

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Liina Valk

**RAHAPOLIITIKA MÕJU MAJANDUSKASVULE EUROALA
NÄITEL**

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Signe Rosenberg, PhD

Tallinn 2021

Deklareerin, et olen koostanud lõputöö iseseisvalt ja olen viidanud kõikidele töö koostamisel kasutatud teiste autorite töödele, olulistele seisukohtadele ja andmetele, ning ei ole esitanud sama tööd varasemalt ainepunktide saamiseks. Töö pikkuseks on 8592 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Liina Valk

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 185755TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: liina.valk@mail.ee

Juhendaja: Signe Rosenberg, PhD:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE	4
SISSEJUHATUS	5
1. TEOREETILISED ALUSED JA VARASEMAD EMPIIRILISED UURIMUSED	7
1.1. Rahapoliitika olemus ja tähtsus euroalal	7
1.2. Ülevaade varasematest empiirilistest uurimustest	12
2. KASUTATAVAD ANDMED JA METOODIKA	17
2.1. Mudelisse kaasatud muutujad ja andmed	17
2.2. Analüüsimetodid	26
2.2.1. Korrelatsioonanalüüsi olemus	26
2.2.2. Regressioonanalüüsi olemus	27
2.2.3. Mudeli testimine	27
3. EMPIIRILINE ANALÜÜS	29
3.1. Aegridade korrigeerimine	29
3.2. Korrelatsioonanalüüs	30
3.3. Regressioonanalüüs	32
3.4. Empiirilise analüüsi järelused	36
KOKKUVÕTE	39
SUMMARY	41
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	43
LISAD	48
Lisa 1. Algandmed	48
Lisa 2. Korrelatsioonikordajate p-väärtused	50
Lisa 3. Regressioonimudel	51
Lisa 4. VIF testi tulemused	52
Lisa 5. Lihtlitsents	53

LÜHIKOKKUVÕTE

Käesolev bakalaureusetöö uurib, kuidas mõjutab rahapoliitika majanduskasvu euroalal perioodil 2004 IV kvartal kuni 2020 IV kvartal. Antud töö eesmärgiks on välja selgitada, kas ja kui palju mõjutab euroala rahapoliitika majanduskasvu.

Töö on jaotatud kolmeks peatükiks, kus esimese peatüki eesmärgiks on anda ülevaade nii konventsionaalsest kui ka mittekonventsionaalsest rahapoliitikast, majanduse arengust euroalal ning varasematest empiirilistest uuringutest. Töö teine peatükk keskendub töös kasutatavate andmete kirjeldamisele ja metoodika tutvustamisele. Viimases peatükis viiakse läbi nii korrelatsioonanalüüs kui ka regressioonanalüüs vähimruutude meetodil statistikaprogrammis *Gretl* ning peatüki lõpus interpreteeritakse saadud tulemusi ja tuuakse välja autoripoolsed ettepanekud.

Empiirilise analüüsi läbiviimiseks kasutatakse sekundaarandmeid ECB, OECD ja FRED andmebaasidest ning majandusteadlase Jing Cynthia Wu koduleheküljelt. Regressioonmudeli tulemusena selgus, et mudeli statistiliselt olulisteks muutujateks euroala reaalse SKP kasvu suhtes olid harmoneeritud THI kasv, variintressimäär ja reaalne naftahind ning statistilist olulisust ei suudetud tõestada CISS indeksil ja reaalset efektiivset vahetuskursil. Tugevaim positiivne korrelatsioon esines reaalse SKP kasvu suhtes naftahinnal. Kui muidu oli rahapoliitiline muutuja ehk variintressimäär mudelis statistiliselt oluline, siis näitaja negatiivne korrelatsioon SKP kasvuga ei olnud teooriaga kooskõlas. Autor märgib, et põhjuseks võib olla kriisieelsete perioodide kaasamine, mil tavapärase rahapoliitika tõlgendamisel variintressimäära ei rakendata, sest alates 2009. aastast oli mudelis märk teooriaga kooskõlas. CISS ehk majanduse ebakindluse indeksi ebaolulisust mudelis saab seletada väheste kriisiperioodide kaasamisega, kus indeks kõige tugevamini majanduse langusfaasiga korreleeruks. Tuginedes varasematele uurimustele, võib öelda, et reaalse efektiivse vahetuskursi nõrk või olematu seos majanduskasvuga võib aga tihti avalduda arenenud riikide uurimisel.

Võtmesõnad: reaalne SKP kasv, variintressimäär, euroala, rahapoliitika

SISSEJUHATUS

Makromajanduse stabiilsus on nii arenenud kui ka arenguriikide valitsuste, poliitikakujundajate ja poliitiliste institutsioonide peamine eesmärk. Suhteliselt stabiilse hinnatasemega jätkusuutlik majanduskasv ja ühiskonna heaolu märkimisväärne paranemine on riikidele stiimuliks rakendada oma majanduspoliitika kujundamisel sobivaid instrumentide kogumeid, vaheldades aktiivsete sekkumiste perioode vähese sekkumise omadega. (Mutuku, Koech 2014)

Nimetatud instrumentideks ja meetmeteks on rahapoliitika kõrval ka fiskaal- ehk eelarvepoliitika ja struktuuripoliitika, mis omavad samuti suurt rolli riigi majanduse edendamises ja stabilisatsioonifunktsiooni täitmises (*Ibid.* 2014). Võttes varasemate uurimuste põhjal arvesse asjaolu, et eelarvepoliitikale läheb rõhk pigem arengumaades ning arenenud riikides, nagu seda on euroala, jääb rahanduspoliitika rahapoliitikast pigem tagaplaanile, käsitletakse antud töös euroala näitel vaid rahapoliitika mõju majanduskasvule.

Rahapoliitika, mis on seotud keskpankade ja keskvalitsuste rahapakkumise kontrolliga rahavoogude üle, et seeläbi saavutada seatud majanduseesmäärke, on 2000. aastate lõpu majandussurutise järgselt muutunud järjest olulisemaks. Sellest tulenevalt reageerisid keskpangad kriisile rahapoliitika muudatustega, et stimuleerida riikide majandust ja vähendada finantssüsteemi riske. Selleks vähendati näiteks rahapoliitilisi intressimäärasid, mis annaks inimestele julgust rohkem laenu võtta. Kuid olukorras, kus lühiajalised intressimäärad olid juba nullilähedased, ei olnud võimalik tavapärasest rahapoliitikat, kus keskpangad intressimäära veelgi langetavad, enam rakendada. Kui tavapäraseid ehk konventsionaalseid meetmeid majanduse stabiilsuse säilitamiseks kasutada ei saa, on keskpankadel võimalik tugineda mittekonventsionaalse rahapoliitika strateegiatele.

Näiteks hõlmab Euroopa Keskpanga mittestandardne rahapoliitika nii varade ja riigivõlakirjade ostmist järelturult kui ka eelkommunikatsiooni ehk üleüldist majapidamiste, ettevõtete ja investorite intressiootuste juhtimist ehk *forward guidance*'it. Nii konventsionaalse kui ka

mittekonventsionaalse rahapoliitika oluliseks eesmärgiks on elavdada majandust, mille olulisimaks indikaatoriks võiks pidada majanduskasvu.

Bakalaureusetöös keskendub autor seostele euroala majanduskasvu ja rahapoliitilise muutuja ning muude makromajanduslike muutujate vahel. Antud töö eesmärgiks on välja selgitada, kas ja kui palju mõjutab euroalal rahapoliitika majanduskasvu. Tuginedes varasemale empiirilisele kirjandusele, on töös püstitatud järgmine hüpotees: majanduskasv sõltub euroalal makroökonomilistest näitajatest nagu harmoneeritud THI kasv, variintressimäär, naftahind, majanduse ebakindluse näitaja ja reaalne efektiivne vahetuskurss.

Töö eesmärgi täitmiseks on püstitatud ka järgmised uurimisküsimused:

- Millises suunas ja millisel määral mõjutavad rahapoliitilised tegurid majanduskasvu?
- Kas euroalal esineb rahapoliitika ja majanduskasvu vaheline seos?
- Millised mudelisse kaasatavad muutujad mõjutavad euroala majanduskasvu enim?

Majanduskasvu kirjeldavaks tunnuseks on valitud reaalne sisemajanduse koguprodukti kasv ning mudeli sõltumatute tunnuste valikul lähtuti eelnevast teoreetilisest ja empiirilisest kirjandusest. Analüüsi ajaline periood jääb vahemikku 2004 IV kvartal kuni 2020 IV kvartal, mille jooksul on rakendatud nii tavapäraseid kui erakorralisi rahapoliitilisi meetmeid. Muutujatevahelise seose leidmiseks viiakse läbi korrelatsioon- ja regressioonanalüüs, mille jaoks kogutud andmestik pärineb ECB, OECD ja FRED andmebaasidest ning Jing Cynthia Wu kodulehelüljelt.

Töö on jaotatud kolmeks peatükiks, millest esimene kirjeldab nii tavapärase kui tavapäratu rahapoliitika olemust kui ka üldist majanduse arengut euroalal. Samuti antakse ülevaade varasematest empiirilistest uurimustest. Teine peatükk keskendub mudelisse kaasatavatele andmetele ning analüüsimetoodikale. Viimane peatükk annab ülevaate läbiviidud korrelatsioon- ja regressioonanalüüsist ning keskendub mudeli seletusvõime kirjeldamisele ja järelduste tegemisele. Samuti leitakse vastused töö algul püstitatud uurimisküsimustele.

1. TEOREETILISED ALUSED JA VARASEMAD EMPIIRILISED UURIMUSED

1.1. Rahapoliitika olemus ja tähtsus euroalal

Rahapoliitika, mis teenib majanduspoliitika suuremaid eesmärke ning mida võib rahateooria raames seostada raha kogusega ja pakkumisega, on avatud majanduste makromajandusliku juhtimise üks olulisemaid tegureid. Rahapoliitika põhieesmärgid, mis võivad riigiti küll mõningal määral erineda, hõlmavad kõrget tööhõivet, majanduskasvu, hindade, intressimäärade ning finants- ja valuutaturu stabiilsust. (Mishkin 2007, 382-383) Seetõttu on rahapoliitika, majanduskasvu ja inflatsiooni vaheline suhe alati olnud paljude rahapoliitikaga seotud uuringute keskmes.

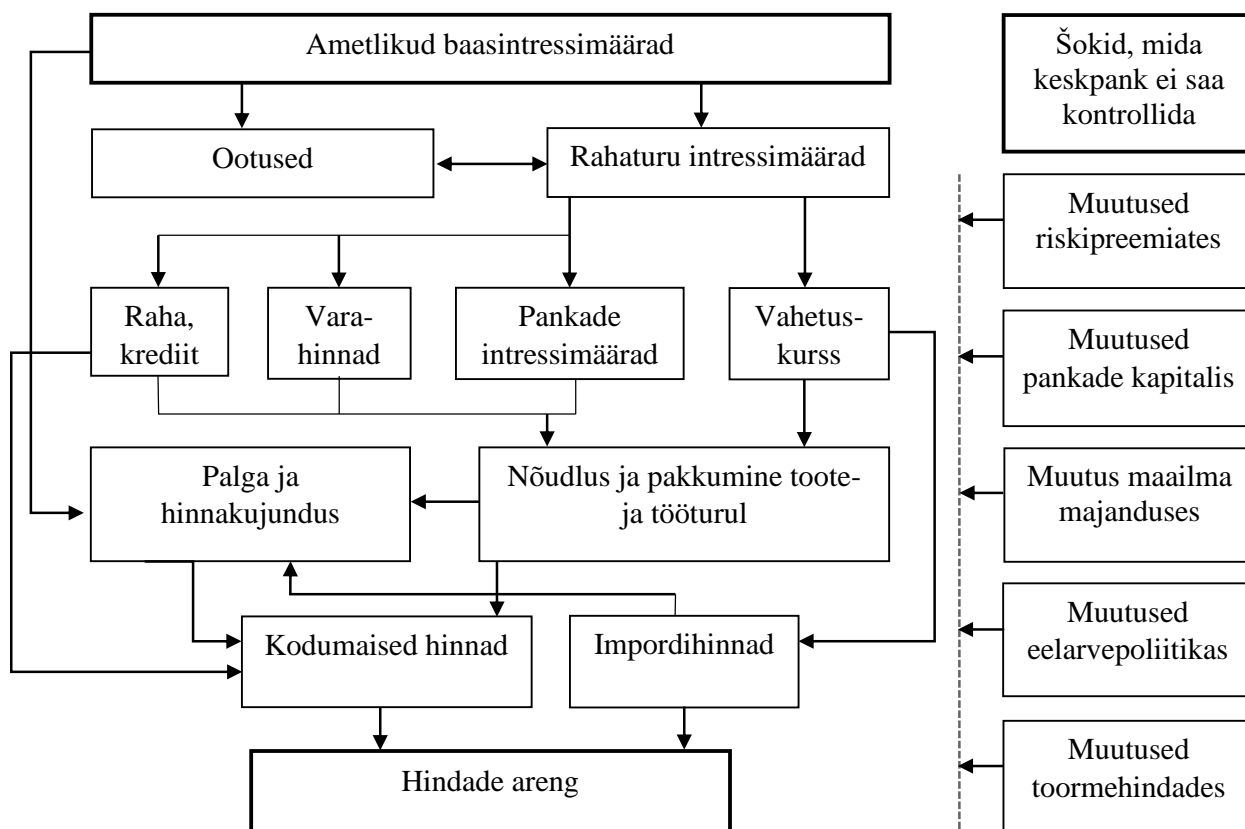
Rahapoliitika on viimase kahe aastakümne jooksul olnud tsüklilise poliitika kujundamise esirinnas, eriti suure majanduslanguse ja riigivõlakriisi ajal. Kuigi USA rahapoliitika kohta on olemas laialdane kirjandus, ei ole veel jõutud täielikule arusaamale Euroopa Keskpanga poliitikast ja selle mõjust finantsturule. Euroalal järgib rahapoliitikat Euroopa Keskpank (EKP), mis loodi koos euro sünniga, kui EKP võttis üle vastutuse euroala riikide keskpankade rahapoliitika kujundamise osas ja tegutseb iseseisva üleriigilise organisatsioonina. (Mastroianni 2016) Kuna erinevate riikide majandust iseloomustavad väga erinevad tingimused, ei saa eeldada, et tagatakse üle maailma ühiseid rahapoliitilisi eesmärke.

On teada, et eurosüsteemi esmatähtis eesmärk on säilitada euroala hinnastabiilsust, mis on institutsiooniliselt tagatud ka Euroopa Liidu toimimise lepingu artikliga 127, lõikes 1. Euroopa Keskpanga juhatus märkis 1998. aasta oktoobris, et hinnastabiilsust peetakse euroala tarbijahindade harmoneeritud indeksi (ÜTHI) aastase juurdekasvu jäämist alla kahe protsendi. (Euroopa rahapoliitika 2021) Selliselt on arvestatud ka mõõtmispuhvriga, mis tasakaalustab potentsiaalselt liiga kõrgeid inflatsiooninäitajaid, turvavaruga, mis on mõeldud võimalike deflatsiooniriskide katteks ning riikidevaheliste erinevustega, kus jäetakse ruumi inflatsioonimäära erinevustele euroala riikide lõikes. Antud määratluse eesmärk on alandada

inflatsiooniootusi ning luua raamistik, mille järgimise eest EKP vastutab. Kuna inflatsiooni lühiajalisi kõikumisi ei saa keskpangad kontrolliga, on seega hinnastabiilsus vaja saavutada keskpikas perspektiivis. (*Why are stable...* 2021) Mainitud hinnastabiilsuse eesmärgist saab järeldada, et vältida tuleb nii pikaajaseid liiga kõrge inflatsiooni kui ka deflatsiooni perioode.

Inflatsioon on kaupade ja teenuste hindade üldine tõus pikema aja jooksul, kus toimub rahamassi kiire areng, mille tulemusel raha väärtus ja ostujõud vähenevad. Deflatsioon on seevastu kaupade ja teenuste hindade üldine langus pikema aja jooksul. Liigkiire inflatsioon on kahjulik mitmel põhjusel, sest see muudab majandusotsuste tegemise keeruliseks ja aeglustab majanduskasvu, ning lisaks vähendab inflatsioon säästude väärtust. Deflatsiooniga kaasnevaks ohuks on, et üldise hinnataseme langedes lükkavad inimesed oma tarbimist, ettevõtted aga oma investeeringuid edasi, ning majanduskasv aeglustub. (*Ibid.* 2021)

Kuigi eurosüsteem omab baasraha tootmise monopoli, saab EKP rahapoliitika reaalmajandust mõjutada vaid lühiperioodil, kus muutus keskpanga kehtestatud rahapoliitilistes intressimäärades käivitab lühiajaliselt hulga mehhanisme ja mõjutab majandusagentide tegutsemist (Scheller 2006). Põhjus, miks lühiperioodil võib rahapoliitikal reaalmajandusele mõju olla, kuid pikal perioodil mitte, seisneb raha pikaajalise neutraalsuse (*long-run neutrality of money*) põhimõttes, kus pärast seda, kui majandus on kohandunud, peegeldub rahakoguse muutus üksnes üldises hinnatasemes ega mõjuta püsivalt selliseid näitajaid nagu näiteks kogutoodang (*The functioning...* 2021). Neid mehhanisme, mille kaudu rahapoliitilised otsused mõjutavad reaalmajanduse näitajate, eelkõige hindede, arengut, nimetatakse ülekandemehhanismideks (*transmission mechanism*). Euroopa Keskpanga rahapoliitika ülekandemehhanismi toimimist kirjeldab joonis 1.



Joonis 1. Rahapoliitika ülekandemehhanism

Allikas: Rahapoliitika... (2021)

Oma rahapoliitiliste eesmärkide saavutamiseks on eurosüsteemil olemas mitmeid tavapäraseid rahapoliitilisi vahendeid. Eurosüsteem teostab avaturuoperatsioone ning pakub laenamise (*marginal lending facility*) ja hoiustamise püsivõimalusi (*deposit facility*). Avaturuoperatsioonid, millel on oluline roll intressimäärade juhtimisel, likviidsusolukorra juhtimisel turul ja rahapoliitilise hoiaku märkimisel, jagunevad euroalal järgmiselt (*The implementation of...* 2012):

- põhilised refinantseerimisoperatsioonid (*main refinancing operations – MRO*), mis on ühenädalased likviidsust tagavad operatsioonid, teenides lühiajaliste intressimäärade juhtimist;
- pikemaajalised refinantseerimisoperatsioonid (*longer term refinancing operations – LTRO*), mis on kolmekuulised likviidsust tagavad operatsioonid, pakkudes finantssektorile täiendavat pikaajalist refinantseerimist.

Vähem regulaarsemad avaturuoperatsioonid on peenhäälestusoperatsioonid (*fine tuning operations*– FTO) ja struktuurioperatsioonid (*structural operations*).

Kuivõrd tavapäraselt on olnud euroala transmissioonimehhanism ja rahapoliitika teostamine ettearvatav, keskpankade kommunikatsioon tulevaste intressimäärade juhtimisel läbipaistev ja rahapoliitika ülekandumise mehhanism selge, siis euroala tabanud kriiside korral ei ole suurenenud usaldamatuse ja rahaturgude tõrgete tõttu mehhanismid enam nii selged kui varem.

Näiteks on euroalal olnud viimase paarikümne aasta jooksul mitmeid järjestike kriisiperioode, kus finantskriis, mis tulenes laiaulatuslike hüpoteekpettuste, suurenenud riikide võlakoormuste ning riigiti ka ülekuumenenud kinnisvarasektorist, viis majanduse aeglustumiseni ning omakorda suure majandussurutise ja sellele järgnenud Euroopa võlakriisini. 2008. aasta finantskriisi ja 2010. aasta valitsussektori võlakriisi tõttu püüdsid EKP ja teised keskpangad reageerida agressiivse rahapoliitikaga, et vältida deflatsiooni ja stimuleerida kogunõudlust, et säilitada hinnastabiilsuse esmane eesmärk.(Bernanke, Reinhart 2004) Selleks sekkus eurosüsteem nii tavapäraste vahenditega, vähendades baasintressimäära kui ka erakorraliste meetmetega.

Olukorras, kus aga nominaalsed intressimäärad olid ajalooliselt niigi madalad ja baasintressid olid langetatud juba mingil hetkel null-alampiirini (*zero lower bound*), poleks nende edasine langetamine majanduse stimuleerimiseks enam sellistel kriitilistel hetkedel efektiivne või võimalik ning sellest tulenevalt tekib majanduses likviidsuslõks ehk *liquidity trap*. (Sheedy 2017) Tegemist on vastuolulise majandusolukorraga, kus intressimäärad on madalad ja säästumäärad on kõrged, muutes rahapoliitika ebatõhusaks. Majandusteadlane John Maynard Keynes (1936) on välja toonud, et likviidsuslõksu kirjeldab olukord, kus tarbijad otsustavad vältida võlakirjade ostmist, sest eeldatakse, et intressimäärad võivad varsti tõusta, mis viiks võlakirjade hinnad alla. Kuna võlakirjadel on vastupidine suhe intressimääradega, ei taha paljud tarbijad omada vara, mille hind peaks langema (*Liquidity trap* 2021). Samal ajal takistatakse selliselt keskpanga jõupingutusi majandustegevuse stimuleerimiseks, sest nad ei suuda intressimäärasid veelgi alandada, et investoreid ja tarbijaid innustada.

Kuna kriiside ajal on rahapoliitika eesmärk piirata mistahes negatiivset pikaajalist mõju tööturule, vähendada märkimisväärseid majanduslikke ja sotsiaalseid erinevusi, tegeleda tasakaalustamatuse ja muude makromajanduslike riskidega ning üldisemalt vältida keskpikas perspektiivis negatiivseid tagajärgi potentsiaalsele majanduse arengule, tuli keskpankadel katsetama hakata

laiemamahulisi mittekonventsionaalseid rahapoliitilisi (*unconventional monetary policy*) vahendeid. (Nõukogu soovitus... 2020) Mittestandardsete rahapoliitiliste meetmete ühe osana hakkas EKP alates 2015. aasta märtsist teostama suuremahulisi varaoste (*asset purchasing programme* – APP) kommertspankadelt, olles väiksemamahuliste varaostudega algust teinud juba üleilmse finantskriisi järgselt. Need varaostud, mida nimetatakse ka kvantitatiivseks leevendamiseks (*quantitative easing*), toetavad majanduskasvu kogu euroalal ja aitavad kaasa inflatsioonimäärade taastumisele (*How quantitative... 2021*).

Eurosüsteemi varaostude kuine maht ulatus mingil perioodil kuni 80 miljardi euron. Täiendavad varaostud peatati 2018. aasta detsembris, kui varaostukava raames soetatud võlakirju oli eurosüsteemi bilansis kokku 2,6 triljoni euro väärtuses ning inflatsioon tundus olevat jätkusuutlikul kasvurajal. 2019. aasta septembriks oli järgnevate aastate majanduskasvu- ja inflatsiooniprognosis aga taas langetatud ning EKP nõukogu otsustas varaostud taaskäivitada. Antud varaostukava varaklasside alla kuuluvad (*Ibid. 2021*):

- pandikirjade kolmas ostukava (*third covered bonds purchase programme* – CBPP3);
- varaga tagatud väärtpaberite ostukava (*asset backed securities purchase programme* – ABSPP);
- avaliku sektori võlakirjade ostukava (*public sector purchase programme* – PSPP);
- ettevõtete võlakirjade ostukava (*corporate sector purchase programme* – CSPP).

Antud erakorralised meetmed ja majanduse stimuleerimine olid õigustatud, sest juba 2019. aasta lõpus tabas euroala järjekordne kriis, kus koroonaviiruse laialdane levik maailmas ja sellega seotud piirangud, mis võeti kasutusele 2020. aasta esimesel poolel, on viinud paljude majandustegevuste sulgemiseni.

Kuigi pangad sisenesid 2020. aasta kriisi kõrgema kapitali ja likviidsuse tasemega kui varasemate kriiside korral, on finantstingimuste järsk kitsenemine, suurenenud finantsraskused ja riskantsete varade suur ümberhindlus siiski pankade vastupidavuse tõsisel määral proovile pannud (Altavilla *et al.* 2020). Stsenaariumid, mis omasid potentsiaali ka veelgi negatiivsemateks tagajärgedeks, põhjustades pankade jaoks märkimisväärseid turu- ja krediidikahjusid, vallandasid enneolematu poliitilise sekkumise. Paljudes jurisdiktsioonides on rahapoliitiline reaktsioon Covid-19 kriisile toonud kaasa mitmeid uusi ja täiendavaid meetmeid, mis on toimunud peamiselt läbi kahe vahendi.

Esimene neist on suunatud (kus summa, mida pangad saavad laenata, on otseselt seotud nende laenudega mittefinantsettevõtete ja majapidamiste ees) ja suunamata likviidsuse tagamise vahendid, et toetada ettevõtete ja majapidamiste juurdepääsu krediidile ning aidata pankadel tagada taskukohane rahastamine ka lühiajalises perspektiivis, nendeks on näiteks (*Ibid.* 2020):

- suunatud pikemaajalised refinantseerimisoperatsioonid (*targeted longer-term refinancing operations* – TLTRO);
- suunamata pikemaajalised refinantseerimisoperatsioonid pandeemia majandusmõjude ohjeldamiseks (*pandemic emergency longer-term refinancing operations* – PELTRO).

Teine rakendatud vahend on varade ostuprogramm (APP), kus toimus pandeemia tõttu programmi ümberkalibreerimine ja 2020. aasta märtsikus uue programmi, pandeemia majandusmõjude ohjeldamise erakorralise varaostukava (*pandemic emergency purchase programme* – PEPP), käivitamine. Need kohandused suurendavad kõlblike tagatiste kättesaadavust, millega pangad saavad osaleda likviidsust pakkuvates toimingutes, vähendades seega finantstingimuste kitsendamist kogu euroalal. (*Ibid.* 2020)

Hoolimata sellest, et Euroopa Keskpanga mentaliteet on „*can do whatever it takes*“ (Draghi 2012), peaks autori arvates siiski suure ettevaatlikkusega suhtuma erakorralise rahapoliitika meetmete rakendamisesse kriisivälisel ajal. Kvantitatiivse leevendamise puhul võib näha küll edukaid tagamaid majanduse stabiliseerimise ja kriisidest tingitud negatiivsete tagajärgede pehmemdamise näol, kuid näiteks suurendades rahapakkumist liiga kiiresti, võib see viia inflatsioonini ja lisaks suurendab kvantitatiivne leevendamine keskpanga bilansimahtu, määrates sellega tahtmatult erasektorile kättesaadavate varade liigid, tuues kaasa liiga riskantsete varade ostmise.

1.2. Ülevaade varasematest empiirilistest uurimustest

Rahapoliitika mõju majanduskasvule on laialdaselt uuritud ning see on viimaste aastakümnete jooksul muutunud veelgi aktuaalsemaks, kuid seni ei ole tulemuste osas saavutatud täielikku konsensust. Läbiviidud uuringud hõlmavad erinevates arenguetappides riike erinevatel ajaperioodidel, kus rahapoliitika mõju majandusele varieerub suurel määral. Suur osa kirjandusest on kasutanud vektor autoregressiivset lähenemist, et identifitseerida makroökonomilisi mõjusi intressimäärade ootamatute muutuste osas. On välja toodud, et antud analüüsimeetodi kasutamine

rahapoliitika uurimisel sai alguse Simsi (1980) 1980. aasta teedrajavast uurimusest (Peersman, Mojon 2001).

Näiteks uurisid VAR meetodit kasutades Peersman ja Smets (2001) rahapoliitiliste šokkide mõju euroala riikide seas perioodil 1980-1998, kasutades paneelandmeid. Antud töö hüpoteesiks oli, et rahapoliitilistel šokkidel ei ole väljundile samaaegset mõju. Tuuakse välja, et selline eeldus sobib suurele, suhteliselt suletud majandusele, nagu euroala seda tervikuna on. Nad leidsid, et nominaalse ja tegeliku lühiajalise intressimäära ajutisele tõusule kipub järgnema valuuta kallinemine (*appreciation*) ja ajutine toodangu langus, millest tingitult langevad ka hinnad. Olenemata sellest, et antud perioodil ei olnud euroalal veel ühtset rahapoliitikat, leiti, et kaasatud riikide tulemused olid läbi uuritava perioodi stabiilsed ja riigiti sarnased. See andis tõestust, et ühtlustades euroala rahapoliitikat, on võimalik tulevikus suurendada rahapoliitika osatähtsust majanduskasvule.

Mõned uuringud on kinnitanud aga rahapoliitika väga piiratud või puudulikku mõju, seda tihti just arengumaades. Näiteks töid Mutuku ja Koech (2014) oma uuringus, kus rakendati rekursiivset VAR meetodikat 1997-2010 aegrea andmetel, välja, et nii raha- kui fiskaalpoliitika šokkidel on Keenia majanduskasvule ebaoluline mõju. Sama tulemuseni jõudsid Keenia puhul ka Twinoburyo ja Odhiambo (2017) oma uurimuses, kus nii lühiajalised kui ka pikaajalised empiirilised analüüsid toetasid rahapoliitika neutraalsust majanduskasvu osas. Pakuti välja, et rahapoliitika meetmete ülekandmist reaalmajandusse võis nõrgendada kasvava eelarvedefitsiidi riigisisene rahastamine. Kui Ida-Aafrika riikide puhul osutus rahapoliitika üldiselt ebaoluliseks, oli Lääne-Aafrika osas näha teistsuguseid tulemusi. Näiteks uuris Kareem *et al.* (2013), kasutades vähimruutude meetodit ja korrelatsioonanalüüsi, fiskaal- ja rahapoliitika mõju majanduskasvule Nigeerias perioodil 1998-2008. Kaasates muutujateks kitsa rahaagregaadi M1 ja laia rahaagregaadi M3 leiti, et antud poliitilistel näitajatel on positiivne ja mõjuv seos reaalse SKP kasvumääraga. Samuti täheldasid OLS meetodil rahapoliitika tähtsust ka Havi ja Enu (2014), kes viisid analüüsi läbi Ghana riigi näitel.

Uurides Aasia riike, jõudsid Samuel ja Nurina (2015) oma analüüsis järeldusele, et ka Indoneesias on rahapoliitikal siiski oluline mõju majanduskasvule. Uurides perioodi 2005-2013 leiti, et inflatsioonil ja intressimääral on tugev seos reaalse SKP kasvuga. Kui üldiselt peetakse arenevas faasis olevate riikide majanduskasvu väga tundlikuks erinevate arenenud majanduste kriiside ja

ärevuste osas, siis autorid märgivad, et Indoneesia puhul võis näha kindlat stabiilsust keset ülemaailmset kriisi 2008. aastal, millele järgnes ka majanduskasv, eriti pärast kriisi lõppu.

Wu ja Xia (2017) töid oma artiklis välja, kuidas mitmed uurimused on keskendunud Euroopa intressimäärade alampiiri tõhususele, viidates ka oma varasemale tööle (Wu, Xia, 2016) ning tuues samuti välja Lemke ja Vladu (2016) ning Kortela (2016) käsitlused antud teemal. Kuna intressimäärad jätkasid langemist allapoole nulli (*zero lower bound*) ka peale seda, kui baasintressimäärad olid jõudnud efektiivse alampiirini, tuli majanduse stimuleerimiseks rakendada juba erakorralisi rahapoliitilisi meetmeid.

Erakorralise rahapoliitika efektiivsusest annavad ülevaate Baumeister ja Benati (2013), kes uurisid keskpankade varaostukava meetmete (APP) makromajanduslikke tagajärgi keskkonnas, kus lühiajalisi intressimäära piiras null-alampiir. Kaasates mudelisse nii Ameerika Ühendriigid kui ka Ühendkuningriigid, perioodil 1965-2011, leidsid autorid, et erakorralised rahapoliitilised meetmed on suutnud leevendada märkimisväärseid riske nii deflatsiooni kui ka kogutoodangu suure kokkukukkumise ees, tuues näiteks Ülemaailmse majanduskriisi. Nende mudel näitab, et rahapoliitika sekkumiseta ja ilma kvantitatiivse leevendamiseta (näiteks *yield spread compression* ehk investeerimisklassi võlakirja atraktiivsemaks muutmine läbi teiste, algselt suure tootlikusega, võlakirjade kasumimarginaali kokkusurumisega) oleks USA majandus olnud deflatsioonis vähemalt 2010. aastani, reaalne SKP oleks olnud 0,9 protsenti väiksem ja töötus oleks olnud 0,75 protsendipunkti võrra suurem. Antud analüüsi põhjal järeldavad autorid, et riigikassa väärtpaberite ulatuslikud ostud kujutavad endas elujõulist poliitilist valikut, et pakkuda täiendavat rahapoliitika teostust null-alampiiril, mis võimaldaks keskpankadel tegeleda hindade stabiilsuse edendamisega.

Euroala osas on jõudnud Boeckx *et al.* (2017) tulemuseni, uurides perioodi 2007-2014, et mittestandardne rahapoliitika, kus avaturuoperatiooni raames toimus bilansimahu suurendamine, aitas tõhusalt suurendada nii toodangut kui tarbijahindasid. Näiteks toodi välja, et euroala toodang ja inflatsioon oleksid 2012. aastal olnud üle 1% madalamad, kui poleks rakendatud kolmeaastast pikemaajalist refinantseerimisoperatsiooni programmi (LTRO). Kuna leiti, et erakorralise rahapoliitika mõjud on kvalitatiivselt väga sarnased tavalise rahapoliitika mõjudega, saab kinnitada, et erakorralise rahapoliitika meetmed, mis mõjutavad keskpanga bilansi suurust, võivad majanduse stabiliseerimisel olla väga tõhusad.

Oma analüüsis on bilansimahu muutuseid analüüsinud ka Gambacorta *et al.* (2014), uurides paneel VAR mudeliga (*panel Vector Autoregressive model*) kaheksa riigi aegridasid, kattes vaid ajaperioodi 2008-2011, kus keskpanga bilansid muutusid paljude arenenud riikide peamiseks poliitikavahendiks. Sarnaselt Boeckx *et al.* (2017) analüüsile, näitasid erakorralise rahapoliitika rakendamisel nii toodang kui ka hinnad märkimisväärset kasvu. Täheledata, et võrreldes tavapärase rahapoliitiliste šokkidega, mida defineeritakse bilansimahu asemel lühiajalise intressimäära muutumisega, on toodangu reageerimine väga sarnane. Mõjude ulatust võrreldes toovad autorid välja, et tavapäratutel rahapoliitilistel šokkidel on suhteliselt suurem mõju toodangumahule ja väiksemad mõjud hindadele kui tavalistel rahapoliitilistel šokkidel, ehk tavatu šoki maksimaalne mõju toodangule on hinnanguliselt kolm korda suurem kui maksimaalne mõju hindadele. Üheks võimalikuks seletuseks nõrgemale hinnatasemele pakuvad autorid välja asjaolu, et tavatuid rahapoliitilisi šokke hinnati majanduslanguse ajal, kui kogupakkumise funktsioon oli potentsiaalselt nõrgenenud nominaalpalkade ja hindade allapoole jääkuse tõttu.

Kuid uurides erakorralise rahapoliitika mõju eraldiseisvatele euroala riikidele, leidsid Elbourne *et al.* (2018), et ebatavalise rahapoliitika rakendamisel on siiski nõrk mõju kogutoodangule ja inflatsioonile. Töösse olid kaasatud näitajad nagu variintressimäär, mis aitaks mudelisse kaasata negatiivseid intressimäärasi ja seeläbi mudelit õigesti tõlgendada, euroala ühtlustatud tarbijahinnaindeks (ÜTHI) ja majanduse ebakindluse näitaja. Toodi välja, et riigiti on euroalal majanduskasvule reageerimised erakorralise rahapoliitika suhtes väga erinevad, kus suuresti mõjutab saadud tulemusi riikide erinev reaktsioon finantsturgude stressile ja samuti erinev pangandussektori võimekus. Nimetatud majanduse stressi indeksi (*Composite Indicator of Systemic Stress – CISS*) mõju on euroalal uurinud ka Kremer (2015), kes tõi välja, et antud näitajal on tugev seos majanduskasvuga. Ta leidis, et erakorraline rahapoliitika reageerib otseselt finantsraskuste variatsioonidele. Erakorralise rahapoliitika nõrka mõju kirjeldab oma töös ka Peersman (2011), kes vastupidiselt Elbournile kaasas töösse variintressimäära asemel EKP bilansimahu. Ta on oma uurimuses välja toonud, et Euroopa Keskpank ei ole kriisiperioodidel oma rahapoliitika teostamisel olnud täielikult “mittestandardne”, tegutsedes peamiselt siiski oma regulaarsete kanalite kaudu erakorraliste poliitikameetmete rakendamiseks. Seega saab euroala kaasava kirjanduse osas teha järelduse, et rakendades nii standardseid ja mittestandardseid rahapoliitilisi meetmeid koos, aitavad need kõige paremini leevendada finantsraskusi ja seega piirata kriisi tegelikke negatiivseid tagajärgi.

Kui üldiselt on empiirilises kirjanduses autorid läbivalt ühisel arvamusel, et intressimäärad mõjutavad majanduskasvu, siis Werner ja Lee (2018) on keskendunud nelja suurima SKPga riikide näitel kinnitama vastupidist ja keskenduvad suures osas raha kvantiteediteooriale. Kaasates uurimusse USA, Inglismaa, Saksamaa ja Jaapani 3-kuised (lühiajaline intressimäär) ja 10-aastased (pikaajaline intressimäär) riigi võlakirjad, uuriti nende seoseid majanduskasvuga perioodil 1957-2008 kasutades DCC-GARCH (*Dynamic Conditional Correlation*) mudelit. Mudeli põhjal leiti, et majanduskasv on positiivselt seotud pikaajaliste intressimääradega kõigis riikides ja seda väga pikas perspektiivis ehk üle poole sajandi. Autorid jõudsid järeldusele, et Granger-põhjuslikkuse järgi on majanduskasv see, mis mõjutab pikaajalisi intressimäärase. Teisisõnu lükkavad autorite empiirilised tõendid ümber seda, mida majandusteadlased ja keskpangad on korduvalt välja kuulutanud, et madalamad intressimäärad viivad majanduskasvuni.

Taghizedeh-Hesary ja Yoshino (2016) viisid läbi analüüsi, mis uuris nii USA kui maailma juhtiva rahapoliitika mõju naftahindadele kui ka naftahinna mõju Hiina, Jaapani ja USA reaalsele makromajanduse näitajatele nagu SKP ja inflatsioon. Kasutades struktureeritud vektor-autoregressivset meetodit (*structural VAR*), leiti, et ekspansiivsel rahapoliitikal oli oluline positiivne mõju naftahinnale perioodil 2001-2013, suuresti mõjutades hindu läbi kahe erineva kanali – kvantitatiivse leevendamise ja vahetuskursi kõikumise. Naftahinna kõikumised mõjusid importivatele arenenud riikide (USA ja Jaapan) SKPle leebemalt kui Hiina SKP kasvule, samas kui inflatsiooni osas olid tulemused vastupidised.

Uurides erinevaid varasemaid uurimusi, mis käsitlesid erinevate riikide andmeid, on võimalik järeldada, et rahapoliitikal on suuremal või vähemal määral mõju majanduskasvule. Iga autor on lähenenud andmete valikule erinevalt, sest rahapoliitilisi muutujaid on mitmeid. Seega saab öelda, et antud töö autor lähtub andmete valikul korruga mitmest läbiviidud analüüsist.

2. KASUTATAVAD ANDMED JA METOODIKA

Antud peatükis annab autor ülevaate bakalaureusetöö jaoks kogutud andmestikust ja töös kasutatavatest analüüsimeetoditest. Autori poolt koostatud analüüsis kasutatakse ühte sõltuvat ja viit sõltumatut muutujat, mille kohta on leitav kirjeldav statistika antud peatüki esimesest alapeatükist. Samuti on eesmärk leida vastused töö alguses püstitatud uurimisküsimustele: kas eksisteerib seos rahapoliitika ja majanduskasvu vahel ning millise suunaga see seos on. Selleks kirjeldab autor töös kasutatavat metoodikat alapeatükis 2.2.

2.1. Mudelisse kaasatud muutujad ja andmed

Antud bakalaureusetöös tuginetakse rahapoliitika ja majanduskasvu vahelise seose leidmiseks sekundaarandmetele, millest enamik on pärit Euroopa Keskpanga *Statistical Data Warehouse* andmebaasist (ECB – *European Central Bank*) ja vähemal määral Majanduskoostöö ja Arengu Organisatsiooni (OECD – *Organization for Economic Co-operation and Development*) ja St. Louisi Föderaalreservi majandusandmete (FRED – *Federal Reserve Economic Data*) andmebaasidest ning majandusteadlase Jing Cynthia Wu kodulehelt. Andmebaaside valikul lähtus autor andmete usaldusväärsusest ja kättesaadavusest. Töös käsitletakse euroala kohta leitavaid kvartaalseid näitajaid ja enamik teisi statistika andmebaase sesoonselt kohandatud, kuistele või kvartaalsetele euroala andmetele ligipääsu ei võimaldanud.

Töös käsitletava euroala hulka kuulub alates 2015 aastast 19 riiki: Austria, Belgia, Küpros, Eesti, Soome, Prantsusmaa, Saksamaa, Kreeka, Iirimaa, Itaalia, Läti, Leedu, Luksemburg, Malta, Holland, Portugal, Slovakkia, Sloveenia ja Hispaania. Osa uurimusi (nt Peersman 2011; Rother, Westphal 2010) käsitlevad euroala rahapoliitika uurimisel eraldiseisvaid euroala riike, kuid antud bakalaureusetöö raames käsitleb autor euroala tervikuna.

Mudeli muutujate valikul on autor lähtunud eelnevatest empiirilistest uurimustest, millest on antud ülevaade ka alapeatükis 1.2. Mudelisse on reaalse SKP kasvu mõjutavateks teguriteks võetud

järgmised muutujad: harmoneeritud tarbijahinna indeksi kasv, variintressimäär, reaalne naftahind, majanduse ebakindluse näitaja (*CISS*) ja reaalne efektiivne vahetuskurss.

Kõigi töös kasutatavate andmete puhul on tegemist kvartaalsete makroandmetega, kus kõikide näitajate väärtused moodustavad majandusandmete aegrea, mille alusel luuakse kirjeldav statistika ning indeksite dünaamiline analüüs. Andmete lõplik kogum, mida antud töös kasutatakse, on autori poolt koostatud ja leitav täies mahus lisa 1.

Töös kasutatavad andmed rahapoliitika ja majanduskasvu kohta euroala näitel katavad ajaperioodi 2004 IV kvartal kuni 2020 IV kvartal. Töös kasutatava valimi mahtu piiras oluliselt euroala variintressimäär ehk *shadow rate*, mis oli Jing Cynthia Wu kodulehel (Wu 2021) kättesaadav alles alates 2004. aasta neljandast kvartalist. Autor otsustas töösse kaasata 2020. aasta kõigi nelja saadaoleva kvartali andmed, et valim oleks piisavalt pikk ning seeläbi usaldusväärsem. Seoses 2020. aasta alguses avaldunud laialdase kriisiga võib autor otsustada loobuda 2020. aasta ehk ekstreemsete väärtuste kaasamisest lõplikkusse mudelisse juhul kui väärtused alandavad oluliselt mudeli kirjeldusvõimet.

Mudeli sõltuvaks muutujaks on valitud euroala reaalse sisemajanduse koguprodukti ehk SKP kasv. Antud näitaja on OECD andmebaasis leitav sesoonse ja kalendrilise mõjuga kohandatud ning esitatud protsentuaalse muutusena, võrreldes eelmise kvartaliga, seega oli antud näitaja mudelisse kaasamiseks sobilik ega vajanud autoripoolset kohandamist. Lisaks järeltab autor varasema empiirilise kirjanduse põhjal, et antud näitaja aitab kõige paremini majandustegevust kajastada. Varasemalt on oma uurimustes kajastanud reaalselt SKP näitajat ka näiteks Twinoburyo, Odhiambo (2017), Mutuku, Koech (2014) ning Elbourne *et al.* (2018). Tabelis 1 on näha kvartaalsete andmete kirjeldav statistika ja joonisel 2 on kujutatud muutuja dünaamika 2004. aasta IV kvartalist kuni 2020. aasta IV kvartalini.

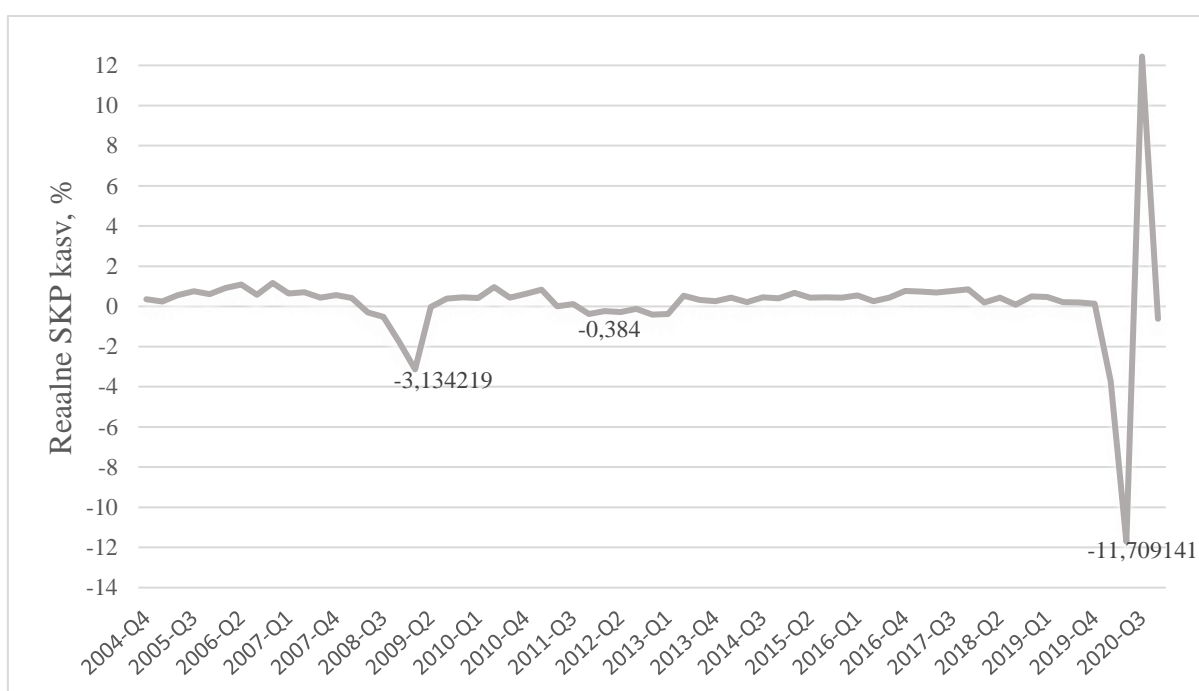
Reaalse sisemajanduse koguprodukti kasvu negatiivsed väärtused iseloomustavad majanduslangust ehk retsessiooni, kui SKP protsentuaalne kasv on negatiivne vähemalt kahel järjestikusel kvartalil. Euroala näitel on näha kolme sellist perioodi. Esimene neist toimus 2000. aastate lõpu majandussurutise tõttu, kus SKP keskmine kasvumäär langes majanduskriisi haripunktis 2009. aastal 3 protsendipunkti eelmise kvartaliga võrreldes. Sellele järgnes keskmiselt ligikaudu aastapikkune 0,4 protsendipunktiline langus 2012. aastal, mida aitasid tõhusalt leevendada euroalal rakendatud erakorralised rahapoliitilised meetmed. Suurim langus euroala

SKP kasvu aegreas toimus 2020. aasta teises kvartalis, kus reaalne SKP kasv oli kukkunud 11,71 protsendipunkti, võrreldes eelmise kvartaliga. Antud langust seletavad Covid-19 pandeemia laialdase leviku tõttu kehtestatud ranged karantiinimeetmed ja piirangud, millega kohanemine on nähtav järgmises kvartalis, kus toimus taastumine ja 12,44 protsendipunktiline kasv. Üheks meetmeks, millega võidelda Covid-19 tõsiste mõjude vastu rahapoliitika ülekandemehhanismile, otsustas Euroopa Keskpank oma erakorralise rahapoliitika raames luua 2020. aasta märtsis erakorralise ja ajutise varaostukava (*pandemic emergency purchase programme – PEPP*).

Tabel 1. Reaalse SKP kasvu andmete kirjeldav statistika

Näitaja	Vaatluste arv	Miinumum	Maksimum	Standardhälve	Aritmeetiline keskmine
Reaalse SKP kasv, %	65	-11,71	12,44	2,28	0,22

Allikas: OECD andmebaas; koostatud autori poolt lisas 1 toodud andmete põhjal



Joonis 2. Reaalne SKP kvartaalne kasv euroalal perioodil 2004 IV kvartal – 2020 IV kvartal

Allikas: OECD andmebaas; koostatud autori poolt lisas 1 toodud andmete põhjal

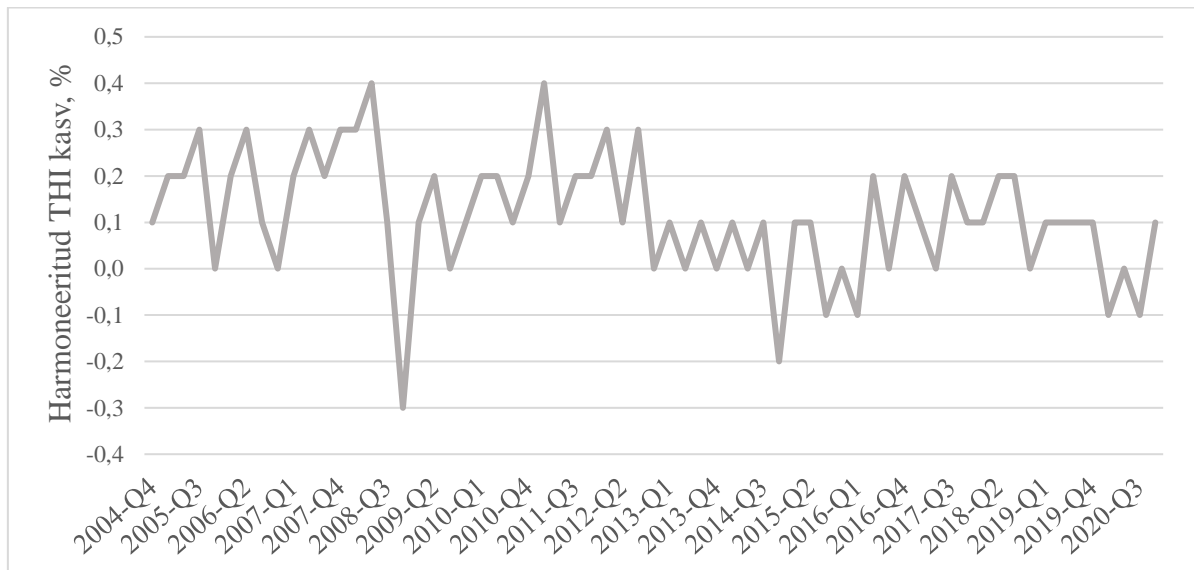
Mudeli üheks sõltumatuks ehk eksogeenseks muutujaks on autor töösse kaasanud tarbijahindade harmoneeritud indeksi kasvu (*Harmonised Index of Consumer Prices – HICP*), mis on leitav ECB andmebaasist kvartaalsete näitajatena ja samuti sesoonselt ning kalendrilise mõjuga kohandatult.

Töös on esitatud näitaja protsentuaalse muutusena, võrreldes eelmise kvartaliga ehk kvartaalse kasvumäärana. Tarbijahinnaindeksiga mõõdetud inflatsiooni iseloomustatakse kui kaupade ja teenuste korvi hindade muutust. Euroalal mõõdetakse tarbijahinna inflatsiooni ühtlustatud tarbijahinnaindeksiga (ÜTHI), mis tagab Euroopa Liidu riikide andmete võrreldavuse järgides ühtseid meetodeid (*What is inflation* 2021). Varasemates empiirilistes uuringutes on harmoneeritud tarbijahinna indeksi (THI) näitajat käsitletud ka näiteks Elbourne *et al.* (2018), Kremer (2016) ning Peersman (2011). Tabelis 2 on välja toodud harmoneeritud THI kasvu kirjeldav statistika ning joonisel 3 näitaja dünaamiline analüüs ajavahemikul 2004 IV kvartal kuni 2020 IV kvartal.

Tabel 2. Harmoneeritud THI kasvu andmete kirjeldav statistika

	Vaatluste arv	Miinimum	Maksimum	Standardhälve	Aritmeetiline keskmine
Harmoneeritud THI kasv, %	65	-0,30	0,40	0,13	0,11

Allikas: ECB andmebaas; koostatud autori poolt lisas 1 toodud andmete põhjal



Joonis 3. Harmoneeritud THI kasv euroalal perioodil 2004 IV kvartal – 2020 IV kvartal

Allikas: ECB andmebaas; koostatud autori poolt lisas 1 toodud andmete põhjal

Traditsioonilistes aegrea mudelites kasutatakse rahapoliitika teostamise vahendina tihti lühiajalisi pankadevahelisi intressimäärasid, milleks on näiteks üleööturu intressimäärad (EONIA), mille on oma uurimusse kaasanud sõltumatu muutujana tavapärasest rahapoliitikat uurinud Kremer (2015).

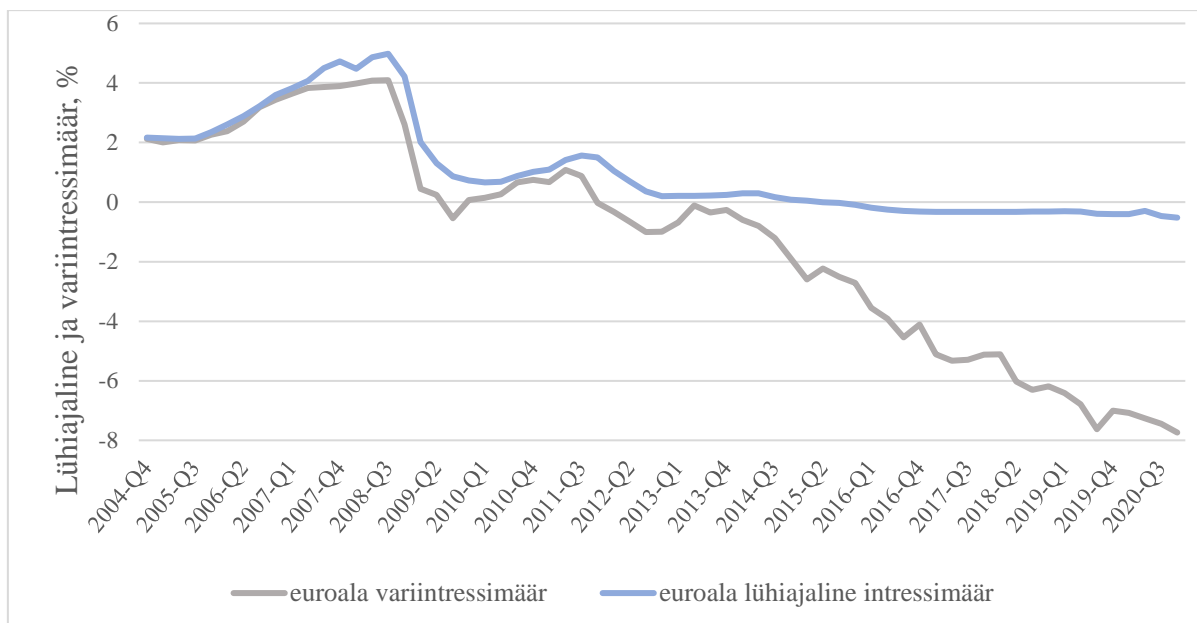
Kuna antud bakalaureusetöö käsitleb nii standardset kui mittestandardset rahapoliitikat koos, ehk arvesse tuleb võtta nii positiivseid kui ka negatiivseid intressimäärasid, avaneb autoril võimalus kasutada selleks näiteks Keskpanga bilansipoliitikat või variintressimäärasid, millest lõplikult otsustas autor oma töösse kaasata vähem kajastatud variintressimäära näitajat. Variintressimäär ehk *shadow rate*, mis on euroala kohta kättesaadav majandusteadlase Jing Cynthia Wu (2021) koduleheküljelt kuiste näitajatenä, on kaasatud ka nii Wu, Xia (2016) kui Elbourne *et al.* (2018) uurimusse, kus uuriti Euroopa ja euroala näitel ainult mittekonventsionaalse rahapoliitika mõju, mille korral ei laseks lühiajalise intressimäära kaasamine majandusmudelit õigesti tõlgendada.

Autoril tuli variintressimäära andmete puhul viia läbi teisendus kvartaalseteks andmeteks ning lisaks tuli eemaldada sesoonsus. Variintressimäära kirjeldav statistika on leitav tabelist 3. Dünaamilises analüüsis, mis on esitletud joonisel 4, saab näha euroala variintressimäära ja lühiajalise intressimäära võrdlust aastatel 2004 IV kvartal kuni 2020 IV kvartal. Joonisel on näha, et tavapärase rahapoliitika rakendamise tingimustes kuni 2014. aastani on intressimäärad liikunud sarnase dünaamikaga. Sellest lähtuvalt otsustas autor kogu tööd käsitleva perioodi katta vaid variintressimäära näitajaga, olenemata sellest, et tegelikkuses on variintressimäära näitaja aktuaalne alates 2014. aastast.

Tabel 3. Variintressimäära kvartaalsete andmete kirjeldav statistika

	Vaatluste arv	Miinumum	Maksimum	Standardhälve	Aritmeetiline keskmine
Variintressimäär, %	65	-7,858	4,121	3,618	-1,231

Allikas: Wu (2021); koostatud autori poolt lisas 1 toodud andmete põhjal



Joonis 4. Variintressimäär ja lühiajaline intressimäär perioodil 2004 IV kvartal – 2020 IV kvartal
Allikas: ECB andmebaas; Wu (2021); koostatud autori poolt lisas 1 toodud andmete põhjal

Järgmisena kaasas autor mudelisse reaalse naftahinna (*Brent oil price*), mis on kättesaadav ECB andmebaasis nominaalse ja sesoonselt korrigeerimata näitajana. Selleks, et teisendada nominaalne näitaja reaalseks, kasutas autor eelnevalt leitud tarbijahinna harmoneeritud indeksit. Reaalne näitaja tuleb nominaalse asemel mudelisse kaasata selleks, et arvesse oleks võetud ka inflatsiooni mõju. Kuna kõik töös kasutatavad andmed on kvartaalsed, tuli sesoonselt korrigeerimata näitajate puhul viia läbi sesoonsuse eemaldamiseks X-12-ARIMA protsess.

Naftahinna mõju majanduskasvule on uurinud ka näiteks Abeyasinghe (2001), kes uuris 12 riigi põhjal naftahinna otseseid ja kaudseid mõjusid majanduskasvule ning Jimenez-Rodriguez ja Sanchez (2006), kelle töös uuriti vastupidiselt majanduskasvu mõju naftahinnale, kuhu oli kaasatud OECD riikide hulka ka euroala tervikuna. Naftahinda kaasavatest uurimustest leiti, et kuigi naftahindade ülekandemõju olulisus majanduskasvule ei pruugi väljenduda suurtel riikidel nagu USA, võib see mängida kriitilist rolli väikestes avatud majandusega riikides. Naftahinna statistilist ebaolulistust tõestab USA näitel ka uuring (Gadea *et al.* 2016), kus viimati sai naftahinna olulisust märgata 1970. aastal. Euroala reaalse naftahinna kirjeldav statistika on välja toodud tabelis 4 ja joonisel 5 on esitatud dünaamiline analüüs aastatel 2004 IV kvartal kuni 2020 IV kvartal.

Tabel 4. Reaalse naftahinna kvartaalsete andmete kirjeldav statistika

	Vaatluste arv	Miinumum	Maksimum	Standardhälve	Aritmeetiline keskmine
Reaalne naftahind, €	65	29,948	93,252	16,180	60,572

Allikas: ECB andmebaas; koostatud autori poolt lisas 1 toodud andmete põhjal



Joonis 5. Reaalse naftahinna kvartaalsed andmed euroalal perioodil 2004 IV kvartal – 2020 IV kvartal

Allikas: ECB andmebaas; koostatud autori poolt lisas 1 toodud andmete põhjal

Antud töösse on kaasatud ka majanduse ebakindluse indikaator (*Composite Indicator of Systemic Stress – CISS*), mida on laialdaselt kasutatud eelnevates empiirilistes uuringutes (Kremer, 2016; Figueres, Jarocinski, 2020; Boeckx *et al.* 2017). Näitaja kuulub finantsstressi indekse (*financial stress indices – FSI*) alla ja on iseloomustatav kui finantsüsteemi pinge ja stressi koondnäitaja. Põhjalikud finantsstressi indeksid võimaldavad mitte ainult reaajas jälgida ja hinnata kogu finantsüsteemi stressitaset, vaid aitavad ka paremini piiritleda ja kirjeldada ajaloolisi kriisiperioode. Lisaks leiab finantsüsteemi stressi koondindeks head rakendust finantsstabiilsuse leevendamiseks suunatud poliitikameetmete mõju mõõtmiseks. (Hollo *et al.* 2012) Kuna ka antud töös käsitletakse mitmeid kriisiperioode, on võimalik uurida neist tingitud finantsstresside mõjusi majanduse arengule.

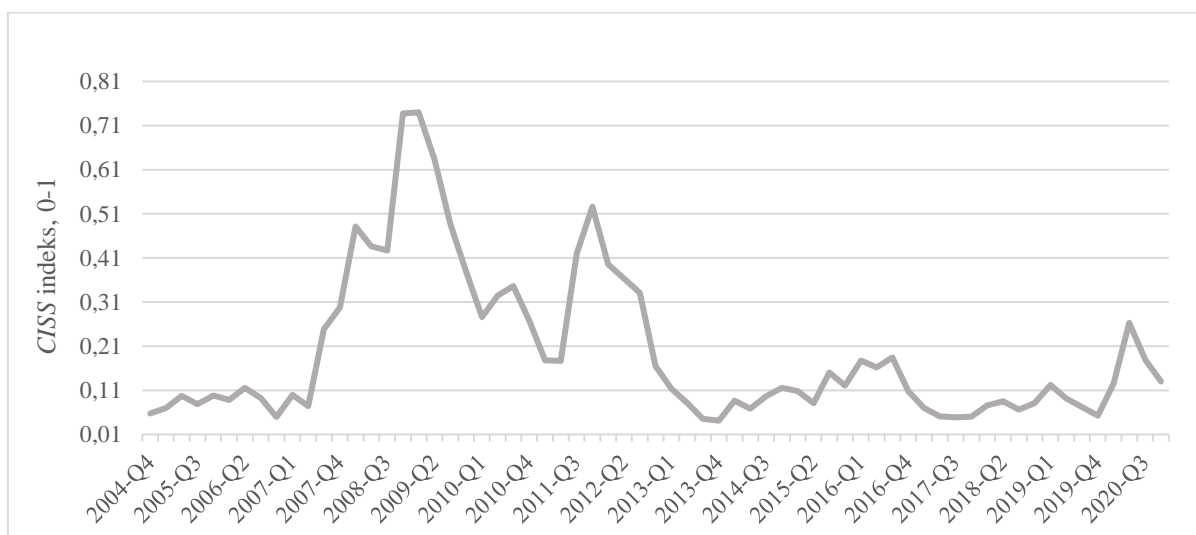
Kremer (2015) ja Figueres, Jarocinski (2020) leidsid kinnitust oma empiirilises analüüsis, kus nad uurisid finantsilise stressi makroökonomilisi efekte euroala näitel, et *CISS* indeks omab tugevat mõju euroala makromajandusliku arengu osas. Kremer jõudis järeldustele, et standardsete ja

mittestandardsete rahapoliitika meetmete rakendamine aitab oluliselt leevendada finantsilist stressi ja seeläbi ära hoida kriisist tingitud negatiivseid tagajärgi majandusarengule. Indeksi kirjeldav statistika on leitav tabelist 5 ja dünaamilist analüüsi on kujutatud joonisel 6. Graafikul on näha, et indeks saavutas oma maksimumi (0,78) ehk näitas suurimat stressi taset suure majandussurutise eel ning ka järgneva suuremaid tõuse saab samuti seostada kriisiperioodidega.

Tabel 5. *CISS* indeksi kvartaalsete näitajate kirjeldav statistika

	Vaatluste arv	Miinumum	Maksimum	Standardhälve	Aritmeetiline keskmine
<i>CISS</i> indeks, 0-1	65	0,041	0,780	0,172	0,198

Allikas: ECB andmebaas; koostatud autori poolt lisa 1 toodud andmete põhjal



Joonis 6. *CISS* indeksi kvartaalne näitaja euroalal perioodil 2004 IV kvartal – 2020 IV kvartal

Allikas: ECB andmebaas; koostatud autori poolt lisa 1 toodud andmete põhjal

Viimaseks sõltumatuks muutujaks on autor töösse kaasanud reaalse efektiivse vahetuskursi (*real effective exchange rate – REER*) näitaja, mis ei ole küll EKP rahpoliitika eesmärk, kuid sellegipoolest avaldavad vahetuskursid mõju hindade stabiilsusele ja majanduskasvule. Antud näitaja on leitav FRED andmebaasist sesoonselt korrigeerimata ja kuupõhise näitajana. Autor teisendas kuised näitajad kvartaalseteks programmis *Excel* ja viis läbi sesoonsuse korrigeerimise.

Reaalset efektiivset vahetuskurssi võib kirjeldada kui riigi valuuta kaalutud keskmist vahetuskurssi, võrreldes teiste suuremate valuutade indeksitega, kus kaalude määramiseks võrreldakse riig valuuta suhtelist kaubandusbilanssi ja võetakse arvesse suhtelist hinnataseme

muutust (*Definition of...* 2021). Antud näitajat on kasutanud oma uurimuses ka näiteks Jimenez-Rodriguez ja Sanchez (2006) ning Gibbson *et al.* (2020). Gibbsoni uuringust, kus kasutati 1998-2017 aastate andmeid, selgus, et 9 Lääne-Aafrika riigi puhul mõjutas reaalne efektiivne vahetuskurs oluliselt majanduskasvu. Euroala reaalse efektiivse vahetuskursi kirjeldav statistika on nähtav tabelist 6 ja dünaamiline analüüs ajavahemiku 2004 IV kvartal kuni 2020 IV kvartal kohta on kujutatud joonisel 7.

Tabel 6. Reaalse efektiivse vahetuskursi kvartaalsete andmete kirjeldav statistika

	Vaatluste arv	Miinumum	Maksimum	Standardhälve	Aritmeetiline keskmine
Reaalne efektiivne vahetuskurs (indeks, 2010=100)	65	88,609	110,41	6,152	98,904

Allikas: FRED andmebaas; koostatud autori poolt lisas 1 toodud andmete põhjal.



Joonis 7. Reaalse efektiivse vahetuskursi kvartaalsed andmed euroalal perioodil 2004 IV kvartal – 2020 IV kvartal

Allikas: FRED andmebaas; koostatud autori poolt lisas 1 toodud andmete põhjal

Kõik mainitud näitajad on antud peatükis esitatud kvartaalsete näitajatena ning sesoonselt korrigeeritud kujul. Kuna osa andmeid on esitatud kas kasvumäärana või intressimäärana (SKP kasv, harmoneeritud THI kasv, variintressimäär), kaasatakse need mudelisse ilma logaritmi võtmata. Ülejäänud näitajate puhul (*CISS* indeks, naftahind ja reaalne efektiivne vahetuskurs) teostatakse kolmandas peatükis logaritmine.

2.2. Analüüsimeetodid

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks on välja selgitada, millised faktorid, mis suunas ja kui palju mõjutavad majanduskasvu euroala näitel. Enamik empiirilisi uuringuid, mis käsitlevad nii rahapoliitikat üldiselt kui rahapoliitika ja majanduskasvu vahelist mõju, on analüüsimisel kasutanud erinevaid vektor-autoregressiivseid analüüsimeetodeid (*Vector Autoregressive Model – VAR*), et tõlgendada rahapoliitilisi šokke. Antud töös kasutatakse aga mudeli hindamiseks harilikku vähimruutude meetodit (*Ordinary Least Square – OLS*), mille põhjal on võimalik luua regressioonmudel, nagu seda on tehtud mitmes teises empiirilises uuringus (Anowor, Okorie 2016; Baum *et al.* 2013). Lisaks regressioonanalüüsile, mis kirjeldab majanduskasvu sõltuvust 2.1 peatükis kirjeldatud muutujatest, viib autor läbi ka korrelatsioonanalüüsi, mis võimaldab välja selgitada muutujate omavahelise seose olemasolu. Analüüsimisel kasutab autor peamiselt tabelitöötlusprogrammi *Microsoft Excel* ja vabavarana kättesaadavat ökonomeetriapaketti *Gretl*.

2.2.1. Korrelatsioonanalüüsi olemus

Korrelatsioonanalüüs on nähtustevaheliste seoste statistilise analüüsi meetod, mis aitab välja selgitada näitajatevahelise statistilise seose olemasolu, tugevuse, suuna ja olulisuse. Selleks, et mõõta muutujatevahelist korrelatiivset seost, kasutatakse mitmesuguseid korrelatsioonikordajaid. (Paas 1995, 179-183)

Analüüsist saadav korrelatsioonikordaja väärtus jääb vahemikku -1 kuni +1, kus saadud väärtused on ühikuta suurused. Korrelatsioonikordaja absoluutväärtus iseloomustab seose tugevust, kus tugevaks seoseks võib üldjuhul pidada korrelatsioonikordaja väärtust, mis on üle 0,7 ühiku. Korrelatsioonikordaja märk annab aga aimu, kas muutujate vahel on:

- positiivne korrelatsioon, kus ühe suuruse kasvades teine suurus kasvab;
- negatiivne korrelatsioon, kus ühe suuruse kasvades teine suurus kahaneb.

Kui kordaja on võrdne ühega, võib muutujaid pidada täielikult korreleeruvaks, väärtuse 0 puhul aga korrelatsioon puudub. Korrelatsioonimaatriksis on paariskorrelatsiooni kordajad arvutatud iga muutujapaari jaoks. (Sauga 2017; 389-398) Kuna antud töö empiirilises analüüsis uuritakse seost rohkem kui kahe erineva suuruse vahel, tuleb autoril kasutada korrelatsioonimaatriksit, kus on välja toodud paarikaupa leitud korrelatsioonikordajad. Antud bakalaureusetöö

korrelatsioonanalüüs viiakse läbi ökonomeetriapaketi *Gretl* ning mudelis kasutatakse andmeid, mis on eelnevalt saavutanud statsionaarsuse.

2.2.2. Regressioonanalüüsi olemus

Majandusprotsesside modelleerimisel tuleb kasutada mitmest regressioonimudelist, kuna sõltuva muutuja kujunemist mõjutab rohkem kui üks sõltumatu muutuja. Samuti on oluliseks eelduseks see, et sõltumatud muutujad ei oleks omavahel kollineaarsed. (Paas 1995, 194-195) Regressioonanalüüsi parameetrite hinnangud vähimruutude meetodil leitakse jääkide ruutude summa minimeerimise kaudu ning lineaarne regressioonimudel mitme argumenttunnusega on esitatav põhikujuga valemis 1 (Sauga 2017):

$$Y_t = \beta_t + \alpha X_t + \varepsilon \quad (1)$$

kus

Y_t on sõltuv ehk funtsioontunnus,

X_t on argumenttunnus ehk sõltumatu tunnus ehk regressor,

β_t on vabaliige ehk konstantne liige,

α on regressioonikordaja,

ε on juhuslik liige,

t on periood.

Antud bakalaureusetöös on mudeli sõltuvaks muutujaks reaalne SKP kasv ja sõltumatuks muutujaks harmoneeritud THI kasv, variintressimäär, naftahind, *CISS* indeks ja reaalne efektiivne vahetuskurss. Analüüs viiakse läbi olulisuse nivool 5% ning mudeli ja aegridade osas viiakse läbi testid ja korrektuurid, mille tulemused on leitavad järgnevas peatükis.

2.2.3. Mudeli testimine

Ühikjuure testimine viiakse läbi *Augmented Dickey-Fuller* (edaspidi ADF) testi kaudu. Kui visuaalsel hinnangul võib ekslikult tunduda, et aegrida on statsionaarne, võib aegreas sellegipoolest esineda kas trend või sesoonsus. Näiva regressiooni tekkimise takistamiseks viiakse antud töös läbi ADF test, kus sisuka hüpoteesi vastuvõtmine annaks kinnitust aegrea

statsionaarsusest ja nullhüpoteesi vastuvõtmisel on aegrida mittestatsionaarne. Statsionaarsust võib aidata sellisel juhul saavutada aegridade diferentsimine.

Multikollineaarsuse testimine tuleb läbi viia, sest majandusnähtuste ökonomeetrisel modelleerimisel võib juhtuda, et regressioonimudelid olevad sõltumatud muutujad on omavahelises korrelatsioonis. Sellest tingitult on vähimruutude meetodi kasutamisel parameetritevahelise kollineaarsuse puudumine ka üheks eelduseks mitmese regressioonimudeli koostamisel (Paas 1995, 202). Antud test viiakse läbi VIF (*Variance Inflation Factors*) meetodil, kus aegridade VIF väärtus, mis on suurem kui 10, võib viidata multikollineaarsuse esinemisele.

Autokorrelatsioon on tavaliselt aegrea, kus muutuja on mõõdetud pikema perioodi jooksul, valimi liikmete vaheline korrelatsioon, mille korral on mudel enamasti hea kirjeldatuse tasemega ning statistiliselt oluline. (*Ibid.*, 208-211) Autokorrelatsiooni saab tuvastada Breusch-Godfreyi testiga, kus nullhüpoteesiks on autokorrelatsiooni puudumine. Autokorrelatsiooni esinemine viitab järjestikuste kvartaalsete andmete omavahelisele korreleerumisele või näiteks olulise muutuja väljajäämisele mudelist.

Heteroskedastiivsust saab testida White'i testi abil, kus testi nullhüpotees väidab, et mudelis ei esine heteroskedastiivsust ning sisuka hüpoteesi vastuvõtmise korral esineb mudelis heteroskedastiivsus. Heteroskedastiivsus esineb, kui juhusliku liikme dispersioonid pole konstantsed ning nad sõltuvad eksogeensetest muutujatest. Heteroskedastiivsuse vähendamiseks võib kasutada andmekogumi mastaape muutvaid teisendusi, nagu näiteks aegridade logaritmine. (*Ibid.*, 216-223)

Normaaljaotust ehk parameetrite hinnangute mõjusust on võimalik kontrollida Doornik-Hanseni testiga, kus jääkliikmete allumist normaaljaotusele tõendab nullhüpoteesi vastuvõtmine, vastupidisel juhul võetakse vastu sisukas hüpotees. Jääkliikmete mitteallumist normaaljaotusele võib selgitada mudeli ekstreemsete väärtustega, näiteks kriisiperioodidega või olulise muutuja väljajäämisega mudelist. Mudeli kuju hindamiseks kasutatakse aga Ramsey RESET-testi. F-statistik võimaldab hinnata, kas mudelis esineb spetsifikatsiooniviga ehk mudelist on puudu olulised muutujad või on mudelil vale funktsionaalne kuju ehk mudel on mittelineaarne. Testi tulemusel vastuvõetav nullhüpotees annaks kinnitust, et mudeli kuju on õige.

3. EMPIIRILINE ANALÜÜS

Antud peatükis koostab autor ökonomeetrilise mudeli, mis seletab, kuidas rahapoliitika on seotud majanduskasvuga. Autor soovib täita töö eesmärgi ehk leida vastused töö alguses püstitatud uurimisküsimustele ning kindlaks teha, kas püstitatud hüpotees peab paika. Bakalaureusetöös viiakse analüüsid läbi programmis *MS Excel* ja ökonomeetriapakettis *Gretl*.

3.1. Aegridade korrigeerimine

Enne korrelatsioon- ja regressioonanalüüsi viis autor läbi mudeli muutujate osas korrektureid ehk kontrolliti aegridade statsionaarsust ja sesoonsust ning võeti vajadusel logaritmid ja diferentsid. Nendest andmetest, mis ei olnud kasvumäärad ega intressimäärad võttis autor logaritmid (reaalne naftahind, *CISS* indeks ja reaalne efektiivne vahetuskurss), sest tihti ei saa prognoosimudelit esitada kohe lineaarsena sõltumatute muutujate suhtes. Muutujate teisendamine ehk logaritmine aitab aga lineaarse mudelini jõudmisel (Paas 1995, 170-171). Samuti võib logaritmine vähendada erindite mõju. Kasutatud algandmetest on sesoonselt kohandatud juba reaalne SKP kasv ja harmoneeritud tarbijahinnaindeks. Teiste muutujate (reaalne naftahind, *CISS* indeks, variintressimäär) sesoonsuse kontrollimine ja korrigeerimine viidi läbi X-12-ARIMA meetodil ökonomeetriaprogrammis *Gretl*.

Aegridade statsionaarsust kirjeldav statistika on leitav allpool esitletud tabelist 7. SKP kasvumäära korral vaatles autor konstandita ADF testi, kuna konstandiga ja trendiga mudelis ei osutunud trend oluliseks. Samuti ei osutunud statistiliselt oluliseks ka konstant testis, kus trendi ei vaadeldud. SKP kasvumäära *p-value* oli 0,0070, mis tähendab, et olulisuse nivool 0,05 on näitaja statsionaarne ja OLS mudelisse kaasamiseks sobiv. Harmoneeritud tarbijahinnaindeksi kasv osutus statsionaarseks ADF konstandi ja trendiga testis, kus ajatrend oli statistiliselt oluline ning seeläbi on mudelisse kaasamiseks sobiv oma esialgsel kujul.

Variintressimäära statsionaarsust uurides oli samuti ajatrend statistiliselt oluline konstandi ja trendiga testis. Kuna *p-value* (0,367) osutus statistiliselt ebaoluliseks ($>0,05$) on variintressimäära

aegrida mittestatsionaarne ja autor võtab statsionaarsuse saavutamiseks muutujast 1. diferentsi ehk aegrea järjestike liikmete vahe. Esimest järku diferentsitud muutuja *p-value* võetakse konstandiga mudelist, kus saab näha, et variintressimäär on statistiliselt oluline ja seeläbi saavutanud ka statsionaarsuse.

Eelnevalt logaritmitud naftahinna statsionaarust määrab autor ADF konstandi ja trendiga testis, kust järeldub, et muutuja *p-value* (0,507) on statistiliselt ebaoluline olulisuse nivool 0,05. Muutuja saavutab statsionaarsuse esimese diferentsi võtmisel konstandita ADF testis. Konstandita testis saavutavad statsionaarsuse ka 1. järku diferentsitud ja logaritmitud majanduse ebakindluse näitaja *CISS* ja reaalne efektiivne vahetuskurss.

Tabel 7. ADF testi p-väärtused

	P-väärtus	Järeldus	1. diferents	Järeldus
SKP kasv	<0,001	statsionaarne		
Harmoneeritud THI kasv	<0,001	statsionaarne		
Variintressimäär	0,367	ei ole statsionaarne	<0,001	statsionaarne
log_Naftahind	0,507	ei ole statsionaarne	<0,001	statsionaarne
log_CISS indeks	0,249	ei ole statsionaarne	<0,001	statsionaarne
log_reaalne efektiivne vahetuskurss	0,367	ei ole statsionaarne	<0,001	statsionaarne

Allikas: Autori arvutused statistikaprogrammis *Gretl*

Aegread, mis on eelpool mainitud korrektuurid läbinud, on algselt olnud statsionaarsed või saavutanud statsionaarsuse esimest järku diferentsi võtmisel. Korrigeeritud aegridadega viiakse läbi järgnevas alapeatükis korrelatsioonanalüüs, mis aitab määrata muutujatevahelise seose suuna ja tugevuse.

3.2. Korrelatsioonanalüüs

Bakalaureusetöös kasutatavate muutujate omavahelist seost, selle tugevust ja suunda aitavad kindlaks teha korrelatsioonikordajad, kus neile omistatud väärtus jääb -1 ja +1 vahele. Tabelist 8 on võimalik tutvuda euroala statsionaarsete muutujate korrelatsioonanalüüsi tulemustega. Lisas 2

on leitavad aga korrelatsioonikordajate p-väärtused, mille põhjal on välja toodud ka väärtuste statistiline olulisus, kust on näha reaalse SKP kasvu statistilist olulisust vaid kahe näitajaga – *CISS* indeksiga ja reaalse naftahinnaga.

Tabel 8. Muutujate korrelatsioonimaatriks

	Reaalse SKP kasv	HICP kasv	<i>CISS</i> indeks	Variintressimäär	Naftahind	Reaalne efektiivne vahetuskurss
Reaalne SKP kasv	1					
HICP kasv	0,032	1				
<i>CISS</i> indeks	-0,273	-0,127	1			
Variintressimäär	0,134	0,291	-0,100	1		
Naftahind	0,498	0,621	-0,330	0,343	1	
Reaalne efektiivne vahetuskurss	-0,101	0,001	0,022	0,094	0,031	1

Allikas: autori koostatud lisas 1 esitatud andmete põhjal, kasutades programmi *Gretl*

Tabelist 8 selgub, et tugevaim Pearsoni korrelatsioonikordaja (0,498) on vaadeldaval perioodil majanduskasvu ehk reaalse SKP kasvu suhtes naftahinnal ning positiivne seos on kooskõlas teooriaga, et toornafta hinnatõus suurendab euroala tarbijahinnaindeksit, mis omakorda stimuleerib majanduskasvu. Antud seost euroala harmoneeritud THI ja reaalse SKP kasvu vahel kirjeldab samuti positiivne korrelatsioonikordaja väärtus 0,032, mille suund on küll teooriaga kooskõlas, kuid autor peab seose tugevust oodatust nõrgemaks.

Ootuspärase suunaga on ka negatiivne majanduse ebakindluse indeksi (-0,273) ning autori arvates ka reaalse efektiivse vahetuskursi korrelatsioonikordaja (-0,101). Majanduse ebakindluse näitaja ehk *CISS* indeksi väärtuseid kirjeldatakse skaalal 0 kuni 1, kus 1 on suurim majanduse finantsstressi näitaja. Tuginedes antud teooriale, saab väita, et majanduslanguse faasides suureneb *CISS* indeksi näitaja ehk näitajate vahel esineb negatiivne korrelatsioon. Reaalse efektiivse vahetuskursi negatiivse korrelatsioon majanduskasvuga avaldub läbi inflatsiooni. Kui euro väärtus teise kursi suhtes tõuseb (*appreciation*), on imporditud kaupade odavnemine ja ekspordi kallinemine otseselt seotud inflatsiooni ja seeläbi majanduse langusega. Ent paljud uurimused (nt Habib *et al.* 2016) on tuvastanud euroalal reaalse efektiivse vahetuskursi ja reaalse SKP kasvu vahel positiivse korrelatsiooni.

Mudelis on teoriaga vastuolus variintressimäära näitaja (0,134) märk. Empiirilistes uurimustes, mis kaasasid 2009-2015 mittekonventsionaalse rahapoliitika uurimisel variintressimäära näitajat (Burriel, Galesi 2018; Damjanovic, Masten 2016), leiti, et rahapoliitiline šokk, mis tõstab variintressimäära taset, vähendab euroala SKP kasvu.

Korrelatsioonimaatriksite põhjal saadud muutujatevahelised seosed ja suunad on olulised ja need tuleb autoril arvesse võtta mudeli koostamisel. Korrelatsioonanalüüsi järgselt viiakse läbi regressioonanalüüs koos 2.2.3 alapeatükis mainitud mudeli testimistega.

3.3. Regressioonanalüüs

Antud bakalaureusetöö teiseks uurimismeetodiks on regressioonanalüüs vähimruutude meetodil, mille eesmärgiks on uurida rahapoliitika mõju majanduskasvule euroala näitel. Regressioonmudelisse kaasatavate aegridade puhul on eelnevalt kontrollitud nende statsionaarsust ja sesoonsust, mis on leitav peatükist 3.1.

Tuginedes varasematele uuringutele, on variintressimäära mudelisse kaasatud viitajaga. Selleks, et leida kõige sobivamad viitajad antud muutujale, loob autor neli erinevat mudelit. Seejärel võrdleb autor nende mudelite korrigeeritud determinatsioonikordajaid (*adjusted R-squared*), mis on toodud välja tabelis 10. Antud tulemusi interpreteerides saab öelda, et muutused, mis toimuvad ühel vaadeldaval perioodil, avalduvad kõige mõjusamalt kolme perioodi möödumisel ja seeläbi otsustab autor mudelisse kaasata variintressimäära viitajaga 3 kvartali ulatuses (0,421).

Tabel 10. Korrigeeritud determinatsioonikordajad erinevate variintressimäära viitaegade korral

	Vari-intressimäär _t	Vari-intressimäär _{t-1}	Vari-intressimäär _{t-2}	Vari-intressimäär _{t-3}
Korrigeeritud determinatsioonikordaja	0,342	0,351	0,367	0,421

Allikas: Autori arvutused ökonomeetriaprogrammis *Gretl*

Autori koostatud regressioonimudel on sõltuvaks muutujaks reaalne SKP kasv ja sõltumatuteks muutujateks on harmoneeritud THI kasv, variintressimäär, reaalne naftahind, reaalne efektiivne vahetuskurss ja majanduse ebakindluse indeks. Aegrea korrigeeritud (viitajad, diferentsid, logaritmid) tõttu on uuritavaks perioodiks saanud 2005 IV kvartal kuni 2020 IV kvartal ehk 61

vaatlust. Mudel on täies mahus leitav lisas 3 ning tabelis 11 esitatud andmete põhjal saab esitada ka valemina 2 regressioonmudeli:

$$\begin{aligned}
 SKP_t = & 1,402 - 8,255 \cdot HTHI_t + 1,433 \cdot Variint_{t-3} + 13,564 \cdot Naftahind_t & (2) \\
 & (0,352) \quad (2,186) \quad (0,512) \quad (2,345) \\
 & -0,799 \cdot CISS_t - 19,125 \cdot REER_t + \varepsilon_t \\
 & (0,661) \quad (12,110)
 \end{aligned}$$

Determinatsioonikordaja $R^2 = 0,47$

Valimi maht $t=61$

kus

SKP_t – reaalse SKP kasv,

$HTHI_t$ – harmoneeritud tarbijahinnaindeksi kasv,

$Variint_{t-3}$ – variintressimäär 3-kvartalise viitajaga,

$Naftahind_t$ – reaalne naftahind eurodes,

$CISS_t$ – majanduse ebakindluse indeks,

$REER_t$ – reaalne efektiivne vahetuskurss,

ε_t – juhuslik komponent,

t – periood (kvartal).

Tabel 11. Regressioonimudeli parameetrid

	Koefitsient	Standardviga	Olulisuse tõenäosus
Konstant	1,4023	0,3520	0,0002
Harmoneeritud THI kasv	-8,2550	2,1851	0,0004
d_Variintressimäär_viitaeg3	1,4328	0,5116	0,0070
d_1_Naftahind	13,5644	2,3452	3,59E-07
d_1_CISS indeks	-0,7986	0,6611	0,1200
d_1_Reaalne efektiivne vahetuskurss	-19,1250	12,1099	0,2322

Allikas: Autori arvutused, kasutades ökonomeetriaprogrammi *Gretl*

Mudeli üldise statistilise olulisuse määramiseks kontrolliti vastavalt hüpoteesi, milleks oli välja arvatud mudeli F-statistiku olulisuse tõenäosus *p-value*. Olulisuse tõenäosus on siinses mudelis

(vt lisa 3) olulisuse nivoost ($\alpha=0,05$) väiksem, $p < \alpha$ ehk kehtib sisukas hüpotees, kus mudel on statistiliselt oluline, teisisõnu funktsiooni Y ja argumentide X vahel eksisteerib seos ja Y sõltub vähemalt ühest argumenttunnusest X. Mudeli muutujatest on statistiliselt olulised kõik peale majanduse ebakindluse näitaja ja reaalse efektiivse vahetuskursi, mille korral antud näitajate ühe protsendilise languse järel suureneb reaalne SKP kasv vastavalt 0,008 ja 0,1913 protsendipunkti. Antud näitajatele viitaegade lisamine või näitajate eemaldamine mudelist järjekorras CISS indeks ja siis reaalne efektiivne vahetuskurss ei parandanud mudeli korrigeeritud determinatsioonikordajat, seega otsustas autor mudelisse jätta kõik esialgsed näitajad.

Mudeli kirjeldusvõime ja kirjeldatuse taseme saamiseks ehk selleks, kui suur osa sõltuva muutuja muutustest kirjeldatakse mudeliga, arvutatakse determinatsioonikordaja *R-squared*. Antud mudeli determinatsioonikordaja (vt lisa 3) on 0,467 ehk umbes 46,7% reaalse SKP kasvu muutusest on seletatav mudeli parameetritega, ülejäänud varieerumine 53,3% on tingitud aga muudest põhjustest.

Mudeli kuju õigsuse testimiseks viidi läbi Ramsey RESET test (leitav lisa 3), sest mudelis esineb kaks statistiliselt mitteolulist muutujat. Saadud tulemus ($0,742 > 0,05$) lubab siiski vastu võtta nullhüpoteesi, mille kohaselt võime öelda, et mudeli kuju on õige.

Järgnevalt kontrollis autor heteroskedastiivsuse olemasolu mudelis. Selleks kasutati White'i testi. Autori mudelis oli testi p-väärtus (vt lisa 3) olulisuse nivoost väiksem ($< 0,05$), mille tõttu võetakse vastu sisukas hüpotees ehk mudelis esineb heteroskedastiivsust. Üleüldise heteroskedastiivsuse tekke põhjuseks võib olla olulise muutuja väljajäämine mudelist või valimi ekstreemsed väärtused. Autori mudelis esineb ekstreemsete väärtustena nii 2000. aastate lõpu majandussurutus kui ka 2020. aasta esimese ja teise kvartali kriisi väärtused.

Heterogeenset dünaamikat euroalal on aidanud analüüsida Domenico ja Lucrezia (2006). Nad on välja toonud, et heteroskedastiivsust võib seletada euroala riikide heterogeensete reaktsioonidega ühiste šokkide osas. Autorite uuritud šokkide analüüs euroalal näitab, et kui euroala erinevate riikide heterogeensust seletavad väikesed, kuid püsivad idiosünkroonsed šokid, siis väljundi (kogutoodangu) kõikumised on peamiselt seletatud ühiste euroala šokkidega. Ühised euroala šokid moodustavad omakorda aga väga suure osa äritsükli asümmeetriast ja kõikumistest, mis on küll vähem volatiilsemad kui näiteks USA omad, kuid siiski püsivalt pikema mõjuga.

Autor proovis mudelist artikli näitel eemaldada ekstreemsed kõikumised SKP kasvu aegreas, kuid see ei parandanud mudeli kirjeldusvõimet ega olulistust ning samuti ei aidanud see eemaldada heteroskedastiivsust. Autoril ei ole võimalik mudelist heteroskedastiivsust eemaldada ka andmete logaritmime abil, sest muutujate seas esineb nii kasvumäärasid kui negatiivseid väärtuseid, mida ei ole võimalik logaritmid. Lisaks prooviti kriisiperioodidele lisada nii ühine kui individuaalne fiktiivne muutuja (*dummy variable*), kuid ükski kriisiperioodi muutuja ei osutunud kummalgi korral statistiliselt oluliseks. Kasutades mudelis kohandatud standardvigasid, olid kõik mudelisse kaasatud muutujad olulised vaid nivool 0,1. Sellest tulenevalt valiti lõplikuks mudeliks mudel, kus kohandatud standardvigasid ei kasutatud. Antud heteroskedastiivsuse probleemi lahendamiseks teeb autori ettepaneku tulevastes uurimustes suurendada vaatluste arvu või välja jätta kriisiperioodid.

Autokorrelatsiooni tuvastamiseks kasutas autor Breusch-Godfrey testi, mis annab võimaluse kontrollida autokorrelatsiooni viitaegadega. Breusch-Godfrey testi nullhüpootees väidab, et juhuslike liikmete vahel autokorrelatsiooni ei esine ja sisukas hüpootees tõendab juhuslike liikmete vahelist autokorrelatsiooni. Testi tulemusel leitud p-väärtus 0,164 (vt lisa 3) lubab vastu võtta nullhüpooteesi ja sellega väita, et mudelis ei esine autokorrelatsiooni probleemi.

Samuti viis autor läbi Doornik-Hanseni testi muutujate normaaljaotusele allumise suhtes (*test for normality of residual*), kus nullhüpooteesi kohaselt alluvad jääkliikmed normaaljaotusele. Autori mudelis tuli aga vastu võtta sisukas hüpootees, kus p-väärtus oli alla olulisuse nivoo 0,05 (vt lisa 3). Mudelit ei olnud võimalik identifitseerida selliselt, et jäägid alluksid normaaljaotusele. Seega võib normaaljaotuse ja heteroskedastiivsuse probleemi olemasolul öelda, et mudeli hinnangud on küll nihketa, kuid mitte efektiivsed ega mõjusad.

Viimaseks oluliseks probleemiks, mida testida tuli, on multikollineaarsuse esinemine. Parameetreid saab kontrollida VIF (*Variance Inflation Factors*) näitaja abil. Testitava mudeli VIF väärtus ei tohi olla suurem kui 10, sellisel juhul võib esineda multikollineaarsus. Testis selgus (leitav lisa 4), et kõigi mudelis kaasatud muutujate väärtused jäid vahemikku 1,022 kuni 1,778 ning multikollineaarsuse probleemi antud mudelis ei esine.

3.4. Empiirilise analüüsi järeldused

Antud bakalaaurusetöö eesmärgiks oli uurida, millisel määral mõjutab rahapoliitika euroala majanduskasvu ja seeläbi oli tuginedes teooriale ja varasematele empiirilistele uuringutele püstitatud ka uurimisküsimus, millised töösse kaasatud näitajad mõjutavad reaalse SKP kasvu enim. Uurimisperiodiks oli 2004 IV kvartal kuni 2020 IV kvartal. Autor kaasas töösse viis sõltumatut muutujat: harmoneeritud THI kasv, variintressimäär, *CISS* indeks, reaalne naftahind ja reaalne efektiivne vahetuskurss.

Empiirilise analüüsi tulemusel leidis hüpotees, et just need töösse kaasatud näitajad mõjutavad majanduskasvu enim, osaliselt kinnitust. Viiest muutujast ei suudetud statistilist olulisust tuvastada uuritava perioodil vaid kahe näitaja puhul, milleks olid *CISS* indeks ja reaalne efektiivne vahetuskurss. Antud näitajad jäeti aga lõplikusse mudelisse alles, sest mudeli korrigeeritud determinatsiooninäitaja ja heteroskedastiivsuse probleem muutujate eemaldamisest ei paranenud.

Korrelatsioonimaatriksist selgus, et tugevaim positiivne korrelatsioon reaalse SKP kasvuga on euroala näitel naftahinnal, kus 1 protsendiline naftahinna kasv suurendab reaalse SKP kasvu 0,1356 protsendipunkti. Kui muidu on jõutud tulemusteni, et naftahinna ja reaalse SKP kasvu vahel on negatiivse seos (nt Jimenez *et al.* 2006), siis näiteks Nelson *et al.* (2018) on oma uuringus, mis viidi läbi Nigeeria põhjal, leidnud näitajate vahel positiivse korrelatsiooni. Kuna kõik euroala riigid on suuremal määral nafta importijad, võiks eeldada, et naftahinna tõus suurendab riigi kulusid ja seeläbi mõjub majanduskasvule negatiivselt. Autori arvates on aga loogiline, et naftahinna tõusul püüab riik leida nafta kasutamisele alternatiivseid lahendusi, näiteks Eesti puhul kodumaise põlevkivi kasutamine, mis omakorda elavdab suuremal määral majandust ja omab suuremat positiivset mõju kui nafta hinnatõusust tingitud negatiivne mõju.

Autori regressioonimudelidest selgub, et 1 protsendipunktiline harmoneeritud tarbijahinna kasvumäära langus suurendab SKP kasvu 8,23 protsendipunkti võrra. Negatiivset seost inflatsiooni ja kogutoodangu kasvu vahel kinnitab osaliselt ka teooria. Antud negatiivse korrelatsiooni osas on välja toodud mitmeid põhjendusi, kus mainitakse asjaolu, et inflatsioonilises keskkonnas on tunduvalt keerulisem eristada suhteliste hindade muutusi üldise hinnataseme muutustest ning samuti püüavad majapidamised kaitsta oma vara inflatsiooni eest, kulutades sinna aega ja ressursse. Sellepärast tuuakse välja, et Euroopa Keskpanga mandaat, mille põhieesmärk on hinnastabiilsuse säilitamine ja sellega seonduv täielik sõltumatus mis tahes muudest poliitilistest

organitest või institutsioonidest, on edukaks tegutsemiseks sobiv. (Hinnastabiilsus ja majanduskasv 2008)

Antud töö peamiseks eesmärgiks oli uurida rahapoliitilise intressimäära mõju reaalse SKP kasvule. Variintressimäära osas annab regressioonanalüüs tulemuse, et variintressimäära 1 protsendipunktiline tõus suurendab reaalse SKP kasvu 1,42 protsendipunkti võrra. Antud tulemus ei olnud ootuspärane, sest enamik teisi autoreid (Wu, Xia 2016; Elbourne *et al.* 2018), kes on uurinud variintresside mõju majanduse arengule, on leidnud näitajate vahel negatiivse seose. Töö autor täheldas, et variintressimäära uurinud autorid on analüüsi viinud läbi alates aastast 2009, millal kriisiperiood euroalal alguse sai. Mainitud asjaolu arvestades proovis autor mudelis läbi viia korrektureid ja eemaldas kriisieelsed aastad 2004-2008, millal rakendati tavapäraselt rahapoliitikat ja kasutati lühiajalist intressimäära. Katsetatud mudeli tulemustest sai näha, et variintressimääral oli nüüd küll reaalse SKP kasvuga negatiivne seos, mis on teooriaga kooskõlas, kuid näitaja oli statistiliselt ebaoluline. Antud tulemustele keskendudes võib öelda, et variintressimäära kaasamine tulevastesse uurimustesse on efektiivne vaid erakorralise rahapoliitika käsitlemisel.

Uurides korrelatsioonimaatriksit, on näha, et variintressimäära ja hindade ehk harmoneeritud THI vahel on positiivne korrelatsioon, mida võib autori silmis pidada loogiliseks. Üheks esimeseks teadlaseks, kes uuris intressimäärade ja inflatsiooni vahelist suhet, oli Fisher (1930), kes toetus hüpoteesile, et nominaalse intressimäära ja inflatsiooni vahel on positiivne pikaajaline suhe, mis on tuntud ka kui Fisheri efekt.

Seoses sellega, et enamik eelnevaid uuringuid on leidnud reaalse efektiivse vahetuskursi ja reaalse SKP kasvu vahel seose, kasutades VAR meetodit, on välja toodud, et OLS meetodit kasutades, on reaalne efektiivne vahetuskursus statistiliselt ebaoluline vastupidise põhjuslikkuse (*reversed causality*) tagajärjel, nagu ka antud töös. Interpreteerides seda, võib öelda, et eeldades Y argumendi muutumist X tunnuse tõttu, on reaalse efektiivse vahetuskursi näol tegemist tunnusega, mille muutumist seletab paremini hoopis reaalne SKP kasv, mitte vastupidiselt. Samuti on Habib *et al.* (2016) seletanud kahe näitaja vahelist mitteootuspärast suunaga (negatiivset) korrelatsiooni sellega, et reaalse efektiivse vahetuskursi mõju on paremini nähtav arengumaades ning ei ole tihti statistiliselt oluline või esineb vale suunaga arenenud riikides. Seega võib öelda, et vahetuskursi kasutamine rahapoliitika näitajana võiks olla kasulik ainult majandusarengu algfaasis, sest näitaja muutub pikas perspektiivis ebaoluliseks faasis, kus riigid on saavutanud rikkuse.

CISS indeksi ehk majanduse ebakindluse näitaja statistilist ebaolulisust on kirjeldanud Hartmann *et al.* (2014), kes on välja toonud asjaolu, et majanduskasv on süsteemse riski suhtes vastuvõtlikum ja korreleerub rohkem just kriisieelsel perioodil, kuna finantssüsteemidel on sellistel hetkedel palju nõrkusi, majanduspoliitika on sageli ebapiisav ja reguleerimine ebaefektiivne. Seoses sellega, et autori töösse ei olnud võimalik kaasata rohkem kriisieelseid perioode (1987. aasta akstiaturgude langus, 1992. aasta Euroopa vahetuskursimehhanismi kriis jpt), jäi antud näitaja seos mudelis statistiliselt ebaoluliseks.

Autor soovib tulevikus *CISS* indeksi mõju uurimiseks kaasata uurimusse varasemaid kriisiperioode ja uurida näitajat ka riigipõhiselt, sest kõik riigid reageerivad välistele süsteemsetele riskidele erinevalt. Samuti teeb autor ettepaneku järgnevates uuringutes rakendada vähimruutude meetodi asemel vektor-autoregressiivset analüüsimeetodit, mille abil on võimalik tuvastada rahapoliitilisi šokke ning mida on samalaadsetes uurimustes analüüsimisel laialdaselt kasutatud. Võib mainida, et antud töösse kaasatud muutujate kõrval on veel palju teisi rahapoliitilisi muutujaid, mis võivad mõjutada majanduskasvu ja sobida tulevastesse mudelitesse ning mida antud töö mudelis ei käsitletud.

KOKKUVÕTE

Alates Suure majandussurutise lõpust on paljud majandusteadlased kogu maailmas kahtluse alla seadnud keskpanga rahapoliitika tõhususe tänapäeva globaalses majanduses. Sellest lähtuvalt oli käesoleva töö eesmärgiks leida ja kirjeldada seoseid rahapoliitika ja majanduskasvu vahel euroala näitel, et näha, kas ja millises suunas rahapoliitika majanduskasvu mõjutab.

Töös oli majanduskasvu iseloomustavaks teguriks valitud varasema kirjanduse põhjal reaalne SKP kasv. Uuritavaks perioodiks valiti 2004 IV kvartal kuni 2020 IV kvartal, et kaasata mudelisse mitmeid majanduse tõusu- ja langusperioode, nagu näiteks laialdane Covid-19 kriis, mille tugevat mõju on näha 2020. aasta alguses.

Selleks, et kindlaks teha näitajate mõju, tugevus ja suund, tuli autoril luua korrelatsioonimaatriks ja läbi viia regressioonanalüüs. Aegread, mida korrelatsioonanalüüsis ja regressioonanalüüsis kasutati, tuli esmalt viia ühtsele kujule eemaldades neist sesoonsus ja logaritmidest tunnused, mis ei olnud intressi- või kasvumäärad. Samuti on regressioonanalüüsi eelduseks aegridade statsionaarsus, mille saavutamiskes viis autor läbi *Augmented Dickey-Fuller*'i testi. Mittestatsionaarsus esines variintressimäära, naftahinna, *CISS* indeksi ja reaalse efektiivse vahetuskursi aegridades, mistõttu statsionaarsuse saavutamiseks võeti neist esimest järku diferents.

Lõpliku mudeli korral kontrolliti samuti mudeli kuju õigsust, normaaljaotust, autokorrelatsiooni, heteroskedastiivsust ja multikollineaarsust. Selgus, et mudelil esineb heteroskedastiivsuse probleem, mille lahenduseks prooviti kaasata mudelisse kriisiaegu kirjeldavaid fiktiivmuutujaid. Kuna mudel ei paranenud ja fiktiivmuutujad heteroskedastiivsust ei eemaldanud, prooviti kasutada kohandatud standardvigasid, mis muutsid kõik töösse kaasatud koefitsiendid statistiliselt oluliseks vaid nivool 0,1 ja seeläbi lõplikusse mudelisse kohandatud standardvigasid ei jäetud. Antud lõpliku mudeli põhjal on siiski võimalik teha mõningaid järeldusi.

Töö eesmärgi täitmiseks püstitati järgmised uurimisküsimused:

- Millises suunas ja millisel määral mõjutavad rahapoliitilised tegurid majanduskasvu?
- Kas euroalal esineb rahapoliitika ja majanduskasvu vaheline seos?
- Millised mudelisse kaasatavad muutujad mõjutavad euroala majanduskasvu enim?

Püstitatud hüpotees oli järgmine:

H1: Majanduskasv sõltub euroalal makroökonomilistest näitajatest nagu harmoneeritud THI kasv, variintressimäär, naftahind, majanduse ebakindluse näitaja ja reaalne efektiivne vahetuskurss.

Koostatud mudeli põhjal on võimalik osaliselt vastu võtta püstitatud hüpotees ja vastata teisele uurimisküsimusele. Leiti, et euroala näitel mõjutab reaalselt SKP kasvu harmoneeritud THI kasv, variintressimäär ja naftahind, mistõttu saab öelda, et rahapoliitika mõjutab vähemal või suuremal määral euroala majanduskasvu. Kolmandale küsimusele saab vastata, et mudelisse kaasatud muutujatest omab kõige tugevamat positiivset mõju reaalse SKP kasvu suhtes naftahind. Positiivne seos on kooskõlas teooriaga, et toornafta hinnatõus suurendab nii euroala tarbijahinnaindeksit kui ka euroala riikide stiimulit kasutada nafta asemel muid alternatiivseid lahendusi, mis mõlemad omakorda stimuleerivad majanduskasvu.

Teostatud analüüsi tulemusena saab lõplikult järeldada, et rahapoliitika makroökonomilistel näitajatel on majanduskasvule keskmise tugevusega, kuid siiski oluline mõju, sest lõpliku mudeli kirjeldusvõimet kirjeldav näitaja on $R^2=0,47$.

Autor teeb ettepaneku järgnevates uuringutes rakendada vähimruutude meetodi asemel vektor-autoregressiivset analüüsimeetodit, mida on enamikes samalaadsetes uurimustes analüüsimisel kasutatud. Samuti võib öelda, et antud töösse kaasatud muutujate kõrval on veel palju teisi rahapoliitilisi muutujaid, mis võivad mõjutada majanduskasvu ja sobida tulevastesse mudelitesse ja mida antud töö mudelis ei käsitletud.

SUMMARY

THE IMPACT OF MONETARY POLICY ON ECONOMIC GROWTH IN EURO AREA

Liina Valk

Since the end of the Great Depression, many economists around the world have questioned the effectiveness of central bank monetary policy in today's global economy. Accordingly, the aim of this work was to find and describe the links between monetary policy and economic growth in the euro area as an example to see whether and in which direction monetary policy influences economic growth.

According to previous literature, real GDP growth was chosen as a factor of economic growth in the work. For the period to be studied, the fourth quarter of 2004 to the fourth quarter of 2020 was chosen to include a number of periods of economic growth and decline, such as the widespread Covid-19 crisis, the strong impact of which can be seen at the beginning of 2020.

In order to determine the impact, strength and direction of indicators, the author had to create a correlation matrix and conduct regression analysis. Time series used in correlation analysis and regression analysis were first to be corrected by removing the seasonality and taking logarithms of characteristics that were not interest or growth rates. The stationarity of the time series is also a prerequisite for regression analysis, which was achieved through the Augmented Dickey-Fuller test. Non-stationarity occurred in the time series of shadow interest rate, real Brent oil price, CISS index and real effective exchange rate, which is why the first stage differential was taken to achieve the stationarity in the named variables.

In the case of the model, the possible multicollinearity, the absence of autocorrelation and heteroskedasticity, and residuals' normal distribution were further checked. It turned out that the model had a problem of heteroskedasticity, which was attempted to get rid of by adding dummy variables describing the times of crisis. Since the model did not improve, robust standard errors

were tried, which made all variables statistically insignificant and thus the robust standard errors were not included in a final model. However, on the basis of this final model it is possible to draw some conclusions.

The following research questions have been raised in order to achieve the objective of the work:

- In what direction and to what extent monetary policy factors affect economic growth?
- Is there a link between monetary policy and economic growth in the euro area?
- Which variables included in the model have the greatest impact on the economic growth of the euro area?

The hypothesis set was as follows:

H1: Economic growth in the euro area depends on macroeconomic indicators such as the growth of the Harmonised Index of Consumer Prices, shadow interest rate, real Brent oil price, a composite indicator of systemic stress and the real effective exchange rate.

On the basis of the model, it is possible to partially accept the hypothesis set. The example of the euro area is that real GDP growth is affected by indicators such as the Harmonised Index of Consumer Prices, the shadow interest rate and real Brent oil price, so it can be said that monetary policy has an impact on the economic growth of the euro area. The third question can be answered: from the variables involved in the model, real Brent oil price has the strongest positive impact on real GDP growth. The positive link is in line with the theory that the rise in crude oil prices will increase both the consumer price index of the euro area and the incentive for the countries of the euro area to use alternative solutions instead of using crude oil, both of which will stimulate economic growth.

As a result of the analysis carried out, it can finally be concluded that macroeconomic indicators of monetary policy have an average but significant impact on economic growth, as the indicator describing the capability of the final model is $R^2 = 0,47$. The author proposes that in subsequent studies, instead of the method of least squares, a vector-autoregressive analysis method, which has been used for analysis in most similar studies, be applied. It can also be said that, alongside the variables involved in this work, there are many other monetary policy variables that may affect growth and fit future models and which were not covered in this work's model.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Abeyasinghe, T. (2001). Estimation of Direct and Indirect Impact of Oil Price on Growth. *Economics Letters*, 72 (2), 147-153.
- Altavilla, C., Barbiero, F., Boucinha, M., Burlon, L. (2020). The Great Lockdown: Response Policies and Bank Lending Conditions. *ECB Working Paper*, No. 2465.
- Anowor, O. F., Okorie, G. C. (2016) A Reassessment of The Impact of Monetary Policy on Economic Growth: Study of Nigeria. *International Journal of Developing and Emerging Economies*, 4 (1), 82-90.
- Baum, A., Westphal, C. C., Rother, P. (2013) Debt and Growth: New Evidence for the Euro Area. *Journal of International Money and Finance*, 32 (1), 809–821.
- Baumeister, C., Benati, L. (2013). Unconventional Monetary Policy and The Great Recession: Estimating the Macroeconomic Effects of a Spread Compression at the Zero Lower Bound. *International Journal of Central Banking*, 9 (2), 165-212.
- Bernanke, B. S., Reinhart, V. R. (2004). Conducting Monetary Policy at Very Low Short-Term Interest Rates. *American Economic Review*. 94 (2), 85-90.
- Boeckx, J., Dossche, M., Peersman, G. (2017). Effectiveness and Transmission of the ECB's Balance Sheet Policies. *International Journal of Central Banking*, 13 (1), 297-333.
- Burriel, P., Galesi, A. (2018) Uncovering the Heterogeneous Effects of ECB Unconventional Monetary Policies Across Euro Area Countries. *European Economic Review*, 101 (2018), 210-229.
- Damjanovic, M., Masten, I. (2016). Shadow Short Rate and Monetary Policy in the Euro Area. *Empirica*, 43 (2), 279–298.
- Definition of real effective exchange rate. (2021). Kättesaadav: <https://www.eestipank.ee/reaalne-efektiivne-vahetuskurss>, 10. märts 2021.
- Domenico, G., Lucrezia, R. (2006). Trends and Cycles in the Euro Area: How Much Heterogeneity and Should We Worry About It?. *ECB Working Paper*, No. 595.
- Draghi, M. (2012). Verbatim of The Remarks Made by Mario Draghi. Kättesaadav: <https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2012/html/sp120726.en.html>, 18. aprill 2021.
- ECB. (2021). *Euro area Composite Indicator of Systemic Stress* [Online]. Kättesaadav: https://sdw.ecb.europa.eu/quickview.do?SERIES_KEY=290.CISS.D.U2.Z0Z.4F.EC.SS_CI.IDX, 17. veebruar 2021.

- ECB. (2021). *Euro area oil price, brent crude*, € [Online]. Kättesaadav: https://sdw.ecb.europa.eu/browseSelection.do?node=qview&SERIES_KEY=194.RTD.M.S0.N.P_OILBR.E, 10. märts 2021.
- ECB. (2021) *Harmonised Index of Consumer Prices (quarterly %)* [Online]. Kättesaadav: <https://sdw.ecb.europa.eu/browseSelection.do?node=9691215>, 17. veebruar 2021.
- Elbourne, A., Ji, K., Duijndam, S. (2018). The Effects of Unconventional Monetary Policy in the Euro Area. *CPB Discussion paper*, No. 371.
- Euroopa rahapoliitika. (2021). Teabelehed Euroopa Liidu kohta. Kättesaadav: <https://www.europarl.europa.eu/factsheets/et/sheet/86/euroopa-rahapoliitika>, 10. märts 2021.
- Figueres, J. M., Jarocinski, M. (2020). Vulnerable Growth in the Euro Area: Measuring the Financial Conditions. *ECB Working Paper*, No. 2458.
- FRED, (2021). *Real Broad Effective Exchange Rate for Euro Area (Index 2010=100)* [Online]. Kättesaadav <https://fred.stlouisfed.org/series/RBXMBIS>, 10. märts 2021.
- Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest*. Macmillan, New York.
- Gambacorta, L., Hofmann, B., Peersman, G. (2014) The Effectiveness of Unconventional Monetary Policy at the Zero Lower Bound: A Cross-Country Analysis. *BIS Working Papers*, No 384.
- Gadea, M. D., Gomez-Loscos, A., Montanes, A. (2016). Oil Price and Economic Growth: A Long Story?. *BDE Working Paper*, No. 1625.
- Gibbson, A. G., Nketiah, E., Obuobi, B., Adjei, M. (2020). Trade Openness, Inflation and GDP Growth: Panel Data Evidence from nine West Africa countries. *Open Journal of Business and Management*, 8 (1), 314-328.
- Habib, M. M., Mileva, E., Stracca, L. (2016). The Real Exchange Rate and Economic Growth: Revisiting the Case Using External Instruments. *ECB Working Paper*, No. 1921.
- Hartmann, P., Hubrich, K., Kremer, M., Tetlow, R. J. (2014) Melting Down: Systemic Financial Instability and the Macroeconomy. *Social Science Research Network*. Kättesaadav: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2462567, 18. märts 2021.
- Havi, E. D. K., Enu, P. (2014). The Effect of Fiscal Policy and Monetary Policy on Ghana's Economic Growth: Which Policy Is More Potent?. *International Journal of Empirical Finance*, 3 (2), 61-75.
- Hinnastabiilsus ja majanduskasv. (2008). Kättesaadav: https://www.eestipank.ee/sites/default/files/publication/et/Arhiiv/kroon_majandus/2008/_3_1.pdf, 18. märts 2021.

- Hollo, D., Kremer, M., Lo Duca, M. (2012). CISS- A Composite Indicator of Systemic Stress in the Financial System. *ECB Working paper*, No 1426.
- How quantitative easing works. (2021). Euroopa Keskpank. Kättesaadav: https://www.ecb.europa.eu/explainers/show-me/html/app_infographic.en.html, 18. aprill 2021.
- Jimenez-Rodriguez, R., Sanchez, M. (2006). Oil Price Shocks and Real GDP Growth: Empirical Evidence for Some OECD Countries. *Applied Economics*, 37 (2), 201-228.
- Kareem, R. O., Afolabi, A. J., Raheemand, K. A., Bashir, N. O. (2013). Analysis of Fiscal and Monetary Policies on Economic Growth: Evidence from Nigerian Democracy. *Current Research Journal of Economic Theory*, 5 (1), 11-19.
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest, and Money*. London, United Kingdom: Macmillan.
- Kortela, T. (2016). A Shadow Rate Model with Time-Varying Lower Bound of Interest Rates. *Bank of Finland Research Discussion Paper*, No. 19.
- Kremer, M. (2015). Macroeconomic Effects of Financial Stress and The Role of Monetary Policy: a VAR Analysis for the Euro Area. *International Economics and Economic Policy*, 13 (1), 105–138.
- Lemke, W., Vladu, A. (2016). Below the Zero Lower Bound: a Shadow-Rate Term Structure Model for the Euro Area. *ECB Discussion paper*, No. 1991.
- Liquidity trap. (2021). Kättesaadav: <https://www.investopedia.com/terms/l/liquiditytrap.asp>, 10 märts 2021.
- Mastroianni, F. (2016). Monetary policy. The role of the European Central Bank. Kättesaadav: <https://www.grin.com/document/358653>, 10. märts 2021.
- Mishkin, F. S. (2007). *The Economics of Money Banking and Financial Markets* (10th Edition). Columbia University.
- Mutuku, C., Koech, E. (2014). Monetary and Fiscal Policy Shocks and Economic Growth in Kenya: VAR Econometric Approach. *Journal of World Economic Research*, 3 (6), 95-108.
- Nõukogu soovitus euroala rahapoliitika kohta. (2020). Euroopa Komisjon. Kättesaadav: <https://ec.europa.eu/transparency/regdoc/rep/1/2020/ET/COM-2020-746-F1-ET-MAIN-PART-1.PDF>, 18. aprill 2021.
- OECD. (2021). *Euro area GDP growth (quarterly %)* [Online]. Kättesaadav: <https://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=350#>, 17. veebruar 2021.
- Nelson, J., Timipere, E. T., Ayunku, P. E., Peter, E.G. (2017). The Impact of Changes in Crude Oil Prices on Economic Growth in Nigeria: 1980 – 2014. *International Journal of Social Relevance & Concern*, 6 (5), 78-89.

- Paas, T. (1995). Sissejuhatus ökonomeetriasse. Kättesaadav: <https://core.ac.uk/download/pdf/154745737.pdf>, 17. veebruar 2021
- Peersman, G. (2011). Macroeconomic Effects of Unconventional Monetary Policy in the Euro Area, *ECB Working Paper*, No. 1397.
- Peersman, G., Mojon, B. (2001) A VAR Description of the Effects of Monetary Policy in the Individual Countries of the Euro Area. *ECB Working Paper*, No. 92.
- Peersman, G., Smets, F. (2001). The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence From VAR Analysis. *ECB Working Paper*, No. 91.
- Rahapoliitika ülekandemehhanism (2021). Eesti Pank. Kättesaadav: <https://www.eestipank.ee/rahopoliitika/rahopoliitika-ulekandemehhanism>, 21. aprill 2021.
- Rother, P., Westphal, C. C. (2010). The Impact of High and Growing Government Debt on Economic Growth: An Empirical Investigation for the Euro Area. *ECB Working Paper*, No. 1237.
- Taghizadeh-Hesary, F., Yoshino, N. (2016). Monetary Policy, Oil Prices and the Real Macroeconomic Variables: An Empirical Survey on China, Japan and the United States. *China: An International Journal*. 14 (4), 46-69.
- The Functioning of Monetary Policy (2021). Eesti Pank. Kättesaadav: <https://www.eestipank.ee/en/monetary-policy/functioning-monetary-policy>, 21. aprill 2021.
- The Implementation of Monetary Policy in the Euro Area. (2012). Euroopa Keskpank. Kättesaadav: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/gendoc201109en.pdf?358de49f8dbf53e9683f43472922c796>, 18. aprill 2021.
- Twinoburyo, E. N., Odhiambo, N. M. (2017). Monetary Policy and Economic Growth: A Review of International Literature. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 7 (2), 123-137.
- Sauga, A. (2017). *Statistika õpik majanduseriala üliõpilastele*. Tallinn: TTÜ kirjastus.
- Scheller, H. K. (2006). Euroopa Keskpank - ajalugu, roll ja ülesanded. Kättesaadav: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/ecbhistoryrolefunctions2006et.pdf>, 18. aprill 2021.
- Semuel, H., Nurina, S. (2015). Analysis of the Effect of Inflation, Interest Rates, and Exchange Rates on Gross Domestic Product (GDP) in Indonesia. Kättesaadav: <https://core.ac.uk/download/pdf/32452864.pdf>, 07. aprill 2021.
- Sheedy, K. D. (2017). Conventional and Unconventional Monetary Policy Rules. *Journal of Macroeconomics*, 54 (A), 122-127.
- Sims, C. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48 (1), 1-48.

- Werner, R. A., Lee, K. S. (2018). Reconsidering Monetary Policy: An Empirical Examination of the Relationship Between Interest Rates and Nominal GDP Growth in the U.S., U.K., Germany and Japan. *Ecological Economics*, 146 (C), 26-34.
- What is inflation?. (2021). Euroopa Keskpank. Kättesaadav: <https://www.ecb.europa.eu/ecb/educational/hicp/html/index.en.html>, 17. veebruar 2021.
- Why are stable prices important?. (2021). Euroopa Keskpank. Kättesaadav: <https://www.ecb.europa.eu/explainers/tell-me-more/html/stableprices.en.html>, 18. aprill 2021.
- Wu, J. C. (2021). Euro area shadow rate. [Online]. Kättesaadav: <https://sites.google.com/view/jingcynthiawu/shadow-rates?authuser=0>, 17. veebruar 2021.
- Wu, J. C., Xia, F. D. (2016). Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound. *Journal of Money, Credit and Banking*, 48 (2-3), 253-291.
- Wu, J. C., Xia, F. D. (2017). Time-Varying Lower Bound of Interest Rates in Europe. *Chicago Booth Research Paper*, No. 17-06.

LISAD

Lisa 1. Algandmed

Period	Realse SKP kasv	Harmoneeritud THI kasv	Variintressimäär	CISS indeks	Naftahind	Realne efektiivne vahetuskurss
2004-Q4	0,355	0,100	2,112	0,061	43,157	108,775
2005-Q1	0,248	0,200	2,093	0,075	45,971	107,958
2005-Q2	0,558	0,200	2,100	0,087	48,003	105,167
2005-Q3	0,758	0,300	1,977	0,078	56,383	103,615
2005-Q4	0,608	0,000	2,246	0,104	59,131	101,914
2006-Q1	0,910	0,200	2,475	0,093	64,841	101,760
2006-Q2	1,085	0,300	2,717	0,105	62,175	103,894
2006-Q3	0,581	0,100	3,090	0,093	60,492	105,287
2006-Q4	1,170	0,000	3,402	0,051	56,546	104,568
2007-Q1	0,643	0,200	3,749	0,104	54,742	105,258
2007-Q2	0,704	0,300	3,859	0,070	54,822	105,465
2007-Q3	0,433	0,200	3,749	0,248	58,404	106,115
2007-Q4	0,561	0,300	3,862	0,300	71,029	107,667
2008-Q1	0,422	0,300	4,121	0,503	75,709	109,311
2008-Q2	-0,298	0,400	4,088	0,425	80,974	110,407
2008-Q3	-0,520	0,100	3,972	0,420	81,385	108,088
2008-Q4	-1,764	-0,300	2,577	0,724	49,310	104,096
2009-Q1	-3,134	0,100	0,590	0,779	40,527	108,384
2009-Q2	-0,031	0,200	0,240	0,637	45,053	108,174
2009-Q3	0,389	0,000	-0,672	0,470	51,477	109,692
2009-Q4	0,453	0,100	0,064	0,367	57,690	109,549
2010-Q1	0,419	0,200	0,294	0,294	62,545	104,757
2010-Q2	0,969	0,200	0,221	0,332	64,102	98,286
2010-Q3	0,435	0,100	0,553	0,329	63,050	98,295
2010-Q4	0,623	0,200	0,766	0,258	70,859	98,690
2011-Q1	0,843	0,400	0,808	0,190	82,731	98,767
2011-Q2	0,005	0,100	1,009	0,182	82,497	100,722
2011-Q3	0,123	0,200	0,794	0,396	81,780	99,854
2011-Q4	-0,384	0,200	0,004	0,514	86,162	98,100
2012-Q1	-0,228	0,300	-0,198	0,416	93,252	95,805

Lisa 1 järg

Periood	Reaalse SKP kasv	Harmoneeritud THI kasv	Variintressi-määr	CISS indeks	Naftahind	Reaalne efektiivne vahetuskurss
2012-Q2	-0,276	0,100	-0,770	0,378	84,683	94,909
2012-Q3	-0,122	0,300	-1,061	0,308	87,490	93,044
2012-Q4	-0,411	0,000	-0,966	0,166	87,531	94,214
2013-Q1	-0,383	0,100	-0,561	0,115	86,831	96,692
2013-Q2	0,537	0,000	-0,223	0,087	78,104	96,696
2013-Q3	0,321	0,100	-0,375	0,041	81,458	98,390
2013-Q4	0,260	0,000	-0,258	0,043	82,129	99,167
2014-Q1	0,434	0,100	-0,470	0,085	80,442	100,831
2014-Q2	0,214	0,000	-0,915	0,073	78,398	100,042
2014-Q3	0,445	0,100	-1,194	0,089	76,982	97,018
2014-Q4	0,401	-0,200	-1,942	0,123	62,424	95,211
2015-Q1	0,682	0,100	-2,491	0,104	50,658	90,062
2015-Q2	0,430	0,100	-2,294	0,085	55,851	88,609
2015-Q3	0,448	-0,100	-2,463	0,139	45,509	89,930
2015-Q4	0,444	0,000	-2,815	0,132	40,989	89,922
2016-Q1	0,552	-0,100	-3,478	0,167	33,523	91,735
2016-Q2	0,254	0,200	-3,942	0,167	40,720	92,358
2016-Q3	0,444	0,000	-4,465	0,173	42,392	91,124
2016-Q4	0,768	0,200	-4,239	0,122	47,631	91,078
2017-Q1	0,738	0,100	-5,086	0,065	52,647	90,714
2017-Q2	0,689	0,000	-5,296	0,051	44,906	91,746
2017-Q3	0,768	0,200	-5,183	0,047	43,920	94,105
2017-Q4	0,848	0,100	-5,264	0,060	50,205	94,874
2018-Q1	0,192	0,100	-5,146	0,069	54,098	96,391
2018-Q2	0,438	0,200	-5,967	0,080	59,685	95,879
2018-Q3	0,093	0,200	-6,167	0,065	63,579	95,972
2018-Q4	0,506	0,000	-6,327	0,100	56,261	95,705
2019-Q1	0,474	0,100	-6,494	0,110	54,887	94,656
2019-Q2	0,207	0,100	-6,706	0,083	57,261	94,147
2019-Q3	0,201	0,100	-7,485	0,073	53,113	92,708
2019-Q4	0,136	0,100	-7,124	0,067	51,744	92,470
2020-Q1	-3,729	-0,100	-7,194	0,111	45,085	92,733
2020-Q2	-11,709	0,000	-7,171	0,234	29,947	94,869
2020-Q3	12,443	-0,100	-7,298	0,185	35,897	95,740
2020-Q4	-0,612	0,100	-7,858	0,169	35,408	96,600

Allikas: ECB, OECD, FRED andmebaasid ja Jing Cynthia Wu kodulehekül

Lisa 2. Korrelatsioonikordajate p-väärtused

	Reaalse SKP kasv	Harmoneeritud THI kasv	CISS indeks	Variintressimäär	Naftahind	Reaalne efektiivne vahetuskurss
Reaalse SKP kasv						
Harmoneeritud THI kasv	0,803621					
CISS indeks	0,028943	0,316143816				
Variintressimäär	0,290406	0,019612059	0,430359			
Naftahind	2,82E-05	4,43951E-08	0,007686	0,0055558		
Reaalne efektiivne vahetuskurss	0,427592	0,993742794	0,863004	0,45953889	0,8054	

	Reaalne SKP kasv	HICP kasv	CISS indeks	Variintressimäär	Naftahind
HICP kasv	mitteoluline				
CISS indeks	oluline	mitteoluline			
Variintressimäär	mitteoluline	oluline	mitteoluline		
Naftahind	oluline	oluline	oluline	oluline	
Reaalne efektiivne vahetuskurss	mitteoluline	mitteoluline	mitteoluline	mitteoluline	mitteoluline

Allikas: autori koostatud lisa 2 esitatud andmete põhjal, kasutades programmi *Excel*

Lisa 3. Regressioonimudel

Model 1: OLS, using observations 2005:4-2020:4 (T = 61)

Dependent variable: SKPkasv

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	1,40236	0,352076	3,983	0,0002	***
HTHI	-8,25502	2,18514	-3,778	0,0004	***
d_Variintress_3	1,43275	0,511646	2,800	0,0070	***
d_1_CISSindeks	-0,798609	0,661117	-1,208	0,2322	
d_1_Naftahind	13,5644	2,34521	5,784	<0,0001	***
d_1_REER	-19,1250	12,1099	-1,579	0,1200	
Mean dependent var	0,199085	S.D. dependent var		2,354263	
Sum squared resid	176,2846	S.E. of regression		1,790300	
R-squared	0,469906	Adjusted R-squared		0,421715	
F(5, 55)	9,751022	P-value(F)		1,04e-06	
Log-likelihood	-118,9226	Akaike criterion		249,8453	
Schwarz criterion	262,5105	Hannan-Quinn		254,8089	
rho	-0,199057	Durbin-Watson		2,380165	

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(1, 54) = 0,10913$

with p-value = $P(F(1, 54) > 0,10913) = 0,742415$

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: $LM = 55,4435$

with p-value = $P(\text{Chi-square}(20) > 55,4435) = 3,52414e-005$

LM test for autocorrelation up to order 4 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: $LMF = 1,69981$

with p-value = $P(F(4, 51) > 1,69981) = 0,164458$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: $\text{Chi-square}(2) = 32,0286$

with p-value = $1,10937e-007$

Allikas: Autori arvutused vähimruutude meetodil ökonomeetriaprogrammis *Gretl*

Lisa 4. VIF testi tulemused

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0

Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

HTHI 1,618
d_Variintress_3 1,066
d_1_CISSindeks 1,176
d_1_Naftahind 1,778
d_1_REER 1,022

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, where $R(j)$ is the multiple correlation coefficient between variable j and the other independent variables

Belsley-Kuh-Welsch collinearity diagnostics:

variance proportions

lambda	cond	const	HTHI	d_Variin~	d_1_CISS~	d_1_Naft~	d_1_REER
1,887	1,000	0,066	0,079	0,052	0,026	0,038	0,003
1,345	1,184	0,062	0,000	0,045	0,169	0,166	0,048
1,118	1,299	0,014	0,035	0,192	0,172	0,002	0,325
0,870	1,473	0,003	0,020	0,273	0,059	0,034	0,622
0,588	1,792	0,085	0,000	0,384	0,555	0,220	0,000
0,193	3,129	0,771	0,865	0,054	0,019	0,540	0,002

lambda = eigenvalues of inverse covariance matrix (smallest is 0,192669)

cond = condition index

note: variance proportions columns sum to 1.0

According to BKW, $cond \geq 30$ indicates "strong" near linear dependence, and $cond$ between 10 and 30 "moderately strong". Parameter estimates whose variance is mostly associated with problematic $cond$ values may themselves be considered problematic.

Count of condition indices ≥ 30 : 0

Count of condition indices ≥ 10 : 0

No evidence of excessive collinearity

Allikas: Autori arvutused ökonomeetriaprogrammis *Gretl*

Lisa 5. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina Liina Valk

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose „Rahapoliitika mõju majanduskasvule euroala näitel“

mille juhendaja on Signe Rosenberg,

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

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

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

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

_____ (kuupäev)

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