut kapitali süsteemi ei lisandu. Stabiilne tasakaaluseisund saavutatakse ühe tootmisfaktori asendamisest tulenenud kasvust. Nii Solow (1956) kui ka teiste neoklassikaliste tootmisteooriate toetajate järgi peaksid madalamalt sissetuleku tasemelt alustavad riigid kasvama kiiremini just kahaneva piirtootlikkuse ning sarnase tehnoloogia taseme tõttu. (Islam 2003, 313) Sõltumata sellest, kas majandus alustab tasakaalupunktist kõrgemalt või madalamalt kapitalivarustatuse tasemelt elaniku kohta, survestavad tootmistegurite asendamise võimalus ning kahanev piirtootlikkus majandusel tasakaalutaseme saavutamist ehk konvergeerumist. Algse teooria alusepanijad nimetasid seda majandussüsteemi siseseks (*convergence within economy*) konvergeerumiseks. Ometi on hilisemas teaduskirjanduses seostatud neoklassikalisi kasvumudelid majandussüsteemide vahelise (*across-economy*) konvergensiga. (Islam 2003, 313)

Empiiriliste uuringute põhjal on Ameerika Ühendriikides toimunud konvergens kõrgemalt tasemelt alustavate osariikide ning teiste arenenud riikide vahel, kuid madalama sissetulekutasemega osariikide ning teiste väiksema sissetulekuga riikidega ei ole sissetulekuvahet elaniku kohta vähendanud ning ei ole tekkinud ühist tasakaalutaset. (Barro, Sala-i-Martin 1992, 223; Romer 1994, 8) Kuna neoklassikalised mudelid ei suutnud selgitada, miks arenenud riigid jätkavad kogu aeg kasvamist ning madalama sissetulekutasemega riigid ei ole jõukamatele järele jõudnud, arendasid Romer (1994) ning Lucas (1988) uue kasvuteooria, kus tehnoloogiline innovatsioon on endogeenselt määratud inimkapitali akumulatsiooni, teadus- ja arendustöö abil. Antud teooria selgitab, et kõrgemalt tasemelt alustavad riigid kasvavad arenenud tehnoloogia tõttu konstantselt. Ometi ei suuda mudel selgitada, miks on industrialiseerimise hiljem läbi teinud riigid (*newly industrialized economies*), nagu Lõuna-Korea, Taiwan, Hong Kong, Singapur ning Hiina, kasvanud ja konvergeerunud väga kiiresti viimase kolme kümnendi jooksul. Riikide tehnoloogiline tase sõltub kulukast uurimis- ja teadustegevusest. Arenevad riigid seda endale lubada ei saa ning imiteerivad arenenud riikide tehnoloogiaid. Konvergens erineva tasemega riikide vahel tekib, kui tehnoloogia levib arenenud riigist madalama arengutasemega piirkonda. (Lin 2003, 283-286) Teistes uurimustes argumenteeritakse, et aeglasema arenguga riigi töötajad ei ole piisavalt kvalifitseeritud, et kasutada arenenud riigi tehnoloogiat ning selle tõttu erinevad piirkondade sisemajanduse koguprodukt (SKP) elaniku kohta ning kogutootlikkuse tase märkimisväärselt. Kõige kiirema arengu madalamalt tasemelt alustavale riigile tagab tööjõu väljaõpe ning uue tehnoloogia iseseisev arendamine. (Acemoglu, Zilibotti 2001, Lucas 1993)



Konvergensiteoorias eristatakse  $\beta$ - ning  $\sigma$ -konvergenti.  $\beta$ -konvergent seisneb kasvumäära ning tulutasemete analüüsis. Positiivne  $\beta$ -parameetri väärtus näitab riigi tasakaalupunktile lähenemise kiirust. Eeldusteks on kahanev tootlikkus, tänu millele on vaesemate riikide kapitali piirtootlikkus kõrgem ning selle tõttu kasvavad madalamalt tasemelt alustavad riigid sarnase säästumäära juures kiiremini. Antud stsenaariumist järeldatakse, et esialgse tulutaseme ja kasvumäära vahel on negatiivne korrelatsioon ehk kõrgemalt tasemelt alustavad riigid kasvavad aeglasemalt. (Islam 2003, 314) Majandusteadlased Quah (1993) ning Friedman (1992) leiavad, et konvergenti tuleb hinnata erinevate riikide tulutasemete ja kasvumäärade hajutatuse ehk dispersiooni järgi.  $\beta$ -konvergenti alusel arenes välja  $\sigma$ -konvergenti teooria, mille järgi näitab  $\sigma$  tulutasemete või kasvumäärade standardhälvet. Kui elanike reaalsete sissetulekute dispersioon ehk näitajate varieerumine ühtlustub perioodi jooksul, siis on tegemist  $\sigma$ -konvergentiga. (Yount *et al.* 2008, 1087) Quah-i ning Friedmani arvates on  $\sigma$ -konvergenti uurimine oluline, sest see näitab otseselt, kas sissetulekute jaotus erinevate riikide vahel on muutunud õiglasemaks ja võrdsemaks.  $\beta$ -konvergenti uurimine annab tulude jaotumise uurimisega võrreldes rohkem infot kasvumudelite struktuuri kohta ning selle tõttu on suurem osa majandusteadlastest uurinud detailsemalt just  $\beta$ -konvergenti. (Islam 2003, 314)

Erinevus tingimusliku (*conditional*) ning tingimusteta (*unconditional*) konvergenti vahel seisneb selles, et tingimusliku kontseptsiooni järgi on riikide tasakaaluseisundi tasemed erinevad ning nendega arvestamiseks tuleb Cobb-Douglase tootmisfunktsiooni lisada muutujaid. Samas suudab tingimusteta konvergentimudel tasakaaluseisundi leida kapitali, tööjõudu ja kogutootlikkust ning nende kasvumäärasid kasutades. Tingimusteta konvergenti korral on üks tasakaalutase, millele lähenevad kõik majandussüsteemid. Tingimusliku konvergenti puhul on majandussüsteemides erinevad tasakaalupunktid. Klubikonvergenti teooria kohaselt on ühes majandussüsteemis mitu tasakaalutaset ning valik, millisele tasakaalupunktile majandussüsteem läheneb, sõltub esialgsetest tingimustest. Näiteks võivad riigid, kellel on sarnane algseisund, läheneda samale kui ka erinevale tasakaalupunktile. (*Ibid*, 315)

Galor (1996) on homogeense majandusstruktuuriga riikides eristanud kolme tüüpi konvergenti:

- a) tingimusteta või absoluutne konvergent, kus olenemata alguspunktist konvergeeruvad sissetulekud inimese kohta pikas perspektiivis samasse tasakaalupunkti;
- b) tingimuslik konvergent, kus olenemata alguspunktist liiguvad sissetulekud inimese kohta pikas perspektiivis erinevatele tasemetele;

- c) klubikonvergentsi, kus sõltuvalt alguspunktist liiguvad sissetulekud inimese kohta pikas perspektiivis erinevatele tasemetele. Positiivne  $\beta$  väärtus näitab, et sõltuvalt algtasemest kasvavad vaesemad piirkonnad kiiremini oma tasakaalutaseme suunas kui rikkamad.

Sissetulekute või kogutootlikkuse (*total factor productivity* ehk TFP) järgi konvergentsi hindamiseks kaasatakse mudelisse tehnoloogiline protsess (Islam 2003, 316). Sissetulekutaseme järgi konvergeerumine põhineb peamiselt kapitalitaseme kasvus töötaja kohta, aga analüüsi kogutootlikkuse ehk TFP lisamine aitab hinnata, kas riigid on lähenenud ka sarnasele tehnoloogia tasemele.

Lisaks tuuakse välja erinevus nominaalse ning reaalse konvergentsi vahel. Nominaalse konvergentsi järgi saavutavad riigid sarnased hinnatasemed nominaalsete näitajate järgi - sama inflatsioon, intressimäär või vahetuskurss (Islam 2003, 317). Lisaks vaadatakse nominaalset konvergentsi kui Maastrichti konvergentsi kriteeriumite täitmist, mille kohaselt peavad riigid eurotsooniga ühinemiseks viima oma majandusnäitajad vastavusse Euroopa rahapoliitikaga, hinnatasemed ühtlustama ja saavutama vahetuskursi stabiilsuse. Reaalnäitajates konvergentis toimub reaalse makroökonomiliste näitajate põhjal - reaalne SKP töötaja kohta. (Dvorokova 2014, 88)

Konvergentsi on majandusteaduses lahti mõtestanud mitmed majandusteadlased. Antud lõputöös võetakse konvergentsi eelduseks kahanev piirtootlikkus ning analüüsitakse reaalselt  $\beta$ -konvergentsi.

## 1.1. Neoklassikaline kasvuteooria ja $\beta$ -konvergentis

Neoklassikalise kasvuteooria arenes välja Robert Solow uuringutest (1956), kus seati eeldusteks kapitali negatiivne mastaabiefekti. Solow mudelis määravad tasakaalutaseme eksogeensed ehk mudelivälised näitajad säästumäär ning rahvastiku kasv. Solow mudel prognoosib, et kõrgema säästumääraga riigid kasvavad kiiremini, aga kiire rahvastiku kasv teeb riigi vaeseks. (Mankiw *et al.* 1992) Nii Solow, Ramsey, Cass kui ka Koopmans kinnitavad, et suletud majandusega neoklassikalistes kasvumudelites kasvab kahest majandussüsteemist, mis alustavad sarnaselt eelistuste ja tehnoloogiate tasemelt, kiiremini vaesem majandussüsteem. Romer (1987) on varasemalt mainitule lisaks toonud näite, et riigid, nagu Jaapan või Saksamaa, mis kannatasid teise maailmasõja järgselt suurte kaotuste käes, või arenev piirkond Korea, kasvasid 1950. ja 1960. aastatel rohkem kui Ameerika Ühendriigid (USA), sest nendes piirkondades akumuleerus kapital

kiiremini ning oli võimalik kiiresti USA kapitali ja tööjõu suhtele läheneda. Neoklassikalises kasvumudelil on oluline arvestada, et tasakaalutasemed on riikides erinevad ning mudeli testimiseks tuleks uurida majanduse kasvumäära ning esialgse sissetulekutaseme elaniku kohta korreleerumist. (Barro, Sala-i-Martin 1992, 224-225)

Konvergensti uurimisele pani aluse Baumol 1986. aastal, kui hakkas uurima  $\beta$ -konvergensti ehk reaalsel konvergensti erinevate majandussüsteemide vahel.  $\beta$ -konvergensti mudel võib olla järgnev:

$$g_i = a - bx_i + u_i \quad (1)$$

kus

$g$  - keskmine majanduse kasvumäär *per capita* sissetuleku kohta perioodil 0 kuni  $T$ ,

$a$  - vabaliige,

$b$  - konvergensti koefitsient,

$x$  - majanduse esialgse *per capita* sissetuleku logaritmitud väärtus,

$u$  - vealiige (Battisti, Vaio 2007, 110).

Positiivne  $\beta$  väärtus näitab konvergensti kasvukiirust, millega majandus läheneb tasakaalutasemele. Negatiivne  $\beta$  tähistab negatiivset korrelatsiooni majanduskasvu ning esialgse sissetuleku vahel. Tasakaalus mudeli eeldusteks on: 1) võrdne tehnoloogiline protsess ja efektiivne toodang ning 2) konstantne konvergensti koefitsient kõikides majandussüsteemides. Positiivne  $\beta$  väärtus näitab, et madalama sissetulekutasemega regioonid konvergeeruvad tingimusteta samale tasakaalupunktile kiiremini. (Battisti, Vaio 2007, 110-112).

Majandusteadlased on Barro ja Sala-i-Martini ning Makiw uuringute põhjal võtnud kokku, et  $\beta$ -konvergensti kiirus on ristanndmete järgi alati umbes 2% ning selle põhjal on konvergensti baaskäsitluseks eeldatud 2%-list sissetulekutasemete koondumist aastas, mille järgi vähendavad erinevad majandussüsteemid omavahelist sissetulekute ning kasvumäärade taset 2% aastas. Paneelandmete põhjal on tuvastatud teatud perioodidel kiiremat konvergensti. (Young *et al.* 2008, 1083-1085)

Neoklassikalises kasvuteoorias väljaarenenud riikide majandusseisundite võrdlemist on edasi arendanud mitmed majandusteadlased. Üheks olulisimaks uurimismeetodiks on  $\beta$ -konvergensti uurimine, et tuvastada, kui kiiresti erinevad majandussüsteemid või riigid omavahel konvergeeruvad ning sarnasele tasemele liiguvad. Antud lõputöös rakendatakse ühe uurimismeetodina ökonomeetrilises mudelis samuti  $\beta$ -konvergensti meetodeid ning konvergensti graafilisel uurimisel analüüsitakse riikide  $\sigma$ -konvergensti muutujate dispersioonide kaudu.

## 1.2. Konvergensiteooria varasem käsitlus

Konvergensiteooriaid on arendatud välja pikalt. Teemat on uuritud pea iga riiki kontekstis ja peamiselt alates 1950. aastatest. Suurem osa analüüsides keskenduvad vahemikule 1950-1990, kui uuriti erinevate ühenduste või kriiside mõju riikide majanduslikule kasvule. Arengumaade konvergeerumise uurimine aktiveerus samuti sellel perioodil, sest siis hakkasid antud piirkonnad kiirelt tänu välisabile kasvama. Olulised on ka 2007.-2009. aasta majanduskriisi mõju käsitlevad uuringud. Euroopa Liidu (EL) konvergensiuuringud on peamiselt tehtud paneelandmetega ning kaasatud pole mitte riikide näitajad, vaid iga riigi regioonide tulemused. Nii on arvestatud riikide regionaalpoliitikaga (pealinna piirkond on jõukam) ning on võimalik valimit laiendada ja saada täpsemaid tulemusi. Järgnevalt tuuakse välja varasemate konvergenssi käsitlevate teadusuuringute tulemused.

Euroopa Liidu piirkondade vahelise konvergenssi uurimises on olulisel kohal Euroopa Komisjoni poliitikad. Euroopa Komisjoni eesmärk on vähendada Euroopa Liidu piirkondade vahelist ebavõrdsust sotsiaalse ühtekuuluvustunde kasvatamisega. On oluline, et piirkonnad mõistaksid, et tootlikkuse parandamisel on oluline roll regioonide koostööl, mis seisneb tehnoloogiliste arengute, innovatsiooni ning teadmiste jagamises. Kui piirkonnad on omavahel seotud teadmiste ning uute tehnoloogiate loomise kaudu, siis arenevad nad ka sarnase taseme suunas ning konvergeeruvad. (Beugelsdijk *et al.* 2018, 463) 2005. aasta andmete põhjal riike väiksemate haldusüksusena, nagu maakonnad, uurides leiti, et sissetulek töötaja kohta varieerub riigi jõukama ning vähemkindlustatud piirkonna vahel keskmiselt 4,4 korda. Aafrikas on sama näitaja 3,8, Aasias 5,6, Euroopas 3,7, Põhja-Ameerikas 4,6 ning Lõuna-Ameerikas 5,6. Eurostati andmetel on sissetulekute suhtarv jõukama ning madalama sissetulekuga piirkondade vahel 2,2 korda, mis viitab Euroopa Liidu väiksusele ja homogeensusele. (Gennaioli *et al.* 2013, 126)

Tingimusliku ning tingimusteta konvergenssi järgi riikide tasakaalutasemete saavutamise võrdlemist on kritiseerinud mitmed majandusteadlased. Peamiselt kaheldakse, et riikide vahel ei ole heterogeenseid parameetreid, eksisteerivad erijuhud ning mõõtmisvead. On ka välja toodud, et Euroopa regioonid uurides ei tule välja homogeenset kasvumustrit. Struktuurne heterogeensus riigi sees võib tekkida, kui regioonides on erinevad valitsemisvormid, toimub kiire tehnoloogiline areng või valitsevad inimkapitali akumulatsioonist tingitud tugevad välismõjud. Nende tulemusena muutub agregeeritud tootmisfunktsioon ning tekib mitu kohalikku tasakaaluseisundit. (Battisti, Vaio 2007, 113-114) Erinevate tasakaalupunktide tekkimine on omane klubikonvergensile. Euroopa Liidu konvergenssi ning Maastrichti kriteeriumite täitmise uurimisel on oluline, et

piirkonnad konvergeerusid ühele ehk Euroopa Liidu keskmisele tasemele. Ühele tasakaalutasemele konvergeerumine tähendab, et riigisiselt on vähendatud sissetulekute erinevust kui ka on alandatud riikidevahelist ebavõrdsust.

Barro ning Sala-i-Martini 1991. aasta uuringus järeldati 73 lääneriigi põhjal perioodil 1950-1985, et  $\beta$ -konvergensti järgi koonduvad majandused erinevates tingimustes umbes 2% aastas ning kaotavad kahekordse tasemete erinevuse umbes 35 aastaga. (Battisti, Vaio 2007, 110-111) 2004. aastal ilmunud õpikus väitsid samad autorid, et absoluutne  $\beta$ -konvergenst on saanud regionaalökonomika aluspõhimõtteks. Absoluutne  $\beta$ -konvergenst on kõige relevantsem, kui analüüsitakse riigisisest konvergensti. Regionaalökonomika tõttu jagavad sama riigi piirkonnad sarnast tasakaalutaset ning säästumäära, eelistusi, valitsuse poliitikat, infrastruktuuri ja palju muud. Samas erinevatesse riikidesse kuuluvate piirkondade tasakaalupunktid ei ole tavaliselt võrdsed. (Barro, Sala-i-Martin 2004, 582) Solow on oma uuringutes tõdenud, et tasakaalupunktid ei peagi kõikjal kogu aeg võrduma. Need nihkuvad ajaga erinevate tehnoloogiliste, demograafiliste või inimeste säästmisharjumuste muutumise tõttu. (Solow 1999, 640)

Armstrong (1995) täheldas oma absoluutse ja tingimusliku ning riigisisese ja riikide vahelise konvergensti uurimuse põhjal 85 Euroopa regioonis perioodil 1950-1990 konvergensti hüpoteeside vahel olulisi lahknevusi. Varasemad uuringud näitasid, et antud perioodil oli riikidevaheline absoluutne konvergenst umbes 2% aastas. Armstrong lükkas selle ümber ning sai tulemuseks vaid 1%. Kaheprotsendilise koondumine seletati ära vaid riigisisest tingimuslikku konvergensti sõjajärgsel perioodil uurides. Peale naftakriisi vähenesid konvergenstimäärad kogu piirkonnas ning jäid vahemikku 0,8%-1%. (Armstrong 1995)

Klubikonvergensti Euroopas on uurinud mitmed autorid. Varasemad uuringud eeldasid klubide arvu eksogeensust ning jagasid piirkondasid põhja ja lõuna, kesk- ning äärealade või sissetulekutasemete järgi (Battisti, Vaio 2007, 114-115). Selle jätkuks uurisid Neven ja Gouyette 1995. aastal 142 Euroopa regiooni perioodil 1980-1989 ning jagasid need põhja ning lõuna klubideks. Tulemuseks saadi statistiliselt ebaoluline 0,53% absoluutne konvergenst piirkondade sissetulekute kasvu vahel. Kui arvesse võeti riigisiseseid sissetulekujaotusi, siis saadi arvestatav tulemus ning konvergenst jäi 1,1-1,8% vahemikku. (Neven, Gouyette, 1995) Eksogeenses mudelis jaotatakse struktuurse heterogeensuse tunnused erinevate klubide vahel, kuid klubide määramisel on oluline roll ka endogeensetel muutujatel. Canova (2004) võttis kasutusele uue ennustava lähenemise ning määras selle abil 144 Euroopa regioonist perioodil 1980-1992 neli homogeenset klubi, millel kõigil olid erinevad konvergenstimäärad, alguspunktid ja tasakaaluseisundid - põhja-

ja lõuna- ning rikas-vaene piirkond. Geograafilise välismõju tõttu on Euroopas sissetulekutase inimese kohta mõjutatud riigi füüsilisest asukohast. Klubikonvergentsi ja asukoha seost on uuritud 138 Euroopa regiooni näitel perioodil 1980-1995 ning avastati, et sissetulekud elaniku kohta on erinevatesse regioonidesse jagades korrelatsioonis. Tulemustena jagati Euroopa rikkaks põhja- ning vaeseks lõunapiirkonnaks (Battisti, Vaio 2007, 114-115). Kahte regiooni analüüsid eeldati nende heterogeensust, autokorrelatsiooni ning selle tulemusena ei tuvastatud põhjaregioonis statistiliselt olulist konvergenti, kuid lõunas täheldati 2,9 protsendilist koondumismäära. (Ertur *et al.* 2006)

Battisti ning Vaio (2007) uurisid absoluutset, tingimuslikku ning klubikonvergenti aastatel 1980-2002 25 Euroopa Liidu riigis ning tuvastasid, et antud hüpoteesid ei ole kõige ülevaatlikumad seoses Euroopa Liidu regionaalse kasvuga. Järeldusena kinnitati, et Euroopa Liidus on empiirikas oodatud 2%-list konvergeerumist väär eeldada, sest sissetulekute tase elaniku kohta on sõltuvuses riigi geograafilisest asukohast. Tulemused sai jaotada kolme gruppi sissetulekutasemete konvergensikiiruse järgi - kiire, mõõdukas ning olematu. Mõned riigid nii rikkamast kui ka vaesemast grupist ei ole uuritava perioodil Euroopa Liiduga konvergeerunud ning neid täpsemalt uurides tuli välja, et seal kehtib lahkneva konvergenti paradoks, mille kohaselt riikide vaheline konvergens on olemas, aga riikide sees kasvavad piirkonnad erineva kiirusega erinevate tasemete suunas. Põhja- ja lõunasuunalist erinevust Euroopas ei tuvastatud mujal kui Itaalias, kus on tugev erinevus perifeeria ning pealinna lähedaste alade vahel. Analüüsi põhjal ei ole riikide ühtekuuluvuspoliitikal olulist mõju olnud ning 90. aastatel hoopis suurenes olematu konvergensiga piirkondade arv. Osad uued Euroopa Liidu riigid on EL tasemega konvergeerunud, kuid ühtset järeldust ei ole selle põhjal võimalik teha. Kokkuvõtlikult järel dati, Euroopa Liidus esineb regioonidevaheline ebavõrdsus, mille tõttu ei ole võimalik tuvastada ühtset sissetulekutasemete konvergenti. (Battisti, Vaio 2007, 126-127)

Mitmetes teadusuuringutes on uuritud täpsemalt Euroopa  $\beta$ -konvergenti. Matkowski ning Prochniak uurisid 2004. aastal kaheksa endise Venemaa koosseisu kuulunud riigi - Tšehhi, Eesti, Ungari, Läti, Leedu, Poola, Slovakkia ja Sloveenia - konvergeerumist EU-15-ga perioodil 1993-2001. Tulemused näitasid, et üleminekuriigid konvergeerusid Euroopa tasandile ning kasvasid kiiremini kui vanad Euroopa riigid (Matkowski, Próchniak 2004, 419-420). Kaitila lisab oma 2004. aasta uuringus, et Kesk- ja Ida-Euroopa riigid konvergeerusid EU-15 tasemele perioodil 1993-2002 tingimuslikult ning investeeringute kasv ning avaliku sektori tarbimise vähenemine majanduskriisi ajal toetasid omakorda kasvu. Lisaks on välja toodud, et perioodil 2000 kuni 2015 on Kesk- ja Ida-Euroopa riikide sissetuleku tasemed muutunud homogeensemaks ning konvergeerunud kiiremini

Euroopa keskmisele tasemele kui Balkanimaad (Pipien, Roszkowska 2018, 27). A8 riikide ehk Eesti, Läti, Leedu, Poola, Tšehhi, Slovakkia, Ungari ja Sloveenia konvergensti on uuritud ka kogupakkumist agregeerimata ehk ainult toidukaupade hindade järgi. Ühtse turuhinna teooria järgi on avatud majandussüsteemis toodetel kõikjal sama hind. Selle järgi peaks Euroopa Liidus alates 1992. aasta ühtse turu avamisest toimuma toidukaupade hindade konvergenst. Lindenblatti ja Feuersteini 2015. aastal avaldatud uuringus tõdeti, et hinnatasemed alati ei koondu, sest mõnda teenust saab kasutada vaid ühes asukohas ning alati ei ole arbitraaž võimalik. Täpsemast mikrotasandi uuringust aastatel 2001-2003 leiti, et 2004. aasta seisuga Euroopa Liidu riikide toidukaupade hindades esinesid suured erinevused. Hinnatasemete konvergenst algas alates 2003. aastast. Selle põhjal järeldati, et A8 riikide ühinemisega hakkas vähenema ka hinnatasemete erinevus liidus. (Feuerstein, Lindenblatt 2015, 840)

Euroopa Liidu konvergensti uurides on selgunud, kriisieelset perioodi iseloomustas aeglane konvergenst aastatel 1993-2000 ning kiirem ühinemine 2008. aastani. Kriisiaastatel konvergenst peatus. 2004. või 2007. aastatel ühinenud riigid konvergeerusid Euroopa Liidu keskmise tasemega kiiresti 2007. aastani. Seejärel konvergenst peatus ning jätkus taas 2011. või 2012. aastal. Varem Nõukogude Liitu kuulunud riikide keskmine SKP elaniku kohta tase oli 2000. aastal 41% EL keskmisest tasemest ning 2012. aastal 60% viidates teistele Euroopa Liidu riikidele järelejäudmisele. Euroopa Liidu konvergenst on ajalooliselt olnud korrelatsioonis SKP kasvuga ehk kasvuaastatel lähenevad riigid ühisele tasemele kiiremini. (Kaitila 2013, 16-17)

Gyula Horvathi 2009. aasta uuringus tõdeti, et Euroopa Liidu regioonide vaheline ebavõrdsus on uute riikide liitu lisandumisega kasvanud. Ebavõrdsuse vahe Kesk- ja Ida Euroopa edukaima ning madalama arenguga regioonide (vastavalt Praha ning Rumeenia ja Bulgaaria piirkonnad) vahel on 5,5-kordne, mis on samas suurusjärgus kui Lääne-Euroopas. Ida- ja Kesk-Euroopa arengupotentsiaali takistavad ühtekuuluvuspoliitikate rakendamise probleemid. Kesk- ja Ida Euroopa majanduse areng on üldiselt homogeenne jäädes alla Euroopa keskmisele tasemele. (Horvath 2009, 33-38) Finantskriisil olid erinevad mõjud kogu Euroopale, kuid SKP tasemete erinevus majandussurutise tõttu oluliselt ei vähenenud. Perioodil 2000-2009 suurenesid riigisisese tasemete erinevused kogu Euroopas ning kriisiajal on suuremad probleemid arenenumates piirkondades. (Szendi 2013, 84)

Lisaks mõjutab riikide sissetulekutasemete koondumise uurimist kogutootlikkus (TFP). Eurostati 2007. aasta näitajate põhjal NUTS-2 regioonide uurides nähti, et nii piirkondade sees kui ka riikide vahel selgitavad TFP muutused 23% töötaja tootlikkuse muutumisest (Hsieh, Klenow 2010, 219).

Tehnoloogiline areng ja tootlikkuse efektiivsemaks muutumine aitab selgitada piirkondade regionaalseid erinevusi. Mudeli tulemused ühtivad uue majanduse geograafia (*New Economic Geography*) teooriatega, mille järgi on TFP erinevad tasemed sõltuvuses geograafilisest asukohast ning riigi ajaloost. Selleks, et kõik piirkonnad (peamiselt Euroopa Liidu äärealad) jõuaksid samale tasemele, peaks EL-i regionaalpoliitika jagama riikidele teadmisi, kuidas spetsialiseeruda ning toetada eksisteerivaid sünergiaid ja mastaabiefekti. (Beugelsdijk *et al.* 2018, 463)

Töö esimeses peatükis tutvustati konvergenti mõistet ning toodi välja seda käsitlevate empiiriliste uuringute tulemused. Kirjanduse põhjal saab eeldada, et andmete perioodilisuse, valimi suuruse ning valitud riikide põhjal moodustuvad mitmesugused klubid, mille põhjal saadakse erinevad tulemused. Euroopa Liidus ei ole toimunud kiiret konvergenti, sest riikide vahel on jätkuvalt ebavõrdsus. Lisaks esineb riikidesisene sissetulekutasemete erinevus äärealade ja pealinna vahel. Kriisiperioodi konvergenti uurides on tuvastatud, et kriisieelselt on konvergent kiirem, surutise ajal aeglustub ning tavaliselt taastub varasemale tasemele paari aasta jooksul. Suurem osa uuringutest nõustuvad, et uued Euroopa Liidu riigid konvergeeruvad EL-i keskmise taseme poole, aga kahaneva piirtootlikkuse tõttu on koondumine järjest aeglasema kiirusega. Lisaks täheldati, et Euroopa Liiduga hiljem ühinenud riigid (alates 2004. aastast) on kasvanud kiiremini kui vanemad EL riigid.



## 2. UURIMISE METOODIKA JA ANDMED

Esimeses peatükis välja toodud teaduskirjanduse põhjal arendatakse välja uurimismeetod Euroopa Liidu konvergensti hindamiseks. Uurimismeetod on kaheosaline. Teise peatüki eesmärk on anda ülevaade andmetest, nende struktuurist, eripärast ning tuua välja uurimismeetod. Lisaks põhjendatakse mudelisse erinevate muutujate kaasamist. Uurimismeetod koosneb kahest osast. Esimeses luuakse AMECO andmebaasi andmete põhjal ökonomeetiline mudel Cobb-Douglase funktsiooni hindamiseks ja muutujate olulisuse väljaselgitamiseks. Hinnatud andmete põhjal analüüsitakse 3. peatükis konvergensti graafiliselt. Andmetöötluseks kasutatakse Microsoft Excelit ning ökonomeetrilise mudeli hindamine viiakse läbi programmis Gretl.

### 2.1. Mudeli ülesehitus, muutujad ja uurimismeetod

Ökonomeetrilise mudeli eesmärgiks on hinnata Solow (1956) pikaajalist kasvumudelit ning testida seda Euroopa Liidu riikide andmetega. Solow mudelis on kogutootmisfunktsiooni kuju järgmine:

$$Y = K^\alpha (AL)^{1-\alpha} \quad (2)$$

kus

Y - kogutoodang,

K - kapitali varustatuse tase,

L - tööjõud,

A - tehnoloogiline tase,

$\alpha$  - toodangu elastsus kapitali suhtes (Solow 1956).

Mainitud  $\alpha$  väärtus jääb ühe ning nulli vahel, on kogu uurimisperiodil ja kõikides regioonides võrdne ning näitab täpsemalt, kui suur osakaal on kogutoodangu saavutamisel kapitalil.  $1-\alpha$  näitab tööjõu osakaalu. Makroökonomilise kirjanduse põhjal kasutatakse  $\alpha$  väärtuseks  $\frac{1}{3}$ . (Beugelsdijk *et al.* 2018, 463) Arvutades valemi ümber elaniku kohta näitajatele, on võimalik hinnata, kui palju on toodangumahud elaniku kohta mõjutatud tootmisfaktorite regionaalsest variatsioonist ning kui suurt rolli omab kogutootmine ehk TFP. Variatsiooni hindamiseks (valemis 3) lisatakse näitajatele naturaallõgaritm ning statsionaarsuse tagamiseks esimene diferents. (Comunale *et al.* 2019, 9) Mudeli hindamisel on sõltuvaks muutujaks toodang elaniku kohta ning sõltumatuteks kapitalitase elaniku kohta ning tööjõu tase elaniku kohta. Antud mudeli hindamisel tekkinud jääkliikmed on

TFP näitajad. Parameetritele a ning b antakse hinnang mudeli hindamise käigus. Hiljem võrreldakse mudeli hindamisel saadud TFP näitajaid AMECO andmebaasist eraldatud indekseeritud TFP näitajatega. Cobb-Douglase mudeli hindamiseks modifitseeritud diferentseeritud ning logaritmitud mudel on järgmine:

$$\Delta \ln \left( \frac{SKP_t}{rahvaarv_t} \right) = a \Delta \ln \left( \frac{tööjõud_t}{rahvaarv_t} \right) + b \Delta \ln \left( \frac{kapital_t}{rahvaarv_t} \right) + \Delta \ln(kogutootlikkus_t) \quad (3)$$

kus

a – tööjõu osakaalu parameeter,

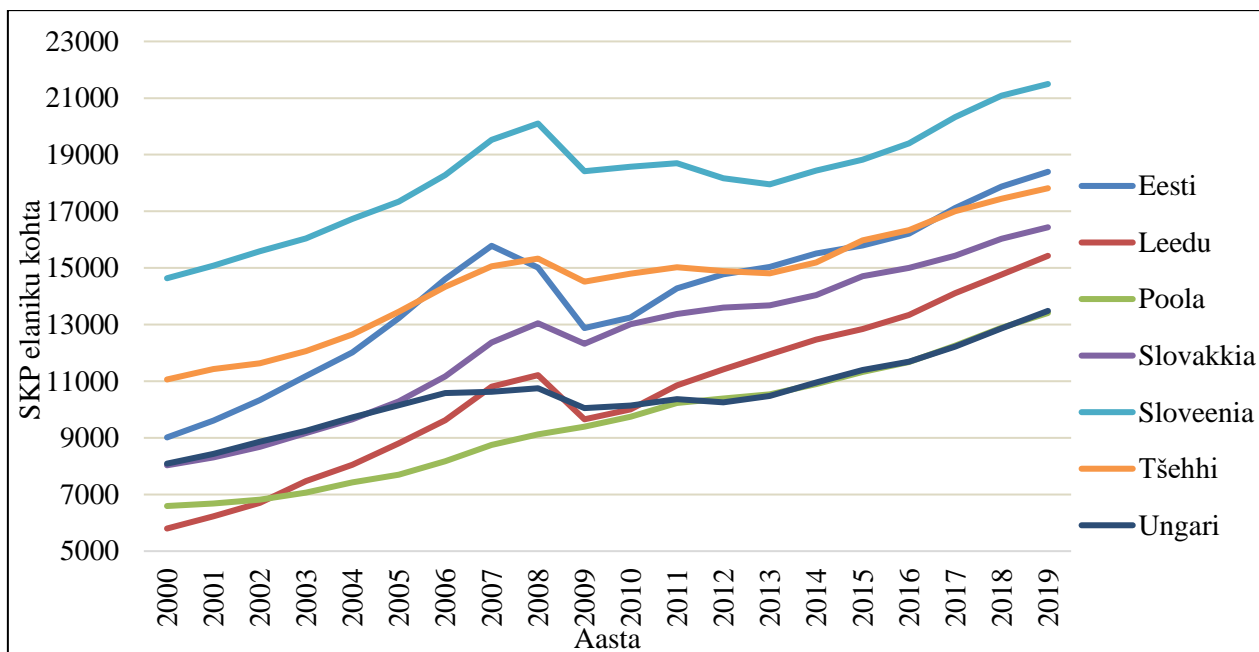
b – kapitali osakaalu parameeter.

Analüüsi kaasatud andmed pärinevad AMECO andmebaasist, mis on iga-aastaselt uuendatav makroökonomiliste andmete kogum ning põhineb Eurostati andmetel. Seda täiendavad ja haldavad Euroopa Komisjoni majandus- ja finantsosakonna töötajad. Antud andmebaasis on infot 40 riigi kohta nii Euroopa Liidust, eurotsoonist kui ka Majanduskoostöö ja Arengu Organisatsioonist (OECD — *Organization for Economic Co-operation and Development*). Liikmesriikide viimane info on edastatud ESA 2010 süsteemi järgi ning varasem järgib ESA 95 kriteeriume. ESA 2010 on 2013. aastast Euroopa Liidus kehtiv andmete esitamise reeglistik, mille eesmärk on edastada liikmesriikide majandusnäitajaid süsteemselt ning võrreldavalt.

Mudel on hinnatud perioodile 1995-2019, sest nende aastate kohta olid suurem osa andmetest AMECO andmebaasist kättesaadavad. Puudu olid tööjõu näitajad Horvaatias 1995-1999 ning Küprosel 1995-1996. Täpsemalt analüüsitakse Euroopa Liiduga 2004. aastal ühinenud riike (A8) — Eesti, Läti, Leedu, Poola, Tšehhi, Slovakkia, Sloveenia ja Ungari. Liiduga ühinesid samal aastal veel ka Küpros ning Malta, kuid neid ei uurita täpsemalt teistsuguse ajaloolise tausta tõttu. Antud aastate valik on põhjendatud, sest kaetakse 20-aastane periood, mille sees on olnud üks suurem ning paar väiksema mõjuga majandussurutist. Lisaks on see periood, kus A8 riigid olid hiljuti iseseisvunud ja ehtasid oma majandussüsteeme üles lääneriikide abiga. Just selle tõttu on antud töös hüpoteesiks püstitatud, et Euroopa Liiduga 2004. aastal ühinenud riigid lähenevad oma majandusnäitajatega Euroopa Liidu riikidele, sest uuritavad riigid suutsid oma majandused stabiliseerida ning kasvama panna tänu ülejäänud liidu riikidele. Lisaks pidid A8 riigid täitma ühinemiskriteeriume, mille eesmärk on majandusi stabiliseerida ja saavutada teiste riikidega sarnane tase. Kopenhaageni tippkohtumisel 1993. aastal sõnastas Euroopa Komisjon üldisteks Euroopa Liiduga ühineda soovivate riikide tingimusteks demokraatia, õigusriigi ja inimõiguste järgimise ning vähemuste kaitsemise. Majanduslikult tuleb saavutada teiste EL riikidega sarnane

kaubanduse avatus, finantsavatus, minimaalne riigivõla maht, inflatsiooni ning kasvutase. (Puetter 2011, 166)

Uurimisperioodi valim on 1995-2019 ning alavalimiks samad aastad 2008-2010 näitajateta. Lühemaid kriise, nagu 2000. aastate algusaastate surutist, või 2011-2012 seisakut ei eraldata, sest nende mõju oli lühem või ei tabanud kõiki piirkondasid või turusegmente. Mitmetest lühematest surutistest taastuti ühe majandusaasta jooksul ning kuna analüüsi kaasatud andmed on aastased, siis ei väljendu surutis täielikult numbrites. Korrigeeritud mudelist välistatakse 2007.-2009. aastate kriisi mõjud, mis on valitud ekstreemseid väärtusi tuvastades. Andmete struktuuri uurides tuvastati, et kõrgema SKP elaniku kohta tasemega (SKP elaniku kohta üle 20 000€ aastas) riikide SKP taastus kiiremini kui madala SKP-ga riigid. Näiteks aeglustus Belgias (2018 SKP 36 000 € elaniku kohta aastas) SKP kasv 2008. aastal (2008 SKP: 387 miljardit €) ning langes vaid 2009. aastal. 2010. aasta SKP ületas juba 2008. SKP. Austrias (2008 SKP *per capita*: 40 000 €) toimus sarnane protsess, kuid seal taastus SKP kriisieelsele tasemele (2008 SKP: 222 miljardit €) 2011. aasta jooksul. Samas Horvaatias (SKP *per capita* 2008: 11 400 €) olid majanduskriisi mõjud pikemad ning SKP langes kuni 2015. aastani ning kriisieelne SKP tase (2008. aasta SKP: 49 miljardit eurot) saavutati alles 2019. aastal. Võrdluseks Küprosel (2008 SKP *per capita*: 24 000€) langes SKP vaid 2009. aastal ning kriisieelne tase (2008. aasta SKP 19 miljardit eurot) saavutati 2011. aastal. Joonisel 1 on näha, et Eesti (2008 SKP *per capita* 15 000€) langes nii 2008. kui ka 2009. aastal ning kriisieelset SKP taset (2007: 21 miljardit €) ületas alles 2016. aastal. Lätis (2008 SKP *per capita*: 11 500€) langes SKP 2008-2010 ning kriisieelne tase (2007 SKP: 25 miljardit €) saavutati 2017. aastal. Leedu (2008 SKP *per capita*: 11 200€) SKP kasv oli negatiivne vaid 2009. aastal ning kriisieelne SKP tase (2007: 35 miljardit €) saavutati uuesti 2013. aastal. Antud info põhjal saab järeldada, et kõrgemalt SKP elaniku kohta tasemelt alustavad riigid taastusid kriisist kiiremini. AMECO andmebaasist saadud info põhjal eraldatakse kriisiaastateks 2008-2010, kui suuremal osast riikidest SKP kasv aeglustus. Antud aastad eemaldatakse teist korda mudelit hinnates. Samuti eemaldatakse mudelist Läti, sest andmeid uurides ning modelleerides tuleb välja, et Läti kapitalivarustatuse tase AMECO andmebaasis ei ühti Eurostati tulemustega. AMECO andmebaasis jääb Läti kapitalivarustatus väga stabiilseks ning vahepeal väheneb. K/Y suhtarvu uurides on näha, et algselt tasemelt (2,0) langeb suhtarv 2019. aastaks 0,87-ni. Eeldatakse, et AMECO andmebaasis on Läti kapitalivarustatuse andmed väärad ning selle tõttu eemaldatakse Läti korrigeeritud mudelist. Graafilises analüüsis kaasatakse Läti kogu analüüsi välja arvatud kapitalitaseme hindamisse.



Joonis 1. SKP elaniku kohta taseme taastumine kriisiperioodi järgselt

Allikas: Autori koostatud lisas 1 esitatud andmete põhjal

Tabelis 1 on toodud analüüsi kaasatud 28 riigi andmete struktuuri ülevaade. Parema ülevaate saamiseks on töajõud ning rahvaarv kuvatud tuhandetes ning kapitalivarustus ja SKP miljardites. Kontrolliks on kokku viidud riikidepõhiste arvude summeerimisel saadud Euroopa Liidu näitajad muutujate kohta AMECO andmebaasi Euroopa Liidu näitajaga. Ainukene muutuja, mida pole Euroopa Liidu tasandil täielikult AMECO andmebaasiga kokku viidud, on reaalse SKP arvutamisel kasutatud inflatsioonimäär, mis on AMECO andmebaasis leitud kaalutud keskmise kasvumäärana. Kolmandas peatükis kasutatakse graafilises analüüsis Euroopa Liidu keskmiseks näitajaks aritmeetilise keskmise arvutusmeetodil saadud näitajat.

Tabelis 1 toodud andmete ülevaate põhjal on näha, et Euroopa Liidus on ekstreemselt kõrgema rahvaarvu, töajõu, kapitalivarustuse ning SKP tasemega riike, sest kõikide näitajate keskvärtus on vähemalt kaks korda kõrgem kui mediaan. Lisaks kinnitab see, et suurem osa riikidest on madalamal sissetulekutasemel. Standardviga ning miinimum- ja maksimumväärtused viitavad samuti piirkondade vahelisele ebavõrdsusele, sest kõrgeim ning madalaim väärtus erinevad väga olulises osas. Mudelisse kaasatud töajõud tähistab aktiivset rahvastikku. Need on tööealised isikud, kes soovivad töötada ja on võimelised töötama ehk tööturul hõivatutele on lisatud ajutiselt töötud inimesed.

Tabel 1. Andmete ülevaade eurodes

muutuja lühend	muutuja	keskväärtus	mediaan	standardhälve	miinimumväärtus	maksimumväärtus
LF	Tööjõud, tuhandetes	9 047	4 403	11 129	151	46 464
POP	Rahvaarv, tuhandetes	18 379	9 148	22 713	377	83 110
KAP	Kapitalivarustatus, miljardites	1 409	502	2 175	10	9 092
SKP	Sisemajanduse koguprodukt, miljardites	498	182	757	5	3 237

Allikas: Autori koostatud lisas 1 toodud andmete alusel

Nominaalne SKP kasvab kahe näitaja tõttu: suurenevad hinnad või toodangumahud. Õkonomeetrilistes analüüsid kasutatakse andmete parema võrdluse säilitamiseks reaalseid ehk inflatsiooniga korrigeeritud näitajaid. Reaalsete näitajate puhul on eemaldatud võrdlusandmetest hinnamuudatused ning SKP kasvab ja kahaneb ainult toodangumahtude muutmisest. Baasaastaks on 2015 ning nominaalse SKP jagatakse läbi 1+inflatsiooni näitajaga (valem 4) baasaastal 2015.

$$\text{reaalne SKP} = \frac{\text{nominaalne SKP}}{\text{inflatsioon}/100} \quad (4)$$

Tootlikkust on võimalik hinnata nii TFP kui ka eraldi tööjõu tootlikkuse kaudu. Tööjõu tootlikkus ühendab tootlikkuse efektiivsuse ja tööjõu kättesaadavuse. TFP eeliseks on lisaks olemasolevale tööjõule arvestada ka teiste tootmisfaktoritega ning selle tõttu selgitab kogutootlikkus TFP kaudu paremini tootmisprotsessi keerukust. (Beugelsdijk *et al.* 2018, 463) Kogutootlikkust TFP-d on võimalik arvutada Cobb-Douglassi mudeli jääkliikmetest. Antud mudelis on jääkliikmete kogutootlikkuse näitaja diferentseeritud ja logaritmitud tootlikkus elaniku kohta.

Antud lõputöös kasutatakse uurimiseks paneelandmeid, sest nii on võimalik arvestada fikseeritud efektidega ehk riikide heterogeensusega. Individuaalse heterogeensuse järgi eeldatakse, et mudeli isikupärasused näitajad on ajas püsivad. Nii on võimalik testida keerulisi käitumuslikke mudeleid. Paneelandmete eeliseks võrreldes aegridade või ristandmetega on võimalus kasutada rohkem informatsiooni, laialdasem andmete varieeruvus, hinnangute suurem efektiivsus, vähem näitajate vahelist kollineaarsust, rohkem vabadusastmeid ning võimalus eristada dünaamilisi efekte

staatilistest. Ökonomeetrisse mudelisse sisestatud paneelandmed on balansseeritud andmed, sest kõikide objektide korral on ühepalju vaatlusi ja aegread on sama pikad. (Wooldridge 2013, 10)

Konvergensti hindamiseks graafiliselt arvutatakse riigi osakaal Euroopa Liidu keskmisest näitajast. Parema võrdlemise saavutamiseks logaritmitakse näitajad. Selline lähenemisviis kasvukõverate uurimiseks võimaldab näha, millisel määral panustavad riigid eraldiseisvana kogu liidu kasvu ning lisaks saab muutumist uurida kogu ajaperioodil. Seda meetodit järgides leitakse kasvuteekond kapitalile, tööjõule, sisemajanduse koguproduktile ning kogutootlikkusele.

Ökonomeetrisse mudeli hindamise tulemused peavad olema modelleerimiseks ja prognoosimiseks statsionaarsed. Statsionaarsetel aegridadel on juhuslike suuruste tõenäosusjaotus ühesugune ning ei muutu ajas. Andmete paremaks tõlgendamiseks logaritmitakse kõik mudelisse lisatud muutujad. Statsionaarsuse tagamiseks lisatakse aegridadele esimest järku diferentsid, mis näitavad aegrea järjestikuste liikmete vahet. Mudeli hindamise usaldusnivooks on tõenäosus 0,05, mis tähendab, et kui muutuja olulisuse tõenäosus on suurem kui 0,05, on muutujad statistiliselt mitteolulised.

## 2.2. Cobb-Douglase funktsiooni hindamine

Andmeanalüüs viiakse läbi Gretli vabavaraprogrammis. Andmed töödeldakse Excelis õigesse paneelandmete vormi. Andmete importimisel kasutatakse *index* andmestruktuuri, mis võimaldab importida pikas formaadis esitatud andmed — ajaperioodid on veergudel ning riigid ja muutujad ridadel. Cobb-Douglase mudeli hindamiseks saadakse ökonomeetriameetodite kohta infot Jeffrey Wooldrige'i "Introductory Econometrics: a Modern Approach" teosest.

Mudeli hindamist alustatakse F-testist. F-test regressorite olulisuse testimiseks näitab, et vähemalt üks muutuja on statistiliselt oluline, sest teststatistikule vastav olulisuse tõenäosus  $p$ -väärtus on  $2,74 \cdot 10^{-23} < 0,05$ . Näitajate  $p$ -väärtuste järgi on nii konstant kui ka kaks muutujat statistiliselt olulised, sest nende  $p$ -väärtus jääb alla 0,05. Mudeli kogudeterminatsioonikordaja on 0,272 ning näitab, et tööjõu ja kapitalimahutuse kasvutempo naturaallogaritm elaniku kohta selgitab SKP elaniku kohta kasvutempo naturaallogarithmist 27,2%. LSDV (*least square dummy variable*) mudelis kasutatakse fiktiivseid muutujaid.

Esimene mudel hinnatakse fikseeritud efektidega. Selleks, et uurida, kas vabaliikmed on erinevad ning fikseeritud efektiga mudel on parem kui ühendatud mudel, uuritakse *Test for differing group*

*intercepts* tulemust. Nullhüpotees, et kõik objektispetsiifilised vabaliikmed on nullid ning mudelis on vaid üks ühine vabaliige ning sisuka hüpoteesi järgi on objektispetsiifilised vabaliikmed statistiliselt olulised. Võetakse vastu nullhüpotees, sest  $p=0,28>0,05$ . Järelikult on ühendatud mudel parem kui fikseeritud efektidega mudel.

Tehakse uus mudel **juhuslike efektidega**. Täpsemad hindamise tulemused on esitatud lisas 2. Regressorid on olulised, sest Waldi testi teststatistiku olulisuse tõenäosus (*Joint test on named regressors*)  $p=4,31 \cdot 10^{-41} < 0,05$  kinnitab, et vähemalt üks regressor on statistiliselt oluline. Muutujate  $p$ -väärtusi uurides on võimalik näha, et nii konstant kui ka tööjõu ja kapitali näitajad on statistiliselt olulised. Standardvigade järgi on juhuslike efektidega mudel efektiivsem, sest parameetrite standardvead on väiksemad. Breusch-Pagani testi nullhüpotees näitab, et spetsiifilised juhuslikud efektid puuduvad. Breusch-Pagani testi järgi võetakse vastu nullhüpotees, sest  $p=0,8>0,05$ . Selle järgi on parem ühendatud mudel. Juhuslike efektidega (RE) mudeli kasutamise eelduseks on, et objektispetsiifilised weakomponendid ei korreleeru regressoritega. Antud tingimuse kehtivusel on GLS (*General Least Squares*) meetodil saadud hinnangud mõjusad ( $H_0$ ) ning juhusliku efektiga mudelit võib kasutada. Hausmani testi  $p=0,32>0,05$  ja juhuslike efektidega mudelit võib kasutada.

Juhuslike efektidega mudeli hindamiseks kasutatakse üldistatud vähimruutude meetodit, mis tähendab, et andmeid on teisendatud autokorrelatsiooni eemaldamiseks ning teisendatud andmetega on hinnatud mudelit vähimruutude meetodiga. Üldistatud vähimruutude meetodil ei ole võimalik mudelit hinnata determinatsioonikordaja abil nagu OLS-iga hinnates. Mudeli kirjeldusvõime hindamisel tuleks leida korrelatsioonikordaja sõltuva tunnuse tegelike väärtuste ja mudeliväärtuste vahel. Antud korrelatsioonikordaja ruutu saab kasutada determinatsioonikordajana. Juhuslike efektidega mudeli hindamisel saadakse kogudeterminatsioonikordajaks 0,24, mis näitab, et tööjõu ja kapitalimahutuse kasvutempo naturaallogaritm elaniku kohta selgitab SKP elaniku kohta kasvutempo naturaallogaritmist 24%

Cobb-Douglaste tootmisfunktsioon eeldab mastaabiefektita tootmist (*constant return to scale*), kus tootmisfunktsiooni astmenäitajate summa on 1. Kui mõlemat sisendit tõsta 1%, siis kogutoodang suureneb 1% võrra. Kitsenduse  $\alpha+\beta=1$  testimiseks viiakse läbi kitsenduste F-test. Nullhüpotees on, et mudelit tuleb kitsendada antud reeglite järgi. F-testi olulisuse tõenäosus on  $0,37>0,05$  ning tuleb vastu võtta nullhüpotees ehk kitsenduse võib peale panna.

Heteroskedastiivsuse korral ei ole juhuslike liikmete dispersioon konstantne. Kuna paneeländmed koosnevad nii aegridadest kui ka ristanndmetest, siis tuleb testida nii heteroskedastiivsust (näitajate

varieeruvust) kui ka autokorrelatsiooni (tunnuse väärtuse korrelatsioon perioodi võrra nihkes olevate väärtustega). Heteroskedastiivsuse korral ei ole juhuslike liikmete dispersioon konstantne. Paneelandmetega töötamisel tuleb tähelepanu pöörata järgmistele erisustele:

1. ristanemete vealiikme dispersioon võib erineda;
2. vealiikmete kovariatsioon ei ole erinevatel ajaperioodidel alati null;
3. vealiikmed autokorreleeruvad ning nende keskvärtus erineb objektide vahel.

Grupiviisilise heteroskedastiivsuse esinemist testitakse Waldi testiga. Testimiseks leitakse eraldi jääkliikmete dispersioon igale objektile ning hiljem leitakse nende dispersioonide kaalutud aritmeetiline keskmine ehk ühendatud dispersioon (*pooled error variance*). Kui üksikute gruppide dispersioonide erinevused erinevad ühendatud dispersioonist piisavalt vähe, siis heteroskedastiivsust ei esine. Nullhüpoteesiks on heteroskedastiivsuse puudumine. Waldi testi olulisuse tõenäosus on  $p=0$ , mis on väiksem kui 0,05 ja saame nullhüpoteesi ümber lükata ning järeldada, et heteroskedastiivsus esineb. Heteroskedastiivsuse esinemisel tuleb hinnata mudelit uuesti ning kasutada kohandatud standardvigu. Uues mudelis on näitajate standardvead suuremad.

Autokorrelatsioon näitab, kas aegrea väärtused sõltuvad varasemate perioodide väärtustest. Positiivse autokorrelatsiooni korral järgneb kasvamisele kasvamine ning kahanemisele kahanemine. Durbin-Watsoni (DW) testi tulemuseks on 1,4, mis viitab positiivsele autokorrelatsioonile. Testi ülemine väärtus on 1,54 ning alumine 1,19. Saadud DW statistik jääb piirkonda, milles ei saa kindlat otsust teha, kas esineb positiivne autokorrelatsioon. Täpsemaks uurimiseks peab edasistes uuringutes uuritavat perioodi pikendama. Durbin-Watsoni statistik annab vaid siis õige tulemuse, kui jääkliikmed alluvad normaaljaotusele.

Edasi testitakse, kas mudeli jääkliikmed alluvad normaaljaotusele. Selleks kasutatakse Gretli'is Doornik-Hanseni testi. Teststatistiku olulisuse tõenäosus on  $p=0$ . Vastu tuleb võtta sisukas hüpotees ning järeldada, et jääkliikmed ei allu normaaljaotusele. Suure valimi puhul ei ole jääkliikmete normaaljaotusele allumine suur probleem. Jääkliikmete autokorrelatsiooni esinemine tähendab, et standardvead on alahinnatud. Selle tõttu ei sobi antud mudel edasiseks analüüsiks, sest andmete viga ei ole järjepidev ning sõltumatute muutujate ennustusvõime on sõltuvale muutujale erinev.

Mudeli probleemideks on positiivne autokorrelatsioon ning jääkliikmete normaaljaotusele mitte allumine. Heteroskedastiivsuse mõjude vähendamiseks hinnati mudelit kohandatud standardvigadega. Statistiliselt efektiivsema mudeli saamiseks tuleks mudelit hinnata teistsuguste tingimustega.



*Test for differing group intercepts* ning Breusch-Pagani testi tulemuste põhjal on täpsem **ühendatud mudel**. Selle tõttu hinnatakse mudelit uuesti kasutades vähimruutude meetodit, kus vaatlused ei ole grupeeritud objektide kaupa. Hindamise tulemused on esitatud lisas 3. Kõik mudeli parameetrid on statistiliselt olulised ning mudeli  $p=5,43 \cdot 10^{-38} < 0,05$ . Mudeli seletusvõime korrigeeritud determinatsioonikordaja  $R^2$  järgi on 0,2334, mis näitab, et tööjõu ja kapitalimahutuse kasvutempo naturaallogaritm elaniku kohta selgitab SKP elaniku kohta kasvutempo kõikumistest 23,3%. Antud tulemus on makroandmete uurimisel tavapärane.

White'i testi nullhüpoteesiks on heteroskedastiivsuse puudumine ehk vealiikmete dispersioon peaks olema konstantne. Testi olulisuse tõenäosus on  $0,11 > 0,05$  ning selle järgi puudub mudelis heteroskedastiivsus.

Wooldridge'i autokorrelatsiooni testi nullhüpoteesi puhul autokorrelatsioon puudub. Testi  $p=3,1 \cdot 10^{-5} < 0,05$  ning viitab autokorrelatsiooni esinemisele. Jäekliikmete autokorrelatsiooni testimiseks kasutatakse ka Durbin-Watsoni statistikut. Antud näitaja on ühendatud mudeli korral 1,33, mille järgi esineb positiivne autokorrelatsioon. Durbin-Watsoni kriitilised väärtused on 1,24 ning 1,56 ning kuna statistik jääb piiride vahele, siis ei saa autokorrelatsiooni esinemist või mitte esinemist kindlalt järeldada. Täiendavaks uurimiseks tuleb suurendada aegrea pikkust.

Jäekliikmete normaaljaotuse hindamiseks kasutatakse Doornik-Hanseni testi. Nullhüpoteesi järgi alluvad jäekliikmed normaaljaotusele. Testi olulisuse tõenäosus  $p=0 < 0,05$  ning vastu tuleb võtta sisukas hüpotees ning järeldada, et jäekliikmed ei allu normaaljaotusele. Kitsenduse  $\alpha + \beta = 1$  testimiseks viiakse läbi kitsenduste F-test. F-testi olulisuse tõenäosus on  $0,368 > 0,05$  ning tuleb vastu võtta nullhüpotees ehk kitsenduse võib peale panna.

### **2.3. Funktsiooni hindamine kohandatud mudeliga**

Teiseks mudeli hindamiseks kohandatakse andmeid kriisiperioodita - eemaldatakse aastad 2008-2010. Hindamise tulemused on esitatud lisas 4.

F-test regressorite olulisuse testimiseks näitab, et vähemalt üks muutuja on fikseeritud efektidega mudelis statistiliselt oluline, sest teststatistikule vastav olulisuse tõenäosus  $p=2,88 \cdot 10^{-9} < 0,05$ . Fikseeritud efektiga mudelis on ebaoluliseks näitajaks kapitalivarustatus, mille  $p$ -väärtus 0.079 on kõrgem kui 0.05. Fikseeritud mudeli kogudeterminatsioonikordaja on 24,4%. Selleks, et uurida, kas vabaliikmed on erinevad ning fikseeritud efektiga mudel on parem kui ühendatud mudel,

uuritakse *Test for differing group intercepts* tulemust. Nullhüpotees, et kõik objektispetsiifilised vabaliikmed on nullid ning mudelis on vaid üks ühine vabaliige ning sisuka hüpoteesi järgi on objektispetsiifilised vabaliikmed statistiliselt olulised. Võetakse vastu sisukas hüpotees, sest  $p=4,71 \cdot 10^{-8} < 0,05$  ning järeldatakse, et fikseeritud efektiga mudel on parem.

Tehakse uus mudel juhuslike efektidega. Regressorid on olulised, sest Waldi testi teststatistiku olulisuse tõenäosus (*Joint test on named regressors*)  $p=1,49^{-14} < 0,05$  kinnitab, et vähemalt üks regressor on statistiliselt oluline. Breusch-Pagani testi nullhüpotees näitab, et spetsiifilised juhuslikud efektid puuduvad. Breusch-Pagani testi järgi võetakse vastu sisukas hüpotees, sest  $p=2,97^{-8} < 0,05$  ning järelikult on fikseeritud efektiga mudel parem. Juhuslike efektidega (RE) mudeli kasutamise eelduseks on, et objektispetsiifilised veakomponendid ei korreleeru regressoritega. Antud tingimuse kehtivusel on GLS (*General Least Squares*) meetodil saadud hinnangud mõjusad ( $H_0$ ) ning juhusliku efektiga mudelit võib kasutada. Hausmani testi  $p$ -väärtus on  $6,92^{-11} < 0,05$  ja soovitatakse kasutada fikseeritud efektiga mudelit. Fikseeritud mudeli korral on statistiliselt olulised konstant ning tööjõu näitaja. Kapitalivarustatuse  $p=0,07$  ning selle tõttu ei ole antud näitaja olulisuse nivoo 0,05 korral statistiliselt oluline.

Kitsenduse  $\alpha + \beta = 1$  testimiseks viiakse läbi kitsenduste F-test. Nullhüpotees on, et mudelit tuleb kitsendada antud reeglite järgi. F-testi olulisuse tõenäosus on  $p=0,0076 < 0,05$  ning tuleb vastu võtta sisukas hüpotees ehk kitsendust ei kasutata. Kitsendust ei saa peamiselt kasutada selle tõttu, et kapitalivarustatuse suhtarv on antud mudelis statistiliselt ebaoluline. Kitsendus kehtis kriisiaastatega analüüsitud ühendatud ning ka juhuslike efektidega mudelis. Kriisiaastateta fikseeritud efektidega mudelis kitsendus ei kehti.

Grupiviisilise heteroskedastiivsuse esinemist testitakse Waldi testiga. Nullhüpoteesiks on heteroskedastiivsuse puudumine. Waldi testi olulisuse tõenäosus on  $p=0$ , mis on väiksem kui 0,05 ning saame nullhüpoteesi ümber lükata ning järeldada, et heteroskedastiivsus esineb. Heteroskedastiivsuse esinemisel tuleb hinnata uuesti mudelit ning kasutada kohandatud standardvigu. Uues mudelis on näitajate standardvead suuremad.

Autokorrelatsiooni hinnatakse Durbin-Watsoni statistiku järgi. DW statistik on kohandatud standardvigadega ja fikseeritud efektidega mudelis 1,43, mis viitab positiivsele autokorrelatsioonile. Autokorrelatsiooni testi järgi on nullhüpoteesiks autokorrelatsiooni puudumine. Wooldridge'i paneelandmete autokorrelatsiooni testi järgi  $p=0,053 < 0,05$  ning saab vastu võtta nullhüpoteesi ja järeldada, et esineb nõrk positiivne autokorrelatsioon. Tulemust võrreldakse Durbin-Watsoni statistikuga. Nullhüpoteesi järgi positiivne autokorrelatsioon puudub.

Koostatakse tabelid DW statistiku kriitilise väärtuse hindamiseks. Gretli *statistical tables* funktsiooni abil saadakse alumine väärtus ja ülemine väärtus. Alumine väärtus on 1,9 ning ülemine 1,55. DW väärtus jääb piirkonda, kus otsust autokorrelatsiooni kohta ei saa vastu võtta. Täiendavaks uurimiseks tuleks pikendada aegrea pikkust.

Edasi testitakse, kas mudeli jääkliikmed alluvad normaaljaotusele. Selleks kasutatakse Gretl'is Doornik-Hanseni testi. Teststatistiku olulisuse tõenäosus on  $p=0$ . Vastu tuleb võtta sisukas hüpotees ning järeldada, et jääkliikmed ei allu normaaljaotusele.

Tabel 2. Mudeli hindamiste ülevaade

hindamise viis	juhuslikud efektid	ühendatud mudel	fikseeritud efektid
Periood	1995-2019	1995-2019	1995-2007 ja 2011-2019
F-test	$p=4,31 \cdot 10^{-41}$	$p=5,43 \cdot 10^{-38}$	$p=0,0059$
Parameetrite väärtused	konstant=0,005 $\Delta \ln \left( \frac{tööjõud_t}{rahvaarv_t} \right) = 0,346$ $\Delta \ln \left( \frac{kapital_t}{rahvaarv_t} \right) = 0,752$	konstant=0,005 $\Delta \ln \left( \frac{tööjõud_t}{rahvaarv_t} \right) = 0,340$ $\Delta \ln \left( \frac{kapital_t}{rahvaarv_t} \right) = 0,758$	konstant=0,021 $\Delta \ln \left( \frac{tööjõud_t}{rahvaarv_t} \right) = 0,092$ $\Delta \ln \left( \frac{kapital_t}{rahvaarv_t} \right) = 0,612$
Statistiliselt olulised muutujad	konstant $p=0,009$ $\Delta \ln \left( \frac{tööjõud_t}{rahvaarv_t} \right) = 0,009$ $\Delta \ln \left( \frac{kapital_t}{rahvaarv_t} \right) = 1,9 \cdot 10^{-23}$	konstant $p=0,008$ $\Delta \ln \left( \frac{tööjõud_t}{rahvaarv_t} \right) = 0,001$ $\Delta \ln \left( \frac{kapital_t}{rahvaarv_t} \right) = 4,48 \cdot 10^{-33}$	konstant $p=3,63 \cdot 10^{-11}$ $\Delta \ln \left( \frac{tööjõud_t}{rahvaarv_t} \right) = 0,260$ $\Delta \ln \left( \frac{kapital_t}{rahvaarv_t} \right) = 0,009$
Determinatsiooni-kordaja	24,0%	23,3%	24,4%
Cobb-Douglase kitsendus $\alpha + \beta = 1$	kehtib, $p=0,372$	kehtib, $p=0,368$	ei kehti, $p=0,008$
Heteroskedastiivsus	esineb, $p=0$	puudub $p=0,11$	esineb, $p=0$
Autokorrelatsioon	positiivne autokorrelatsioon, DW=1,4	positiivne eurokorrelatsioon, DW=1,33	nõrk positiivne autokorrelatsioon, DW=1,43
Jääkliikmete normaaljaotus	ei allu, $p=0$	ei allu, $p=0$	ei allu, $p=0$

Allikas: Autori koostatud lisas 1 toodud andmete põhjal

Kriisiaastatega korrigeeritud mudelit oli võimalik hinnata fikseeritud efektidega. Fikseeritud efektiga mudel sobib andmete hindamiseks paremini, sest mudeli hindamise eesmärk on näha objektide vahelisi erinevusi. Fikseeritud efektid viitavad sellele, et valimis olevate riikide SKP kasvumäärad on erinevad, mida on täheldatud ka andmete täpsemal uurimisel. Mudeli hindamisi kokkuvõtva tabeli 2 põhjal saab öelda, et kõigis mudelites esines positiivne autokorrelatsioon ja

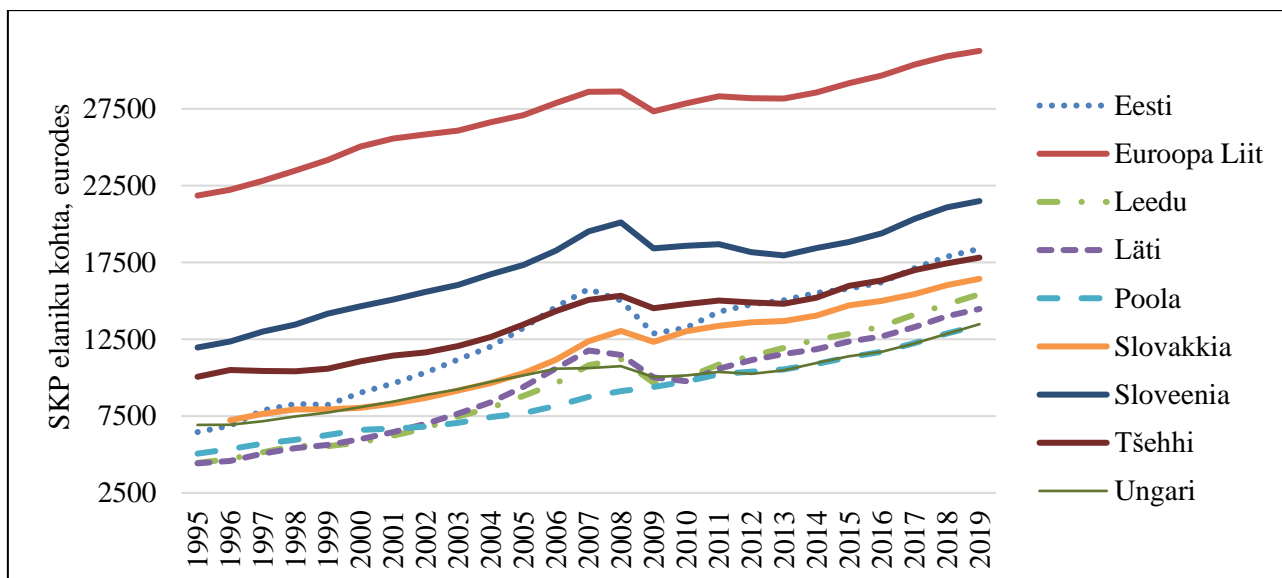
jääkliikmed ei allu normaaljaotusele. Täpsemad mudeli hindamise tulemused on esitatud lisades 2-4. Fikseeritud efektiga mudelis ei kehti Cobb-Douglase funktsiooni kitsendus ning tööjõu suhtarv on statistiliselt ebaoluline. Ülevaatlikumate tulemuste saavutamiseks tuleb uurimisperioodi pikendada ning Euroopa Liidu riike jaotada sissetulekutasemete järgi gruppidesse ehk uurida klubikonvergentsi. Nii oleks võimalik tagada Cobb-Douglase funktsiooni kitsenduse kehtimine ning vähendada autokorrelatsiooni ja heteroskedastiivsuse mõjusid.

### 3. EMPIIRILINE ANALÜÜS JA TULEMUSED

Kolmandas peatükis rakendatakse uurimismeetodi teist osa ning hinnatakse Euroopa Liiduga 2004. aasta ühinenud riikide konvergensti graafiliselt. Joonised on koostatud MS Exceli programmis. Analüüsi kaasatakse A8 riigid ehk Eesti, Läti, Leedu, Tšehhi, Slovakkia, Sloveenia, Ungari ja Poola ning Euroopa Liidu keskmine tase. Analüüsitavad riigid kuulusid Nõukogude Liidu mõjusfääri või koosseisu ja selle tõttu ei kaasata 2004. aastal Euroopa Liiduga ühinenud Maltat ning Küprost, mis erinevad ajaloolise tausta tõttu. Konvergensti uuritakse graafiliselt SKP elaniku kohta, hõive määra, kapitalitaseme ning kogutootlikkuse järgi.

SKP *per capita* näitab kindlal territooriumil aasta jooksul toodetud lõpphüviste koguväärtust ühe elaniku kohta. Antud analüüsis on kasutatud sisemajanduse koguprodukti püsihindades, mis arvutati 2. peatükis välja toodud neljanda valemiga. Joonisel 2 erinevad A8 riigid EL tasemest kogu perioodi jooksul. 2000. aastal erines Tšehhi, Eesti, Läti, Leedu, Poola, Ungari, Sloveenia ja Slovakkia SKP elaniku kohta kokku Euroopa Liidu keskmisest tasemest 131 128 eurot. A8 riikide SKP elaniku kohta on 2019. aastaks jätkuvalt Euroopa Liidu keskmisest madalamal, kuid 19 aastaga on oma positsiooni parandanud. 2019. aastaks oli erinevus 119 224 eurot. Keskmisel oli iga riigi SKP elaniku kohta EL keskmisele tasemele lähenenud 1980 eurot. See viitab A8 sissetulekutasemete vähenemisele. Sama tulemus iseloomustas ka empiirikat, kus kinnitati, et A8 riigid on vähendanud erisust Euroopa Liidu tasemest (Kaitila 2013, 16-17). Lisaks on jooniselt 2 näha, et 2000. algusaastate ning teiste lühemate majandussurutiste eemaldamata jätmise kohandatud mudelist oli õigustatud, sest SKP elaniku kohta on kasvanud stabiilselt.

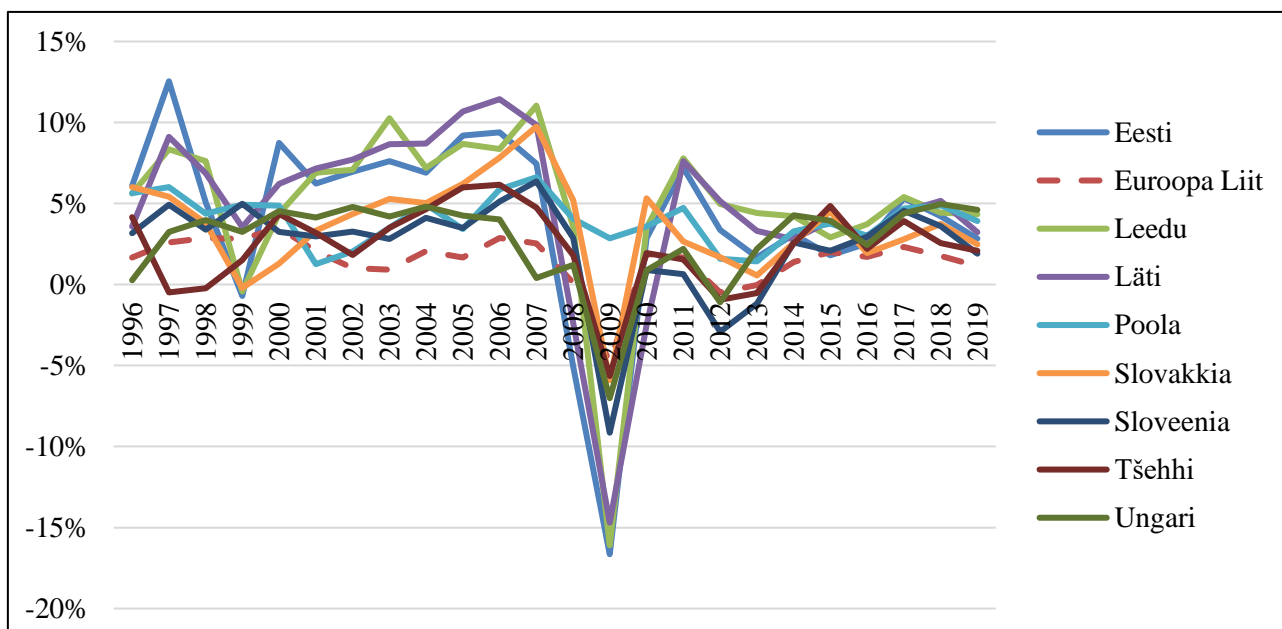
Joonise 2 põhjal saame järeldada, et 2007.-2009. aastate majanduskriisi mõjud ei olnud kõikidele uuritud riikidele võrdsed. SKP tase elaniku kohta kahanes pea kõikides riikides, kuid eriti kiire langus toimus Baltimaades, Sloveenias ja Slovakkias. Võrdluseks suuremate Euroopa Liidu riikidega on antud riigid väikesed avatud majandused ning kriisi ajal kasutati kokkuhoiupoliitikat, mille tõttu langes ka SKP kasv kiiresti. Erinevalt Baltimaadest, mille SKP elaniku kohta langus oli Euroopa Liidu suurim, Poola SKP *per capita* ei langenud kriisiperioodil ning jätkas kasvamist kõigil kriitilistel aastatel.



Joonis 2. SKP elaniku kohta perioodil 1995-2019

Allikas: Autori koostatud lisas 1 esitatud AMECO andmebaasi põhjal

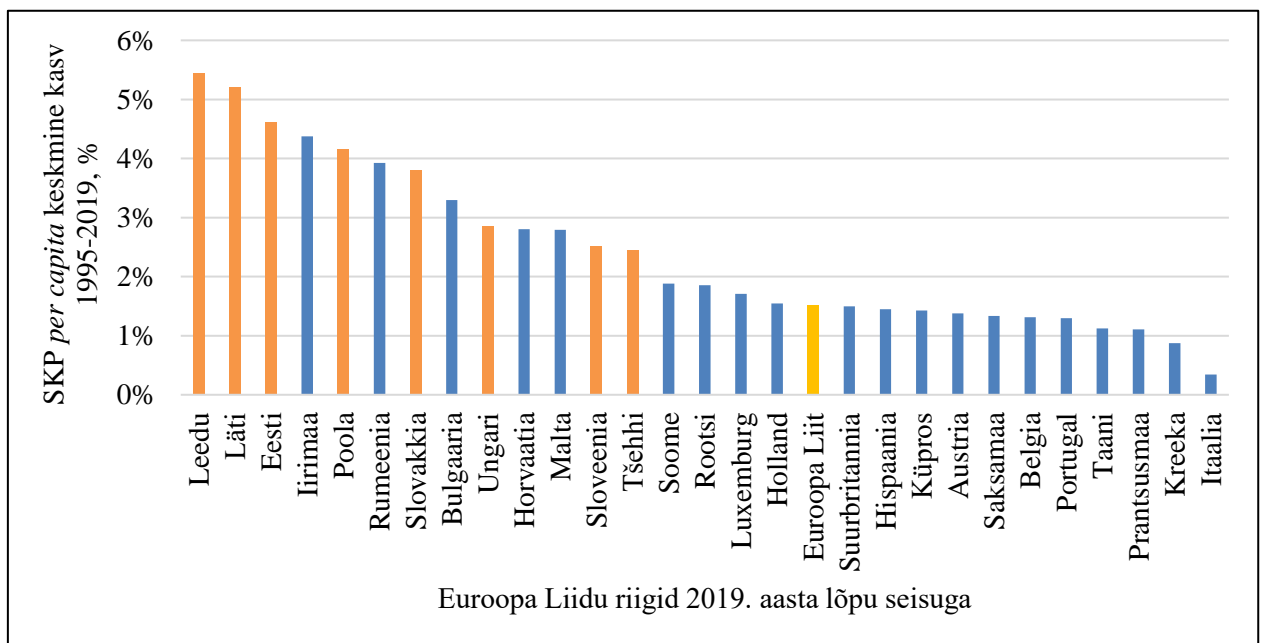
SKP elaniku kohta kasvu järgi on jooniselt 3 näha, et kõik Kesk- ning Ida-Euroopa riigid kogesid kriisile eelnevalt Euroopa Liidu keskmisest (katkendlik pruun joon) kiiremat kasvu. Kriisiajal muutus kasv negatiivseks kõigis riikides peale Poola. Majandussurutisele järgneval perioodil muutus SKP kasv stabiilsemaks kui kriisi eel.



Joonis 3. SKP elaniku kohta kasv perioodil 1995-2019

Allikas: Autori koostatud lisas 1 esitatud AMECO andmebaasi põhjal

Joonisel 4 on kujutatud Euroopa Liidu riikide keskmist SKP elaniku kohta kasvu perioodil 1995-2019 ning selle põhjal on kõik Euroopa Liiduga hiljem liitunud riigid kasvumäära poolest eesotsas. Andmeid uurides selgub, et Balti riikide SKP elaniku kohta kasvumäär on kõrge ekstreemselt edukate aastate tõttu. Eestis on SKP kasvanud üle 10% aastatel 1997, 2005 ja 2006. Lätis oli SKP elaniku kohta kasv kõrge 1997 ning 2005-2007 ja Leedus 2003 ning 2007. Võrdluseks on Poolas kogu perioodi kasv stabiilsem ning jääb aastatel 1995-2019 vahemikku 1,28% (2001) ning 7,09% (2007). Poola eristub 4,2-protsendilise keskmise kasvuga teistest 2004. aastal Euroopa Liiduga riikidest peamiselt oma suuruse ning efektiivsuse tõttu. Poolas on lai kodumaine turg ja tarbimine, arenenud ettevõtlusmaastik väike ning keskmise suurusega ettevõtetega ning võõrtöajõu sissevool. See on elavdanud tööturu, ekspordi konkurentsivõime, kasvatanud kodumaist tarbimist ning suurendanud aktiivsust kinnisvaraturul. Lisaks on Poola järginud Euroopa Liidu direktiive ning reforminud riiki Euroopa Liidu suunaliselt (Sinkovic *et al.* 2019, 104-105).



Joonis 4. Keskmise SKP *per capita* kasv perioodil 1995-2019

Allikas: Autori koostatud lisas 1 toodud AMECO andmebaasi põhjal

Tabeli 3 koostamisel on eraldatud 2019. aasta lõpu seisuga Euroopa Liidu liikmesriikide püsihindades sisemajanduse koguprodukti (k.a Suurbritannia) põhilised statistilised näitajad. Vanad liikmesriigid on Euroopa Liiduga enne 2004. aastat ühinenud riigid. Uuteks liikmesriikideks eraldati 2004. aastal Euroopa Liiduga liitunud riigid ning sinna hulka lisati Bulgaaria ja Rumeenia, mis ühinesid EL-ga 2007. aastal ning Horvaatia, mis ühines 2013. aastal.

Tabel 3. Euroopa Liidu SKP elaniku kohta 2000, 2010 ja 2019

SKP elaniku kohta eurodes	2000			2010			2019		
	EL kokku	vanad liikmesriigid	uued liikmesriigid	EL kokku	vanad liikmesriigid	uued liikmesriigid	EL kokku	vanad liikmesriigid	uued liikmesriigid
Keskmine	22 738	34 435	9 242	26 130	37 881	12 571	30 141	42 284	16 131
Mediaan	18 529	34 161	8 031	21 332	38 066	10 306	24 422	41 728	15 430
Maksimum	79 369	79 369	20 118	89 137	89 137	23 387	94 393	94 393	24 582
Miinumum	3 310	16 859	3 310	5 656	17 729	5 656	7 513	17 455	7 513
Standardhälve	16 568	14 098	4 678	17 529	16 007	4 796	19 171	18 637	4 942

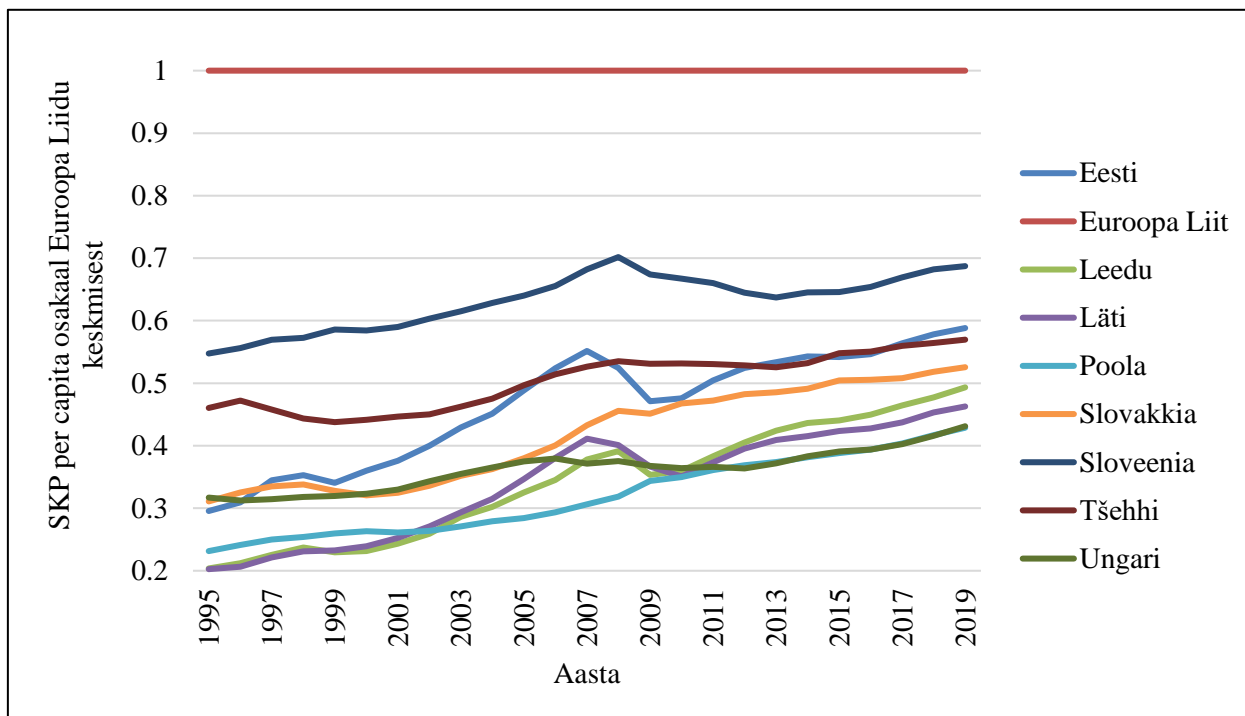
Allikas: Autori koostatud lisas 1 toodud AMECO andmebaasi põhjal

Tabelist 3 on näha, et SKP elaniku kohta keskmine tase on aastatega suurenenud nii Euroopa Liidu keskmist (muutus aastate 2000 ja 2019 vahel +32%), vanu (+23%) kui ka uusi liikmesriike (+74%) uurides ning viitab majandusarengule. 2000. aastal erines vanade ning uute liikmesriikide SKP elaniku kohta 3,73, 2010. aastal 3,01 ning 2019. aastal 2,62 korda. Nii mediaan, maksimum- kui ka miinumumväärtused näitavad, et vanad liikmesriigid on uutest kordades rikkamad, sest 2019. aastal on vanade liikmesriikide maksimaalne SKP elaniku kohta 3,84 korda kõrgem kui hiljem Euroopa Liitu astunud riikidel. Uuritaval perioodil on erinevus uute ning vanade liikmesriikide maksimaalset SKP elaniku kohta näitajate põhjal kasvanud 2000. aastat 2019. aastaga võrreldes 17,8% viidates rikkamate riikide kiiremale kasvule. Samas on vähenenud miinumumväärtuste erinevused 27% näidates, et ka vaesemad riigid jõuavad aja jooksul kõrgemale tasemele. Sisemajanduse koguprodukti elaniku kohta standardhälvete erinevused vanade ning uute liikmesriikide vahel on uuritaval perioodil suurenenud 45% ja näitab Euroopa Liidu piirkondade vahelist ebavõrdsuse süvenemist, sest juurde on tekkinud keskmisest rikkamaid ning vaesemaid piirkondi. Uute liikmesriikide standardhälve on madalam kui vanadel riikidel, kuid on ajaga tõusnud. Kasv viitab osade riikide konvergeerumisele Euroopa Liidu kõrgema tasemega ning mõnede eemaldumisele või samale tasemele jäämist ning selle tõttu on aja jooksul suurenenud piirkondadevaheline ebavõrdsus. Antud järeldusi kinnitab ka Szendi 2013. aasta uuring, mille põhjal järeldati, et ebavõrdsus Euroopa Liidu riikide vahel on ajaga suurenenud.

Uuritavate riikide SKP elaniku kohta osakaalu Euroopa Liidu keskmise tasemega võrreldes on joonise 5 põhjal samuti võimalik tuvastada konvergensti, sest kõikide riikide osakaalud liiguvad aastate jooksul järjest lähemale ühele ehk vastava aasta Euroopa Liidu keskmisele tasemele. Lisaks on jooniselt näha, et konvergenst oli kiirem enne 2007.-2009. aasta majanduskriisi. Peale majandussurutist kaugesid riigid lühiajaliselt EL keskmisest tasemest. 2019. aastaks on



osakaalud taastunud ning riigid on omavahel erinevust vähendanud, sest osakaalude standardhälve oli 1995. aastal 11,58% ning 2019. aastal 8,31%. A8 riikide SKP *per capita* moodustas Euroopa Liidu keskmisest tasemest 1995. aastal 32%, kuid 2019. aastal juba 52%.



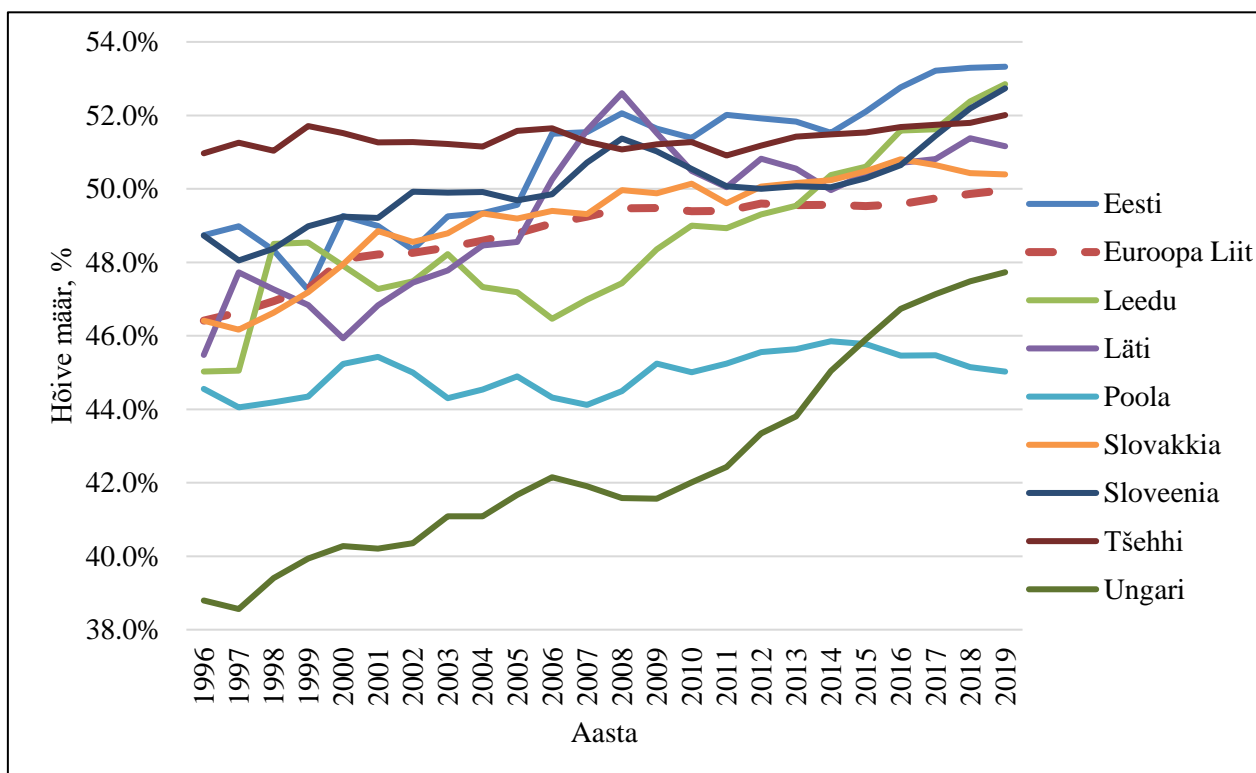
Joonis 5. SKP elaniku kohta osakaal EL keskmisest

Allikas: Autori koostatud lisas 1 esitatud andmete põhjal

SKP elaniku kohta kasvu ning osakaalu analüüsimisel kinnitati, et antud töö tulemused ühtivad empiirikas kajastatud teooriatega ning teiste teadusuuringutega. Tuvastati, et SKP kasv elaniku kohta ning konvergens aeglustusid kriisiaastatel, sest Ida- ja Kesk-Euroopa keskmine osakaal Euroopa Liidu tasemest oli kriisieelselt 2007. aastal 45,7%, kriisi ajal 2009. aastal 44,5% ning järgselt 2011. aastal taas 45,6%. Hüpoteesi järgi oodatigi kriisieelselt konvergenssi suurenemist, kriisi jooksul peatumist ning järgselt aeglast taastumist. Lisaks saadi kinnitus hüpoteesile, mille kohaselt on A8 riikide sissetulekutasemed Euroopa Liidu keskmise tasemega uuritava perioodil konvergeerunud.

Jooniselt 6 on näha, kuidas töötajate osakaal rahvastikust on vahemikus 1996-2019 liikunud Euroopa Liidu keskmisele tasemele lähemale. Antud näitaja määramisel on oluline roll riigi demograafial ning rahvastiku juurdekasvul. Lähiaastatel peaks madalama sündimuse tõttu suuremas osas Euroopa Liidu riikides tööjõu osakaal rahvastikust vähenema. Seda kompenseerib

kõrgem oodatav eluiga, mille tõttu on uuritaval perioodil Euroopa Liidu riikides pensioniiga tõusnud ning plaanitakse tõsta veel pea kõikides EL riikides perioodil 2020 kuni 2030. (Marois *et al.* 2019, 126-127) Jooniselt 6 on näha, et kõik 2004. aastal Euroopa Liiduga liitunud riigid on uuritaval perioodil lähenenud EL keskmisele tasemele. Uurimisperioodi alguses on A8 riikide keskmine hõive määr Euroopa Liidu tasemest 0,32% madalamal tasemel. 2019. aastaks on uuritavad 8 riiki keskmise hõive määra järgi tõusnud Euroopa Liidu tasemest 0,69% kõrgemale. See näitab, et uuritavad riigid on liikunud lähemale Euroopa Liidu tasemele ning selle isegi ületanud. Samuti on vähenenud hõive standardhälve. 1995. aastal oli 8 uuritava riigi standardhälve 3,44% ning 2019. aastal 2,71%. Selle järgi saab järeldada, et uuritavad riigid on liikunud sarnasema hõive määra poole ning ebavõrdsus on vähenenud.

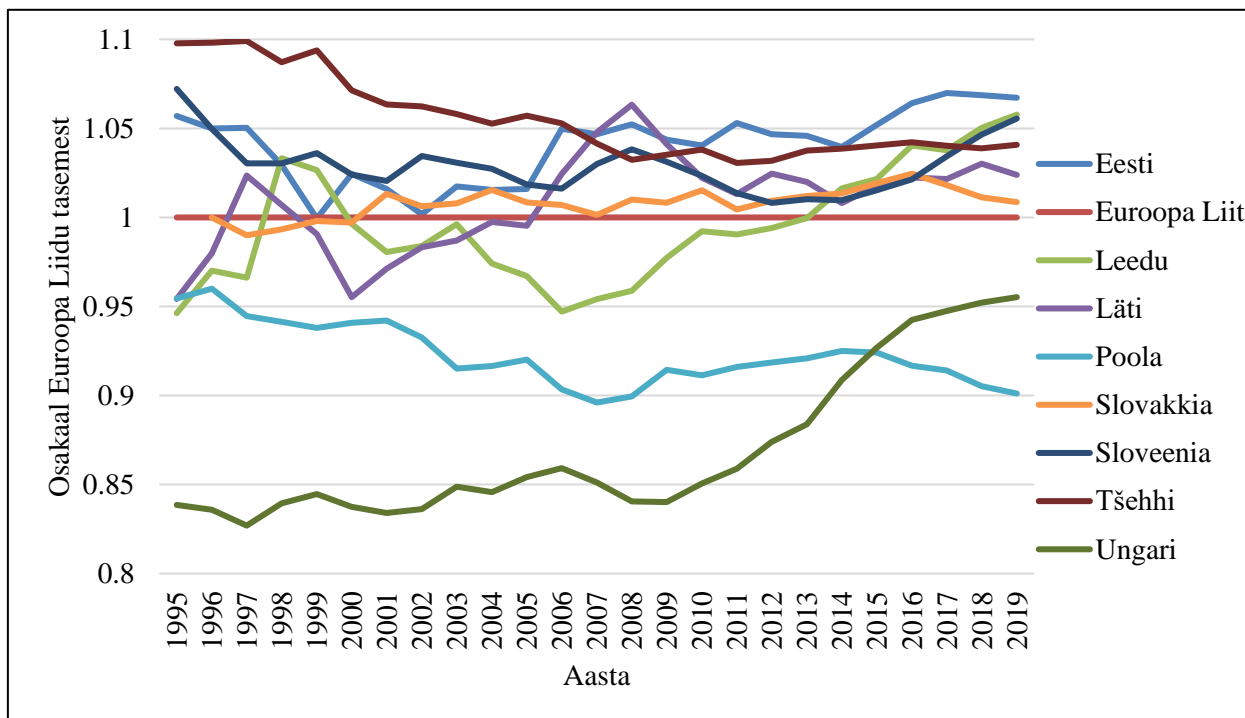


Joonis 6. Hõive määr 1996-2019

Allikas: Autori koostatud lisas 1 esitatud AMECO andmebaasi põhjal

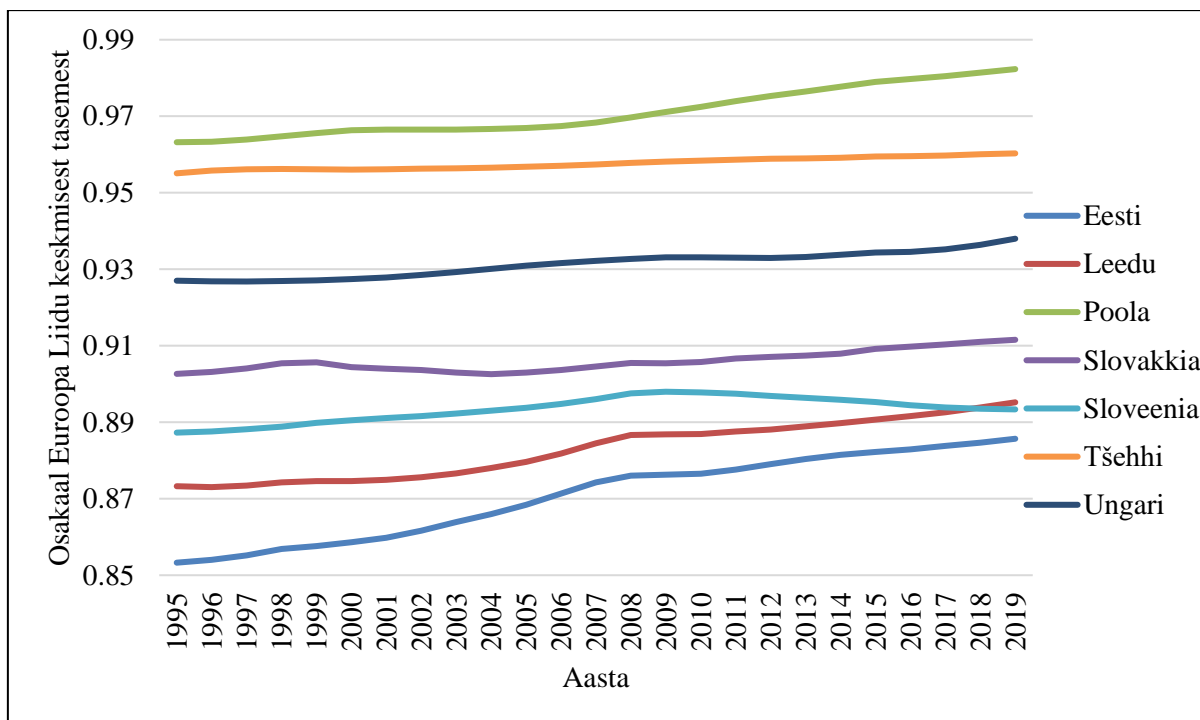
Riikide hõive osakaal Euroopa Liidu keskmisest joonistel 6 ja 7 näitab, et mitmetes väikestes riikides, nagu Eesti, Läti, Sloveenia, langesid hõive määrad kriisiperioodil lühiajaliselt ja taastusid kiiresti. Graafikuid uurides on võimalik tuvastada, et hõive määr on antud riikides tsükliline, sest kõikides riikides saab tuvastada hõive langust mõnel kriisiaastal nii 21. sajandi alguses kui ka 2007.-2009. aastate majandussurutiste ajal. Konvergensti kinnitab uuritavate riikide hõive määra

kahaneva standardhälbe uurimine: 1995: 8,47%, 2000: 6,64%, 2005: 6,06%, 2010: 6,44%, 2015: 4,58%, 2019: 5,42%. A8 riikide keskmine osakaal Euroopa Liidu keskmisest oli 1995. aastal 98,9% ning 2019. aastal 101,4%.



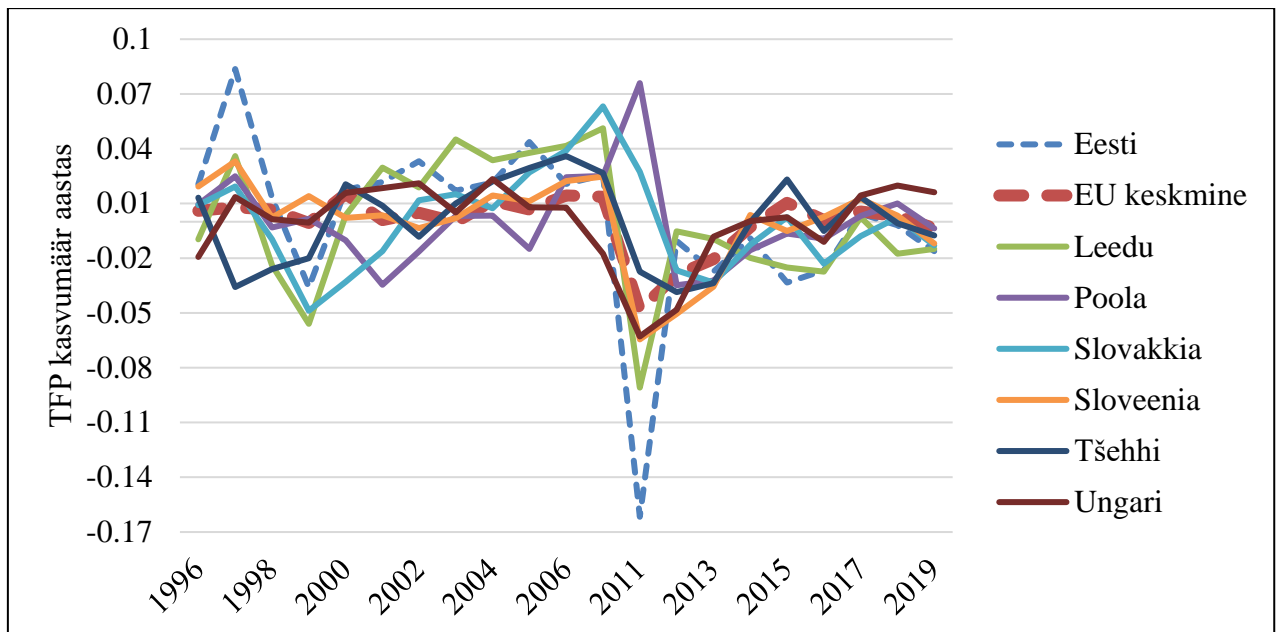
Joonis 7. Hõive osakaal Euroopa Liidu keskmisest tasemest  
Allikas: Autori koostatud lisas 1 esitatud andmete põhjal

Kapitalitase (joonisel 8) on Euroopa Liiduga 2004. aastal liitunud riikidel terve uurimisperioodi jooksul allpool Euroopa Liidu keskmist (graafikul EL keskmine tase =1) taset. Graafikult on näha, et uuritavatest riikidest on kapitalivarustatuse osakaal EL keskmisega võrreldes kõige kiiremini tõusnud Poolas, Tšehhis ja Ungaris, mis on suurte tööstustega riikide kohta ootuspärane. 1995. aastal moodustavad uuritavad riigid EL tasemest keskmiselt 90,88% ning 2019. aastaks on A8 tase Euroopa Liidu keskmisest juba 92,38%. Selle järgi on näha, et kõik uuritavad riigid on parandanud kapitalivarustatuse taset ning vähendanud ebavõrdsust Euroopa Liidus kõrgemalt ning madalamalt algtasemelt alustavate riikide vahel. Kapitali tabelis ei ole kajastatud Lätit ebarealistliku kapitalivarustatuse taseme tõttu.



Joonis 8. Kapitalivarustatuse osakaal Euroopa Liidu tasemest  
Allikas: Autori koostatud lisa 1 esitatud andmete põhjal

Kogutootlikkuse andmed on eraldatud Cobb-Douglassi mudeli hindamisel jääkliikmetest. Jääkliikmed tähistavad kogutootlikkuse kasvutempot, mis koosneb mitmetest komponentidest. TFP väärtust ja kapitali jaotust ettevõtetes võivad mõjutada investeeringud haridussüsteemi ning teadus- ja arendustöösse, majanduse avatus ning tööturu regulatsioonid (Comunale *et al.* 2019, 12-13). Jooniselt 9 on näha, et sarnaselt eelnevatele näitajatele käitub TFP kasv tsükliliselt. TFP kasv langes suuremas osas riikides kriisiperioodil ning aeglustus kriisi järgselt. Poola näitajad erinevad teistest, sest Poola on olnud majandusseisakute ajal stabiilsem ning jäänud kriisiefektidest peaaegu puutumata. TFP kasv liigub suuremas osas sarnaselt ning on näha, et see on Euroopa Liidu keskmise tasemega (graafikul oranž katkendlik joon) konvergeerunud. Standardhälve järgi varieeruvad TFP kasvumäärad 1996. aastal 1,39%, 1997. aastal 3,27% ning 2018. ja 2019. aastatel vastavalt 1,06% ja 1,04%, mis viitab kasvumäärade konvergeerumisele. TFP graafik on koostatud korrigeeritud mudeli tulemuste põhjal ning selle tõttu on graafikult puudu 2008-2010 näitajad ning visuaalselt jääb mulje, et TFP kasvumäär on muutunud kiiresti.



Joonis 9. TFP kasvumäär aastas

Allikas: Autori koostatud lisas 1 esitatud andmete põhjal

Bakalaureusetöös püstitati ühe hüpoteesina, et kriisiperioodile eelneval perioodil konvergentsikiirus suureneb, kriisi ajal aeglustub ning surutisele järgneval perioodil taastub. Joonise 3 põhjal on näha, et 2000. aastate alguse lühiajalise surutise eelselt on SKP elaniku kohta konvergents kiirenenud, 1998, 1999 osades piirkondades aeglustunud ning jätkanud kasvu. 2007.-2009. aasta majandussurutist uurides on näha, et kasv kiirenes kuni 2007. või 2008. aastani. Seejärel langes ning hakkas taastuma 2010. aastast. 2011.-2012. lühiajalise surutise ajal kasv aeglustus sarnaselt teistele kriisidele. Kriisieelne majanduskasv on näha ka 2017.-2019. aastaid uurides. Hõive osakaalu muutuseid jooniselt 7 tuvastades on samuti märgata, et 2007-2009. aastates liikusid riigid Euroopa Liidu keskmisest tasemest kaugemale. Poola, Ungari, Leedu suurendasid erinevust allapoole ning keskmisest tasemest kõrgema hõive määraga riigid ülespoole ehk kõik riigid vähendasid erinevust Euroopa Liidu keskmisest tasemest. Kapitalivarustatuse osakaalude muutused on olnud stabiilsemad. Graafikult 7 on võimalik tuvastada kiirem osakaalude vähenemine enne 2008. aastat ning aeglustumine kriisiperioodil ja stabiilse kasvu jätkamine surutisele järgnevatel aastatel.

Graafiline analüüs kinnitab püstitatud hüpoteesi, sest tuvastati, et kõikide uuritavate näitajate põhjal on 2004. aastal Euroopa Liiduga liitunud riikide sissetulekutasemed, hõive, kapitalivarustatus ning kogutootlikkus liikunud lähemale Euroopa Liidu tasemele. Lisaks sai kinnitust hüpoteesi, mille põhjal on kriisiperioodile eelnevalt konvergents kiirem, surutise ajal

peatub ning järgselt aeglustub. Seda kinnitas SKP *per capita* kasvu uurimine nii graafiliselt kui ka statistiliste näitajate põhjal. Eesti, Läti, Leedu, Poola, Tšehhi, Slovakkia, Sloveenia ja Ungari alustasid pea kõikides näitajates (v.a hõive määr) Euroopa Liidu tasemest allpool, mis viitas nende riikide halvemale majanduslikule seisundile. Konvergenksi uurimise põhjal on võimalik järeldada, et Euroopa Liiduga ühinemine mõjutas kõiki riike positiivselt ning riigid saavutasid 20-aastase perioodi vältel jõukama SKP elaniku kohta taseme, sarnasema hõive määra, kõrgema kapitalivarustatuse ning kogutootlikkuse kasvutempo aeglustus peale kriisi.

## KOKKUVÕTE

Euroopa Liidu 63-aastase ajaloo jooksul on riikide vahel valitsenud ebavõrdsus. Jõukamad riigid on jäänud jõukamaks ning madalama sissetulekuga piirkonnad pingutavad, et arenenumatele järele jõuda. Maastrichti lepingu kohaselt peavad kõik Euroopa Liitu astuvad riigid täitma kriteeriume, mille eesmärk on tagada sissetulekutasemete konvergens ning eurosooniga ühinemine. Bakalaureusetöö eesmärgiks oli välja selgitada, kas Euroopa Liiduga 2004. aastal liitunud madalama sissetulekutasemega riikide majandusnäitajad ühtlustuvad Euroopa Liidu keskmise tasemega. Lisaks uuritakse 2007.-2009. aastate finantskriisi mõju A8 riikide konvergensile.

Töö esimeses peatükis tutvustati konvergenssi mõistet ning toodi välja seda käsitlevate empiiriliste uuringute tulemused. Euroopa Liidus ei ole toimunud kiiret konvergenssi, sest riikide vahel on jätkuvalt ebavõrdsus. Kriisiperioodi konvergenssi uurides on tuvastatud, et kriisieelselt on konvergens kiirem, surutise ajal aeglustub ning tavaliselt taastub varasemale tasemele paari aasta jooksul. Suurem osa uuringutest nõustuvad, et uued Euroopa Liidu riigid konvergeeruvad EL-i keskmise taseme poole, aga kahaneva piirtootlikkuse tõttu on koondumine järjest aeglasema kiirusega. Lisaks täheldati, et Euroopa Liiduga hiljem ühinenud riigid (alates 2004. aastast) on kasvanud kiiremini kui vanemad EL riigid.

Uurimiseesmärgi saavutamiseks hinnati Euroopa Liidu näitajaid Cobb-Douglaste funktsiooni järgi kahel perioodil: 1995-2019 ning korrigeeritult ilma 2008, 2009 ja 2010 aastateta. Mudelit hinnates oli sõltuvaks muutujaks toodang elaniku kohta ning sõltumatuteks kapitalitase elaniku kohta ning tööjõu tase elaniku kohta. Mudeli jääkliikmetest eraldati kogutootlikkuse ehk TFP näitaja. Kvantitatiivne analüüs viidi läbi Gretlis AMECO andmebaasi andmetega ning tehti kolm mudeli hindamist. Hinnati koguperioodi juhuslike efektidega, vähimruutude meetodiga ning korrigeeritud perioodi fikseeritud efektidega. Cobb-Douglaste tootmisfunktsiooni hindamisel esines positiivne autokorrelatsioon ning jääkliikmed ei allunud normaaljaotusele. Selle tõttu tuleb olla järeluste tegemisel ettevaatlik. Ülevaatlikumate tulemuste saavutamiseks tuleb uurimisperioodi pikendada ning uuritavaid riike jaotada sissetulekutasemete järgi gruppidesse. Hinnatud tulemustega koostati konvergenssi tuvastamiseks joonised, mille põhjal sai teha järeldusi Eesti, Läti, Leedu, Poola, Tšehhi, Slovakkia, Ungari ja Sloveenia SKP elaniku kohta, tööhõive, kapitalivarustatuse taseme ning kogutootlikkuse näitajate tasemete ühtlustumise kohta.

Hüpoteesideks oli püstitatud, et 2004. aastal Euroopa Liitu astunud riikide sissetulekud, hõive määr, kogutootlikkus ning kapitalivarustus konvergeeruvad Euroopa Liidu keskmise tasemega. Lisaks oodati kriisiperioodidele eelnevat kiiremat konvergentsi, surutise ajal ning järgselt koondumise aeglustumist ning taastumist paari aasta järel.

Eesti, Läti, Leedu, Poola, Tšehhi, Slovakkia, Sloveenia ja Ungari asusid Euroopa Liiduga ühinedes pea kõikide uuritavate näitajatega (v.a hõive määr) Euroopa Liidu tasemest allpool. A8 riikide aritmeetiline keskmine SKP *per capita* moodustas Euroopa Liidu keskmisest tasemest 1995. aastal 32%, kuid 2019. aastal juba 52%. Lisaks on suurenenud ebavõrdsus vanade ning alates 2004. aastast ühinenud riikide vahel. 2000. aastal erines vanade ning uute liikmesriikide SKP elaniku kohta 3,73, 2010. aastal 3,01 ning 2019. aastal 2,62 korda viidates SKP elaniku kohta taseme ühtlustumisele. Uuritaval perioodil on erinevus uute ning vanade liikmesriikide maksimaalse SKP elaniku kohta kasvanud 2000. aastat 2019. aastaga võrreldes 17,8%, minimaalsete väärtuste erinevus vähenenud 27% ning standardhälvete erinevused suurenenud 45%. Selle põhjal on järeldatud, et jõukamad piirkonnad on oma tulutaset kasvatanud kiiremini kui madalamalt tasemelt alustajad. Lisaks näitavad numbrid, et ka kõige vaesemad piirkonnad on kasvanud ning jõudnud EL keskmisele tasemele lähemale. Üldise ebavõrdsuse kasvule viitab suurenenud standardhälvete erinevus. A8 riikide hõive keskmine osakaal Euroopa Liidu keskmisest oli 1995. aastal 98,9% ning 2019. aastal 101,4%. Selle põhjal on järeldatud, et hõive määra poolest ei erine A8 riigid EL keskmisest. 1995. aastal moodustavad uuritavad riigid EL keskmisest kapitalivarustatuse tasemest keskmiselt 90,88% ning 2019. aastaks on A8 tase Euroopa Liidu keskmisest juba 92,38%. Samuti on Euroopa Liidu tasemele lähemale jõudnud kogutootlikkus, sest kasvumäärade varieerumine on 2019. aastal 1,04% ning on vähenenud võrreldes 1996. aasta 1,39-protsendilise variatsiooniga.

Majandussurutise mõju hinnati graafiliselt. 2007.-2009. aasta kriisi uurides on näha, et SKP elaniku kohta kasv A8 riikide seas kiirenes 2007. või 2008. aastani. Seejärel langes ning hakkas taastuma alates 2010. aastast ning edaspidi kasvas stabiilsemalt. Sarnane tasemete käitumine on tuvastatav 2000. aastate alguses, 2011-2012 ning kiirem kriisieelne kasv on näha ka 2017.-2019. aastaid uurides. Hõive osakaalu muutuseid uurides on samuti märgata, et 2007-2009. aastates liikusid riigid Euroopa Liidu keskmisest tasemest kaugemale — nii kõrgemale kui madalamale. Hõive stabiilset muutust vaadates on tuvastatud osakaalude vähenemine enne 2008. aastat ning aeglustumine kriisiperioodil ja stabiilse kasvu jätkamine surutisele järgnevatel aastatel.

Graafilise analüüsi põhjal kehtisid hüpoteesid, sest kõikide uuritavate näitajate põhjal on A8 riikide sissetulekutasemed, hõive, kapitalivarustus ning kogutootlikkus lähenenud Euroopa Liidu



keskmisele. Lisaks sai kinnitust hüpotees, mille põhjal on kriisiperioodile eelnevalt konvergens kiirem, surutise ajal peatub ning järgselt taastub tagasihoidlikult.

Edasistes uuringutes on võimalik uurida kahte suuremat majanduskriisi ehk nii 2007.-2009. kui ka 2020. aasta alguse seisakut ning selle mõjusid. Lisaks on huvitav Euroopa Liidu klubikonvergens, sest liidu eesmärgiks on ühele tasandile koondumine, kuid antud töös väljatoodud empiirika põhjal on tekkinud liidusiseselt mitu sissetulekutasemete koondumise klubi. Empiirika põhjal esineb riikidesisene sissetulekutasemete erinevus äärealade ja pealinna vahel. Täpsemate uurimistulemuste saavutamiseks tasub A8 riike uurida riigisiseste regioonide põhjal, sest nii antud töös kui ka teaduskirjanduses selgus, et Euroopa Liidus valitseb riikidevaheliselt 5,5-kordne sissetulekutasemete erinevus.

Konvergensti uurimise põhjal on võimalik järeldada, et Euroopa Liiduga ühinemine mõjutas kõiki uuritavaid piirkondi positiivselt ning riigid saavutasid 20-aastase perioodi vältel jõukama SKP elaniku kohta taseme, suurema hõive määra, kõrgema kapitalivarustatuse ning parandasid kogutootlikkuse kasvutempot.

## **SUMMARY**

### **CONVERGENCE OF THE COUNTRIES, WHICH JOINED THE EUROPEAN UNION IN 2004**

Laura Teemägi

One of the main objectives of European Union (EU) has been to create a free market, efficient trade relationships, sustainable and steady development of economy and steady prices. All countries that have joined the bloc since the Maastricht treaty in 1992 are legally obliged to adopt the euro once the criteria are met. The Maastricht criteria are called the convergence criteria because according to the conditions countries need to achieve macroeconomic indicators that are similar to the EU average. Convergence in economics means that economies should converge in economic variables such as per capita income. According to convergence theories poorer countries tend to grow at faster rates in per capita incomes as richer economies because of diminishing marginal productivity. The main objective of this paper is to analyze whether the countries joining the EU in 2004 (A8 countries) have reduced their economic differences with the average level of EU during 1995-2019. The hypothesis is that Estonia, Latvia, Lithuania, Poland, Czech Republic, Slovenia, Slovakia and Hungary have converged to the average European Union level. Additionally, the second hypothesis is that before an economic crisis convergence is faster, stops during crisis and recovers slowly after the depression.

The paper has three parts. The theoretical part of the paper brought out the main theories of convergence, neoclassical growth theory and  $\beta$ -convergence. What is more, the previous research papers on European Unions' convergence are introduced. The main results of previous works were that fast convergence of income levels has been stopped by inequality between nations. There is a large difference between the richer and poorer countries as well as regions within one country. Most researchers agree that there is a convergence to the average level of European Union, but it has slowed down due to diminishing marginal productivity.

The second chapter introduces the research method that consists of two parts. The data is processed on MS Excel and the regression analysis is done in Gretl. The first method is to evaluate Cobb-

Douglas production function with data received from AMECO database for the countries that belonged to the EU by the end of 2019. The dependent variable was GDP per capita and independent variables were capital *per capita* and labor force *per capita*. Total factor productivity was separated from the residuals of the tested model. The main problem with the models was autocorrelation and the residuals were not normally distributed. In order to get better results from econometric analysis a longer period and more countries could be included in the analysis. In the second part the convergence of Central and Eastern Europe is evaluated graphically. The evaluation is made with GDP *per capita* growth rates, labor force, capital and total factor productivity.

The third part of the paper covers the main findings. The results of the research method were in accordance with the hypothesis. Central and Eastern Europe have moved closer to European Union's GDP *per capita* levels as in 1995 A8 countries' GDP *per capita* was 32% of EU's average, but in 2019 the level had risen to 52% of the average EU's level. The general inequality in European Union has risen as the standard deviations of minimum and maximum values between the older and new EU countries GDP has increased. The labor force has been close to EU's average during the whole period. The capital stock and total factor productivity have converged to the European Union's average level. The effects of an economic recession were also evaluated. It was proven that all variables reduced their difference from European Union's average level faster before a recession. During the crisis convergence slowed down and continued growing slowly after the crisis.

There was enough information to confirm both of the hypothesis and assume that A8 countries have reduced their difference from the EU average in terms of GDP per capita, capital stock, total factor productivity and labor force. Additionally, it was proven that the speed of convergence increases before crisis, stops during and recovers slowly after the recession.

The topic can be investigated further by expanding the sample size from European Union's countries to regions as well as to increase the time period to cover more crises or to evaluate quarterly data. What is more, empirical studies show that there is a club convergence within the regions of European Union and it is possible to expand the research and study the clubs formed in European Union.

The object of the paper was achieved as it is possible to conclude that joining the European Union had positive effects on Estonia, Latvia, Lithuania, Poland, Slovakia, Slovenia, Hungary and Czech republic in terms of GDP *per capita*, labor force, capital stock and total factor productivity. It was also proven that convergence is faster during the booming period before an economic recession.

## KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Acemoglu, D., Zilibotti, F. (2001). Productivity Differences, *The Quarterly Journal of Economics*, 116 (2), 563–606.
- Armstrong, H. W. (1995). Convergence among regions of the European Union, 1950-1990. *Papers in Regional Science*, 74, 143-152.
- Barro, R. J., Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *Journal of Political Economy*, 100 (2), 223-251.
- Barro, R., Sala-i-Martin, X. (2004). *Economic growth (2nd ed.)*. Cambridge, Suurbritannia: MIT Press, Cambridge, MA
- Battisti, M., Vaio, G. D. (2007). A spatially filtered mixture of  $\beta$ -convergence regressions for EU regions, 1980–2002, *Empirical Economics*, 24 (1), 108-124.
- Baumol, W. J. (1986). Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show, *The American Economic Review*, 76 (5), 1072-1085.
- Beugelsdijk, S., Klasing M. J., Milionis, P. (2018). Regional economic development in Europe: the role of total factor productivity, *Regional Studies*, 52 (4), 461-476.
- Canova, F. (2004). Testing for Convergence Clubs in Income per Capita: a Predictive Density Approach. *International Economic Review*, 45, 49-77.
- Comunale, M., Nguyen, A. D. M., Soofi-Siavash, S. (2019). Convergence and growth decomposition: an analysis on Lithuania, *Bank of Lithuania Discussion Paper Series*, 17, 12-15.
- Dvorokova, K. (2014). Sigma Versus Beta-Convergence in EU28: Do They Lead to Different Results?, *WSEAS Transactions on Business and Economics*, 88-94.
- Ertur, C., Le Gallo, J., Baumont, C. (2006). The European Regional Convergence Process, 1980-1995: Do Spatial Regimes and Spatial Dependence Matter? *International Regional Science Review*, 29, 3-24.
- Feuerstein, S., Lindenblatt, A. (2015). Price convergence after the Eastern enlargement of the EU: evidence from retail food prices. *European Review on Agricultural Economics*, 42 (5), 829-849.
- Friedman, M. (1992). Do Old Fallacies Ever Die? *Journal of Economics Literature*, 20, 2129-2132.
- Galor, O. (1996). Convergence? Inferences from Theoretical Models. *Economic Journal*, 106, 1056-1069.
- Gennaioli, N., La Porta, R., Lopez-De-Silanes, F., Shleifer, A. (2013). Human Capital and Regional Development, *The Quarterly Journal of Economics*, 128 (1), 105–164.

- Horvath, G. (2009). Cohesion Deficiencies in Eastern and Central Europe - Inequalities of Regional Research Area, Centre for Regional Studies of Hungarian Academy of Sciences Discussion Papers, 72, 5-40.
- Hsieh, C. T., Klenow, P. J. (2010). Development accounting. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2 (1), 207–223.
- Islam, N. (2003). What have We Learnt from the Convergence Debate? *Journal of Economic Surveys*, 17, 309–362.
- Kaitila, V. (2004). Integration and Conditional Convergence in the Enlarged EU Area. ETLA Discussion Papers, 935-955.
- Kaitila, V. (2013). Convergence, income distribution, and the economic crisis in Europe, ETLA Working Papers, 14, 1-17.
- Lin, J., Y. (2003). Development Strategy, Viability, and Economic Convergence. *Economic Development and Cultural Change*, 51 (2), 283-286.
- Lucas, R. E., (1988). On the Mechanism of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 1 (22), 3-42.
- Mankiw, N. G., Romer, D., Weil, D. N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth, *The Quarterly Journal of Economics*, 107 (2), 407-437.
- Marois, G., Sabourin, P., Belanger, A. (2019). How reducing differentials in education and labor force participation could lessen workforce decline in the EU-28. *Demographic Research*, 41 (6), 125-160.
- Matkowski, Z., Próchniak, M. (2004). Economic convergence in the EU accession countries. *The RIED Papers and Proceedings*, 74, 405-425.
- Neven, D., Gouyette, C. (1995). Regional Convergence in the European Community. *Journal of Common Market Studies*, 33, 47-65.
- Pipień, M., Roszkowska, S. (2018). The heterogeneity of convergence in transition countries. *Post-Communist Economies*, 1-31.
- Puetter, U. (2011). Europe's deliberative intergovernmentalism: the role of the Council and European Council in EU economic governance. *Journal of European Public Policy*, 19 (2), 161-178.
- Quah, D. T. (1993). Galton's Fallacy and the Convergence Hypothesis. *Scandinavian Journal of Economics*, 95, 427–443.
- Romer, P. M. (1987). Crazy Explanations for the Productivity Slowdown. *NBER Macroeconomics Annual 1987*, 2, 189-195.
- Romer, P. M. (1994). The Origins of Endogenous Growth, *Journal of Economic Perspectives*, 5, 3-22.
- Siljak, D. (2018). Beta convergence among former socialist countries. *South East European Journal of Economics and Business*, 13 (2), 72-83.

- Sinković, D., Škare, M., Porada-Rochoń, M. (2019). Financial development and economic growth in Poland 1990-2018. *Technological and Economic Development of Economy*, 25 (2), 103-133.
- Solow, R. (1999). Neoclassical Growth Theory. In: Taylor JB, Woodford M (eds), *Handbook of Macroeconomics* (637-667). Amsterdam: Elsevier Science.
- Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65–94.
- Szendi, D. (2013). The Convergence Process and the Effects of the Economic Crisis in Central-Eastern Europe, *Romanian Review of Regional Studies*, 9 (1), 78-84.
- Wooldridge, L. M. (2013). *Introductory econometrics : a modern approach*. (5<sup>th</sup> ed). Mason, OH: South-Western Cengage Learning.
- Young, A. T., Higgins, M. J., Levy, D. (2008). Sigma Convergence versus Beta Convergence: Evidence from U.S. County-Level Data. *Journal of Money, Credit and Banking*, 40 (5), 1085-1093.

*Teemägi lõputöö algandmed*. Google Sheets. Kättesaadav:  
<https://docs.google.com/spreadsheets/d/1kdc9v0rXqXW368N07imXMvwwjo7LHDvFqKJERTjpmYU/edit?usp=sharing>, 26.05.2020.

## LISAD

### **Lisa 1. Ökonomeetriliseks mudeliks ning graafiliseks analüüsiks kasutatavad andmed perioodil 1995-2019**

*Teemägi lõputöö algandmed.* Google Sheets. Kättesaadav:

<https://docs.google.com/spreadsheets/d/1kdc9v0rXqXW368N07imXMvwwjo7LHDvFqKJERTjpmYU/edit?usp=sharing>, 26.05.2020.

## Lisa 2. Regressioonimudeli analüüs juhuslike efektidega 1995-2019

Juhuslik efekt: Random-effects (GLS), using 641 observations  
 Included 28 cross-sectional units  
 Time-series length: minimum 19, maximum 24  
 Dependent variable: ld\_SKPop

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	0.00474305	0.00181460	2.614	0.0090	***
ld_LFpop	0.346142	0.104473	3.313	0.0009	***
ld_KAPpop	0.751765	0.0614195	12.24	<0.0001	***
Mean dependent var	0.022454	S.D. dependent var		0.033438	
Sum squared resid	0.546834	S.E. of regression		0.029253	
Log-likelihood	1355.318	Akaike criterion		-2704.636	
Schwarz criterion	-2691.247	Hannan-Quinn		-2699.440	
rho	0.287245	Durbin-Watson		1.401500	

'Between' variance = 5.91026e-006

'Within' variance = 0.00085181

mean theta = 0.0733957

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(2) = 185.888

with p-value = 4.31486e-041

Breusch-Pagan test -

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

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 0.0624576

with p-value = 0.802653

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(2) = 2.27601

with p-value = 0.320457

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

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

Test statistic:  $F(1, 26) = 5.21999$

with p-value =  $P(F(1, 26) > 5.21999) = 0.0307329$

Allikas: Autori koostatud lisas 1 esitatud andmete põhjal



### Lisa 3. Ühendatud mudeli analüüs 1995-2019

OLS 1: Pooled OLS, using 641 observations  
 Included 28 cross-sectional units  
 Time-series length: minimum 19, maximum 24  
 Dependent variable: ld\_SKPop

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.00464154	0.00172943	2.684	0.0075	***
ld_LFpop	0.340252	0.104067	3.270	0.0011	***
ld_KAPpop	0.757900	0.0597109	12.69	<0.0001	***
Mean dependent var	0.022454	S.D. dependent var		0.033438	
Sum squared resid	0.546824	S.E. of regression		0.029276	
R-squared	0.235845	Adjusted R-squared		0.233449	
F(2, 638)	98.45443	P-value(F)		5.43e-38	
Log-likelihood	1355.324	Akaike criterion		-2704.648	
Schwarz criterion	-2691.259	Hannan-Quinn		-2699.452	
rho	0.322704	Durbin-Watson		1.328296	

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 8.96516

with p-value =  $P(\text{Chi-square}(5) > 8.96516) = 0.110462$

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

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

Test statistic:  $t(26) = 5.03023$

with p-value =  $P(|t| > 5.03023) = 3.10291e-005$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 455.734

with p-value = 1.09274e-099

Allikas: Autori koostatud lisas 1 toodud andmete põhjal

## Lisa 4. Regressioonimudeli analüüs fikseeritud efektidega 1995-2007 ja 2011-2019

FE, robust SDE: Fixed-effects, using 560 observations  
 Included 27 cross-sectional units  
 Time-series length: minimum 16, maximum 21  
 Dependent variable: ld\_SKPop  
 Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.0209452	0.00192685	10.87	<0.0001	***
ld_KAPpop	0.0922649	0.0802219	1.150	0.2606	
ld_LFpop	0.612061	0.216628	2.825	0.0090	***
Mean dependent var	0.025702	S.D. dependent var		0.032791	
Sum squared resid	0.454404	S.E. of regression		0.029253	
LSDV R-squared	0.244012	Within R-squared		0.071390	
Log-likelihood	1198.072	Akaike criterion		-2338.143	
Schwarz criterion	-2212.633	Hannan-Quinn		-2289.135	
rho	0.274012	Durbin-Watson		1.436099	

Joint test on named regressors -  
 Test statistic:  $F(2, 26) = 6.29104$   
 with p-value =  $P(F(2, 26) > 6.29104) = 0.00591071$

Robust test for differing group intercepts -  
 Null hypothesis: The groups have a common intercept  
 Test statistic: Welch  $F(26, 190.3) = 3.28022$   
 with p-value =  $P(F(26, 190.3) > 3.28022) = 1.33079e-006$

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -  
 Null hypothesis: No first-order autocorrelation ( $\rho = -0.5$ )  
 Test statistic:  $F(1, 26) = 4.11315$   
 with p-value =  $P(F(1, 26) > 4.11315) = 0.0529124$

Test for normality of residual -  
 Null hypothesis: error is normally distributed  
 Test statistic: Chi-square(2) = 288.516  
 with p-value =  $2.23627e-063$

Allikas: Mudeli hindamine lisas 1 esitatud andmete põhjal

## Lisa 5. Lihtlitsents

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

Mina, Laura Teemägi

1. annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose „2004. aastal Euroopa Liiduga ühinendud riikide konvergents“, mille juhendaja on Natalia Levenko
  - 1.1 reprodutseerimiseks lõputöö säilitamise ja elektroonse avaldamise eesmärgil, sh TalTechi raamatukogu digikogusse lisamise eesmärgil kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni;
  - 1.2 üldsusele kättesaadavaks tegemiseks TalTechi veebikeskkonna kaudu, sealhulgas TalTechi raamatukogu digikogu kaudu kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni.
2. Olen teadlik, et käesoleva lihtlitsentsi punktis 1 nimetatud õigused jäävad alles ka autorile.
3. Kinnitan, et lihtlitsentsi andmisega ei rikuta teiste isikute intellektuaalomandi ega isikuandmete kaitse seadusest ning muudest õigusaktidest tulenevaid õigusi.

---

<sup>1</sup>*Lihtlitsents ei kehti juurdepääsupiirangu kehtivuse ajal, välja arvatud ülikooli õigus lõputööd reprodutseerida üksnes säilitamise eesmärgil.*