

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Karel Äär

**INTRESSIMÄÄRA JA MAJANDUSKASVU VAHELINE SEOS
OECD RIIKIDE NÄITEL**

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Ako Sauga, PhD

Tallinn 2022

Deklareerin, et olen koostanud lõputöö iseseisvalt ja olen viidanud kõikidele töö koostamisel kasutatud teiste autorite töödele, olulistele seisukohtadele ja andmetele, ning ei ole esitanud sama tööd varasemalt ainepunktide saamiseks. Töö pikkuseks on 7380 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Karel Äär

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 185790TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: karel.aar@gmail.com

Juhendaja: Ako Sauga, PhD:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE	5
SISSEJUHATUS	7
1. TEOREETILINE TAUST NING VARASEMAD EMPIIRILISED UURINGUD	9
1.1. Intressimäära ülevaade ja selle olemasolu	9
1.2. Intressimäära ja majanduskasvu vaheline seos	12
1.2.1. Negatiivne seos	12
1.2.2. Positiivne seos	12
1.2.3. Mõlemasuunaline seos	12
1.3. Majandustegurite mõju intressimäärale	13
1.3.1. Inflatsioon	13
1.3.2. Nafta hind	13
1.3.3. Valitsuse võlg	14
1.3.4. Säästmine	15
1.3.5. Likviidsus	15
1.3.6. Rahapakkumine	16
2. ANDMED JA METOODIKA	17
2.1. Algandmete ülevaade ja kirjeldus	17
2.2. Töös kasutatavad andmed	19
2.3. Uurimismetoodika	21
2.4. Andmete ja mudelite testimine	22
3. EMPIIRILINE UURING	24
3.1. Korrelatsioonanalüüs	24
3.2. Ühendatud regressioonanalüüs	25
3.2.1. Algsed mudelid	26
3.2.2. Lõplikud mudelid	27
3.3. Fikseeritud efektidega mudel	29
3.4. Empiirilise uuringu tulemused ja järeldused	31
KOKKUVÕTE	32
SUMMARY	34
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	36
LISAD	40

Lisa 1. Reaalne lühiajaline intressimäär algne ühendatud regressioonanalüüs	40
Lisa 2. Reaalne pikaajaline intressimäär algne ühendatud regressioonanalüüs	41
Lisa 3. Reaalne lühiajaline intressimäär lõplik ühendatud regressioonanalüüs	42
Lisa 4. Reaalne pikaajaline intressimäär lõplik regressioonanalüüs	43
Lisa 5. Reaalne lühiajaline intressimäär ühendatud regressioonanalüüs (Ramsey RESET test)	44
Lisa 6. Reaalne lühiajaline intressimäär ühendatud regressioonanalüüs (White'i test)	45
Lisa 7. Reaalne lühiajaline intressimäär ühendatud regressioonanalüüs (Woolridge'i test).....	46
Lisa 8. Reaalne lühiajaline intressimäär ühendatud regressioonanalüüs (VIF test).....	47
Lisa 9. Reaalne lühiajaline intressimäär ühendatud regressioonanalüüs objektispetsiifiliste vabaliikmete statistilise olulisuse test.....	48
Lisa 10. Reaalne pikaajaline intressimäär ühendatud regressioonanalüüs (Ramsey RESET test)	49
Lisa 11. Reaalne pikaajaline intressimäär ühendatud regressioonanalüüs (White'i test)	50
Lisa 12. Reaalne pikaajaline intressimäär ühendatud regressioonanalüüs (Woolridge'i test)	51
Lisa 13. Reaalne pikaajaline intressimäär ühendatud regressioonanalüüs (VIF test)	52
Lisa 14. Reaalne pikaajaline intressimäär ühendatud regressioonanalüüs objektispetsiifiliste vabaliikmete statistilise olulisuse test.....	53
Lisa 15. Reaalne lühiajaline intressimäär fikseeritud efektidega mudel	54
Lisa 16. Reaalne pikaajaline intressimäär fikseeritud efektidega mudel.....	55
Lisa 17. Reaalne lühiajaline intressimäär fikseeritud efektidega mudel (Waldi test)	56
Lisa 18. Reaalne lühiajaline intressimäär fikseeritud efektidega mudel (Woolridge'i test)	57
Lisa 19. Reaalne lühiajaline intressimäär fikseeritud efektidega mudel (Waldi test)	58
Lisa 20. Reaalne lühiajaline intressimäär fikseeritud efektidega mudel (Woolridge'i test)	59
Lisa 21. Lihtlitsents	60

LÜHIKOKKUVÕTE

Intressimäära tase on olnud vaatluse all paljude majandusteadlaste poolt, et aru saada, mis tegurid täpsemalt mõjutavad intressimäära taset. Käesoleva töö eesmärgiks on välja selgitada intressimäära ja majanduskasvu mõjutavad tegurid ning modelleerida nende vaheline ökonomeetriline seos. Uurimisprobleemiks on mõista ning võimalikult täpselt määrata intressimäära ja majanduskasvu mõjutavad tegurid ja leida seos intressimäära ja majanduskasvu vahel. Autori poolt püstitatud töö hüpotees on, et intressimäära ja majanduskasvu vahel esineb positiivne seos, kus endogeenseks muutujaks on intressimäär.

Autorid Wirtschafsdienst (2020), Blanchard *et al.* (1984), Tokic (2016), Caballero *et al.* (2008) ning Del Negro *et al.* (2019) andsid peamise ülevaate intressimäära olemusest viimasel kolmekümnendil ning nägid, et intressimäära tase on olnud pidevas languses. Autorid aga ei leidnud ühist põhjust, miks on intressimäär olnud pidevas langustrendis. Davcey *et al.* (2018), Lee ja Werner (2018), Cochrane (1989) ning Bradford (1983) kaasasid oma uurimisse ka inflatsioonimäära ning rahapakkumise, kus esinesid mõlemasuunalised seosed, kuid ei leitud spetsiifilist põhjust seoste olemasolule.

Antud bakalaureusetöö raames uuritakse OECD (*Organisation for Economic Co-operation and Development*) riikide andmeid, kus ajavahemikuks on 1970. aasta 1. kvartal kuni 2021. aasta 4. kvartal. Töös kasutatakse endogeensete muutujatena intressimäärasid, vastavalt lühiajaline ning pikaajaline intressimäär, ning eksogeenseteks muutujateks on SKP kasvumäär, inflatsioonimäär, toornafta hind, valitsuse võlg, M1 rahaagregaat ning M3 rahaagregaat. Empiiriline uuring viidi läbi kasutades korrelatsioonimaatriksit, ühendatud regressioonanalüüsi, fikseeritud ning juhuslike efektidega mudelit. Töös püstitatud hüpotees lükati ümber – positiivset seost ei leitud intressimäära ja majanduskasvu vahel. Mudelitest saadud tulemused on sarnased – kõikides koostatud mudelites esines negatiivne seos intressimäärade ja SKP kasvumäära vahel. Samuti esines väga nõrk negatiivne korrelatsioon antud muutujate vahel. Postiivne seos intressimääraga aga esines M3 rahaagregaadi ja inflatsioonimäära muutujatega, kus mõlemad on kooskõlas

varasemate uuringute tulemustega. Ülejäänud tegurid, milleks on toornafta hind, valitsuse võlg ning M1 rahaagregaat, osutusid statistiliselt mitteolulisteks teguriteks.

Võtmesõnad: pikaajaline intressimäär, lühiaajaline intressimäär, SKP kasvumäär, inflatsioonimäär, valitsuse võlg, toornafta hind, M1 rahaagregaat, M3 rahaagregaat

SISSEJUHATUS

Intressimäär on üks laialdasemalt levinumaid majandusnäitajaid nii mikro- kui ka makromajanduse tasemel. Nii majandusteadlased, investorid kui ka valitsus jälgivad pidevalt intressimäära tasemeid, et hinnata hetke majandusolukorda ning langetada enda jaoks võimalikult efektiivseid otsuseid. Makromajanduse eestvedajad on aga aastakümneid uurinud, kuidas intressimäärad täpsemalt toimivad ning mis tegurid mõjutavad intressimäära tasemeid. Seni pole jõutud ühisele seosele intressimäära ja majanduskasvu vahel, mistõttu antud uurimine teostatakse.

Käesoleva uurimine on oluline sellepolest, et modelleerida vastupidist seost intressimäära ja majanduskasvu vahel. Seni on nii makromajanduse kui ka keskpanga tasemel levinud teadmine, et intressimäära ja majanduskasvu vahel esineb negatiivne seos, nagu seda leidsid oma töös Davcey *et al.* (2018). Varasematest empiirilistest uuringutest on tähele pandud ka positiivset seost, mida hakatakse ka antud töö jooksul lähemalt uurima (Lee, Werner 2018). Oluline on riikide tasandil aru saada, mis täpsemalt põhjustab erinevaid intressimäära tasemeid ning mis tegurid aitavad intressimäära tasemeid stabiilselt hoida. Antud uurimise käigus tahab autor välja selgitada intressimäära ja majanduskasvu vahelise seose olemasolu ning selle mõju suuna. Uurimisprobleemiks on mõista ning võimalikult täpselt määrata intressimäära ja majanduskasvu mõjutavad tegurid ja leida seos intressimäära ja majanduskasvu vahel. Autori poolt püstitatud hüpotees on, et intressimäära ja majanduskasvu vahel esineb positiivne seos, kus endogeenseks muutujaks on intressimäär.

Töö eesmärgiks on välja selgitada intressimäära ja majanduskasvu mõjutavad tegurid ning modelleerida nende vaheline ökonomeetiline seos.

Töös püstitatud uurimisküsimusteks on:

- 1) Kas intressimäära ja majanduskasvu vahel esineb seos?
- 2) Milliste järeldusteni on jõudnud teised autorid oma varasemates töödes?
- 3) Millised tegurid mõjutavad intressimäära?

- 4) Kui suures osas on võimalik ära seletada intressimäärasid töös kasutatavate majandusnäitajate poolt?

Uurimisülesanded, mille abil leitakse uurimisküsimustele vastused, on järgnevad:

- 1) Anda ülevaade teoreetilistest ja empiirilistest uuringutest, mille abil selgitada intressimäära ja majanduskasvu olemasolu ning võimalikku seost.
- 2) Formuleerida ökonomeetriline mudel, et analüüsida erinevate majandustegurite mõju intressimäärale, keskendudes peamiselt intressimäära ja majanduskasvu vahelisele seosele.

Uuringu läbi viimiseks kasutatakse OECD (*Organisation for Economic Co-operation and Development*) riikide andmeid. Antud valimi valik tuleneb sellest, et OECD riigid töötavad ühise majandusarengu nimel, mistõttu sobivad nende riikide andmed antud töö eesmärgi täitmiseks. Andmed pärinevad ajavahemikust 1970. aasta 1. kvartal kuni 2021. aasta 4. kvartal. Valim sai valitud võimalikult pikk, et ökonomeetrisest mudelist saadud tulemused oleksid statistiliselt usaldusväärsed ning annaksid tervikliku ülevaate kasutatud majandusteguritest. Töö endogeenseks muutujaks kasutatakse nii lühiajalist kui ka pikaajalist intressimäära, uurides, kumb mudeli osutub statistiliselt oluliseks ning kumma mudeli seletamisvõime on kõrgem. Eksogeenseteks muutujateks on SKP kasvumäär, rahapakkumise agregaadid M1 ja M3, inflatsioonimäär, valitsuse võlg ning toornafta impordi hind.

Bakalaureusetöö on jagatud kolmeks peatükiks. Esimeses peatükis antakse ülevaade teoreetilisest käsitlest ning teiste autorite varasematest empiirilistest uuringutest. Teises peatükis antakse ülevaade töös kasutatavatest andmetest, nende töötlemisest ning uurimismetoodikast. Kolmandas peatükis viiakse läbi ökonomeetriseliste mudelite analüüsid, tuuakse välja saadud tulemused ning tehtud järeldused.

1. TEOREETILINE TAUST NING VARASEMAD EMPIIRILISED UURINGUD

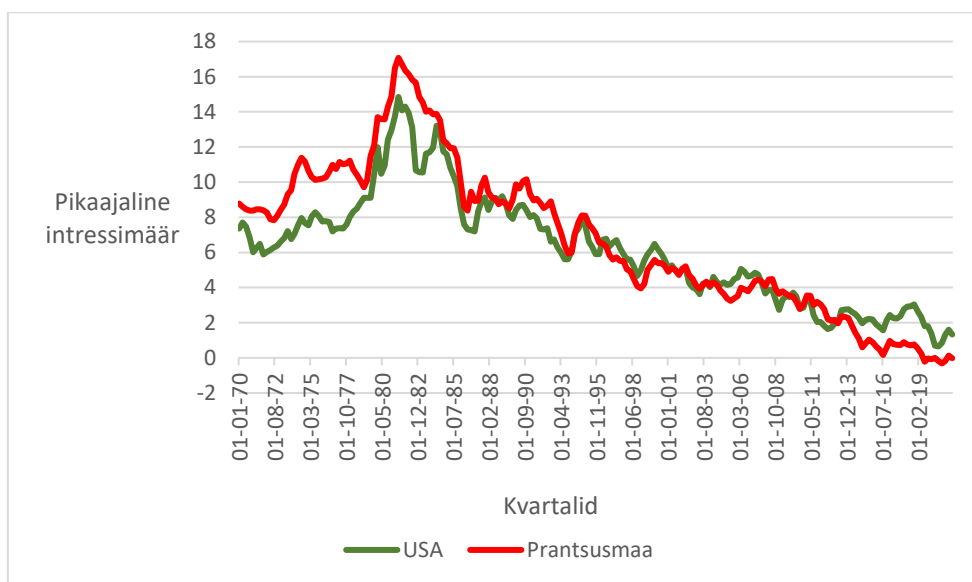
Antud peatükis antakse peamine ülevaade ja olemasolu intressimäärast ning selle seosest majanduskasvu ning teiste majandusteguritega. Võimalikust seoste olemasolust antakse ülevaade läbi erinevate autorite varasematest empiirilistest uuringutest ning käsitletud teooriast.

1.1. Intressimäära ülevaade ja selle olemasolu

Maailma intressimäära tase on olnud viimastel aastakümnetel langustrendis, mis on tekitanud suuremat huvi majandusteadlaste hulgas, et leida põhjuslikke seoseid antud languse selgitamiseks (Wirtschaftsdienst 2020). Viimase 30 aasta jooksul on pikaajaline reaalne intressimäär maailmas langenud 4,5 protsendipunkti võrra (Rachel, Smith 2015). Alates 1980. aastast on USA pikaajaline nominaalne intressimäär olnud langustrendis, olenemata keskpanga ning valitsuse pingutustest intressimäära taset tõsta. (Caballero *et al.* 2008; Tokic 2016) Del Negro *et al.* (2019) kasutasid oma töös vektor-autoregressioon mudelit, kasutades andmeid alates 1870. aastast. Autorid leidsid, et maailma reaalse intressimäära tase on püsinud 2% lähedal üle saja aasta, mis aga hakkas langema viimase kolmekümneni jooksul. (Del Negro *et al.* 2019) Üheks põhjuseks peetakse globaliseerumist, kus ettevõtted hakkasid rohkem kaasama odavat tööjõudu ning USA hakkas rakendama uudset kauplemispoliitikat (Tokic 2016). Sarnase põhjuse tõid välja Del Negro *et al.* (2019), leidmaks, et ära on kadunud riikidele omased reaalse intressimäära tasemed ning üle maailma on toimunud intressimäärade konvergens. Rachel ja Smith (2015) arvates on madala intressimäära põhjustajaks globaalse neutraalse intressimäära langus, millest tulenevalt formuleerivad riigid pikaajalised reaalsed intressimäärad.

Kui viimase kolmekümneni jooksul on intressimäärad olnud pidevas langustrendis üle maailma, oli olukord ajavahemikus 1960 kuni 1982 erinev. Blanchard *et al.* (1984) peavad kitsast monetaarpoliitikat üheks peamiseks kõrge reaalse intressimäära taseme põhjustajaks aastatel 1978 kuni 1982. Kitsa monetaarpoliitika puhul vähendab keskpank rahapakkumise ning kogunõudluse hulka. Kõrge reaalne intressimäär ei leidnud aset ainult USA-s ja OECD riikides,

vaid üle kogu maailma, kuna raha investeringute näol liigub läbi suurriikide, mistõttu ühtlustub intressimäärade tase ka teistes avatud majandustega riikides. (Blanchard *et al.* 1984) Alljärgnevalt on välja toodud USA ja Prantsusmaa pikaajaline intressimäär, kus on näha, kuidas mõlema suurriigi intressimäär on liikunud sarnase trendiga.



Joonis 1. USA ja Prantsusmaa pikaajaline intressimäär 1970 1. kvartal kuni 2021 3. kvartal
Allikas: OECD andmebaas (2022), autori koostatud vabavaras *Excel*

Jooniselt 1 on näha, kuidas järsk tõus pikaajalise intressimäära tasemes toimus ajavahemikus 1978 kuni 1982 aastatel, nagu seda leidsid Blanchard *et al.* (1984). Sarnaselt USA-le toimus Prantsusmaal isegi suurem tõus pikaajalises intressimääras, mis hakkas langema 1983. aastast ning on olnud üldpildis langustrendis kuni tänase päevani.

Tokic (2016) leidis samuti USA valitsuse 10. aasta pikkuse võlakirja nominaalse intressimäära kasvutrendi olemasolu aastatel 1963 kuni 1980, mille tõi peamiselt esile uue põlvkonna sisenemine tööturule, tõstes kogunõudlust. Kogupakkumist mõjutasid energiaturud. (*Ibid.* 2016) Aastatel 1978 kuni 1982 esinenud kõrge reaalse intressimäära tase USA-s tänu rakendatud kitsale monetaarpoliitikale sundis Euroopa riike ka tõstma oma reaalse intressimäära tasemeid selleks, et hoida võimalikult stabiilset Euro valuuta vahetuskursi USA dollari vastu. (Blanchard *et al.* 1984) See selgitab hästi ära, miks hakkas ka ülejäänud maailmas intressimäära tasemed tõusma. Ühe suurriigi teod, nagu on selleks USA, on võimelised mõjutama kogu maailma turgusid. See näitab, et maailma majandus on aina rohkem kui üks tervik, kus ühe suurema riigi kriisid avaldavad mõju ka mujal maailma riikides. Ubierno ja Haksar (2012) uurisid oma töös

Brasiilia reaalse intressimäära taset ajavahemikus 1980 kuni 2009 ning leidsid, et Brasiilia reaalse intressimäära tase on ligikaudu 2% võrra kõrgem kui ülejäänud riikide omad, kes samuti keskenduvad inflatsiooni madalal tasemel hoidmisele. Samas on vahe võrreldes teiste riikidega olnud langustrendis tänu rakendatud uudsele fiskaalpoliitikale. (*Ibid.* 2012)

Intressimäära tasakaalu taset mõjutavad veel erinevad faktorid, nagu investorite riskitaluvus, valik praeguse või tuleviku tarbimise vahel ja keskpanga enda monetaarpoliitika (Wirtschaftsdienst 2020). Keskpangad mõjutavad tugevalt lühiajalisi intressimäärasid läbi oma monetaarpoliitika. Selleks nad määravad enda jaoks teatud intressimäära taseme, et saavutada oma seatud eesmärk, näiteks inflatsioonimäära paika panemine, mis aitaks saavutada riigi majanduse pikaajalisi eesmärke. (Tokic 2016) Üks võimalus, et saavutada sobiv inflatsioonitase, on keskpankadel rakendada ekspansiivset monetaarpoliitikat, mille abil hoida lühiajalisi intressimäärasid nullilähedal. Ekspansiivse rahapoliitika korral suurendab keskpank rahapakkumist ning kogunõudluse hulka. Antud poliitikat hakkasid kasutama USA, Euroopa ja Jaapani keskpangad peale 2008. aasta majanduskriisi. (Bikker, Vervliet 2018) Lisaks aitab keskpankade poolt seatud lühiajaline intressimäär teostada arbitraaž tehinguid. Lühiajaline intressimäär avaldab tugevat mõju pikaajalisele intressimäärale, kuna läbi lühiajalise intressimäära panevad keskpangad paika oma ootused tuleviku suunas. Pika- ja lühiajalise intressimäära vahe näitab majanduse tootluskõverat ehk suurem vahe stimuleerib pankasid rohkem laenama, mis omakorda toob esile majanduskasvu. Väike vahe aga viitab suuremale inflatsiooni tasemele, mistõttu pangad ei ole valmis raha laenama, mõjutades majandust negatiivselt. (Tokic 2016) Seega keskpankadel on mingisugune mõjuvõim, et läbi oma monetaarpoliitika stabiliseerida majanduse hetkeseisu, vajadusel tõstes või langetades lühiajalise intressimäära taset.

Üheaegselt, kui intressimäärad on olnud langustrendis üle maailma, on stabiilset kasvutrendi näidanud ettevõtete kasumid ning turu konsentratsioon. Samuti on suurenemas produktiivsuse vahe suur ning väike ettevõtete mastaabis. Turul on näha levimas uut strateegiat, kus juhtivad ettevõtted investeerivad agressiivsemalt madalate intressimäärade juures, et rohkem kasumit teenida ning oma konkurentidest ette saada. See toob kaasa raske olukorra aga väike ettevõtete jaoks, kes samuti proovivad tippu pürgida oma valdkonnas. (Liu *et al.* 2022)

1.2. Intressimäära ja majanduskasvu vaheline seos

1.2.1. Negatiivne seos

Intressimäära ja majanduskasvu vahel on levinud teadmine nii keskpankade kui ka valitsuste poolt, et intressimäära vähendamine toob esile majanduskasvu. Davcey *et al.* (2018) kasutasid aastate 2000 kuni 2017 andmeid, põhjendades valikut sellega, et antud ajavahemikus on majandusstruktuurid muutunud mitmeid kordi tänu erinevatele kriisidele. Peamised majanduskriisid antud ajavahemikus olid ülemaailma majanduskriis ning euroala võlakriis. Autorid leidsid Bulgaarias nõrga negatiivse korrelatsiooni intressimäära ja majanduskasvu vahel. Rumeenia andmetega saadi tugev negatiivne korrelatsioonikordaja -0.85 , Põhja-Makedoonia andmetega tuli tulemuseks -0.73 . (*Ibid.*, 2018)

1.2.2. Positiivne seos

Positiivne seos intressimäära ja majanduskasvu vahel pole erijuhtum, vaid taoline seos hakkab lähiaegadel aina rohkem silma. Lee ja Werner (2018) leidsid, et negatiivne seos intressimäära ja majanduskasvu vahel ei pruugi olla õige väita, nagu seda on teinud keskpangad. Autorite töös leidis aset positiivne korrelatsioon pikaajalise intressimäära ehk riigi 10-aastase võlakirja ja nominaalse majanduskasvu vahel, kasutades DCC-GARCH korrelatsiooni mudelit. Samale järeldusele jõuti kõigis uuritud riikides ehk nii lühiajaline- kui ka pikaajaline intressimäär liigub samasuunaliselt majanduskasvuga. Sellest tulenevalt ei ole turud tasakaalus ning majanduskasvu ennast mõjutab mõni muu kolmas monetaarpoliitika tegur, nagu pangakrediidi kogus. (*Ibid.*, 2018)

1.2.3. Mõlemasuunaline seos

Davcey *et al.* (2018) said Grangeri põhjuslikkuse testi kasutades tulemusteks, et nii Bulgaarias kui ka Põhja-Makedoonias põhjustab intressimäära taseme muudatused majanduskasvu taseme muutuseid. Lisaks jõudsid Lee ja Werner (2018) järeldusele, et majanduskasvu ise toob esile muudatused intressimäära tasemetes, mitte vastupidi. Seda tulemust toetab töös kasutatud Grangeri põhjuslikkuse test, millest selgub, et majanduskasvu taseme muutus põhjustab pikaajalise intressimäära muudatused. (Lee, Werner 2018) Davcey *et al.* (2018) töös mõjutab Rumeenias majanduskasv intressimäära taset.

1.3. Majandustegurite mõju intressimäärale

1.3.1. Inflatsioon

Inflatsiooni mõju intressimäärale on levinud uuring lähtudes Fisheri efektist. Fisher efektist tulenevalt võrdub nominaalne intressimäär reaalse intressimäära ja inflatsiooni summaga, kus reaalne intressimäär on fikseeritud ning muudatus inflatsioonis toob esile samaväärse muutuse nominaalse intressimäära puhul (Koustas, Serletis 1999). Majandusteadlased on aga saanud erinevaid tulemusi, mistõttu pole kindel, kuidas täpsemalt intressimäärad inflatsioonimäära muudatustele reageerivad. Lee (2009) ja Badillo *et al.* (2011) leidsid mõlemad oma uuringus osalise Fisheri efekti olemasolu ehk täielikku Fisheri efekti ei esinenud. Inflatsiooni muudatused tõid esile ka reaalse intressimäära muudatuse negatiivses suunas, mis on vastuolus täieliku Fisheri efektiga. Samuti Kandel *et al.* (1996) testisid oma töös Fisheri hüpoteesi, et reaalne intressimäär ja inflatsioon on omavahel sõltumatud muutujad. Autorid lükkasid hüpoteesi ümber ning töös leidis negatiivne korrelatsioon oodatava reaalse intressimäära ja inflatsiooni vahel. (*Ibid.* 1996) Berument ja Froyen (2021) leidsid aga mõlemasuunalised tulemused. Algperioodidel ajavahemikus 1844 kuni 1939 ei esinenud Fisheri efekti, kuid perioodil 1952 kuni 1992. aasta 9. kuu esines kõige tugevam seos autorite poolt uuritud ajaperioodide lõikes. Põhjuseks peetakse tunduvalt suurema ja volatiilsema inflatsioonimäära olemasolu – 8,92% keskmine pikaajaline nominaalne intressimäär. (*Ibid.* 2021) Gauthier *et al.* (2004) said tulemuseks, et ühe protsendipunkti suurune püsiv inflatsioonimäära tõus toob esile pikaajalise nominaalse intressimäära kasvu 0,6 protsendipunkti võrra. Davcey *et al.* (2018) leidsid Bulgaaria ja Rumeenia andmetega tugeva positiivse korrelatsiooni intressimäära ja inflatsiooni vahel. Autorite arvates on põhjuseks antud riikide monetaarpoliitika, mis järgis hinnataseme muudatusi. Põhja-Makedoonia andmetega aga saadi nõrk korrelatsioon. (*Ibid.* 2018)

1.3.2. Nafta hind

Nafta on üks kõige levinumaid ja kaubeldavaid tooraineid maailmas. Antud näitaja võib osutada suureks määrajaks monetaarpoliitilisel tasemel, kuna naftat tarbitakse üle maailma pea igas valdkonnas. Efektid võivad varieeruda riigiti, olenevalt, kas on tegemist naftat eksportiva või importiva riigiga. Sotoudeh ja Worthington (2015) kasutasid oma töös mittelineaarset uurimismeetodit, kus naftat importivates riikides ei saadud statistiliselt olulist seost, kuid naftat eksportivates riikides esines mittelineaarne ja asümmeetriline seos nafta hinna ja lühiajalise reaalse intressimäära vahel. (*Ibid.*, 2015) Arora ja Tanner (2013) jõudsid oma töös järeldusele, et USA lühiajaliste ja rahvusvaheliste reaalsete intressimäärade muudatused toovad esile nafta

hinna pöördvõrdelise seose ehk lühiajalise reaalse intressimäära tõus toob kaasa nafta hinna languse, mis langeb kokku varasemalt uuritud teooriaga. Ootamatu tõus ex-ante reaalses intressimääras toob kaasa nafta hinna languse. Lisaks on hakanud nafta hinnad tugevamini reageerima pikaajaliste reaalintrissimäärade muudatuste suhtes. Peamiselt mõjutab nafta hinna ja reaalse intressimäära tugevuse seost reaalse intressimäära arvutamise meetod ning väljavalitud valimi pikkus. (Arora, Tanner 2013) See väide on loogiline, kuna mudeli loomine ainult kahe muutuja vahel ei too esile sarnaseid tulemusi võrreldes sellega, kui kaasata mitmeid muutujad, mis tõstaksid mudeli seletamisvõimet. Samas Wu ja Ni (2011) uurisid Grangeri põhjuslikkuse testi abil intressimäära ja nafta hinna vahelise seose olemasolu, kus tulemustest tuli välja, et mõlemasuunalist seost ei leitud antud tegurite vahel.

1.3.3. Valitsuse võlg

Valitsuse võla suur tase tekitab investorites rohkem riskitunnet, mistõttu võib väheneda võimalike investeeringute hulk riigi majanduses (Blanchard 2019). Valitsuse võla kasv võib ajutiselt esile tuua hõivatud tööjõu ning majanduse kogutoodangu kasvu, kuid pikas perspektiivis toob intressimäära kasv esile investeeringute languse, mis omakorda mõjutab riigi SKP ning töötuse tasemeid negatiivsel suunal. Need sündmused toovad omakorda esile inflatsiooni kasvu, mis tõstab ka nominaalse intressimäära taset. (Ganguly 1980) Kõrge valitsuse võlaga riigid on sunnitud hoidma kõrgemat reaalse intressimäära taset, kui nad pidevalt laenavad raha, et kompenseerida fiskaalpoliitika kokku varisemist. Seetõttu määrab riigi valitsus oma meetodi, mille abil käsitleda valitsuse võla mahtu efektiivselt, et tagada riigile sobiv pikaajalise ja lühiajalise intressimäära taseme vahe. Antud intressimäärade vahe määrab ära ka avaliku võla riskitaseme investorite jaoks. (Alesina *et al.* 1992) Peamiselt on leitud uuringutest, et ühe protsendipunkti suurune kasv valitsuse võla ja SKP suhtes toob esile ühekohalise protsendipunkti kasvu intressimäära tasemes. Samas on leidunud ka uuringuid, kus esineb suurem protsendipunkti kasv intressimääras või seost üldse pole. (Engen, Hubbard 2004) Valitsuse võlg üksinda ei pruugi avaldada marginaalset mõju intressimäära tasemele, kuid kasv läbi valitsuse kulutuste toob kaasa suurema kasvu intressimäära tasemes (Noriaki 2006). Tulemuste suur varieeruvus uuringute lõikes võib tuleneda sellest, et kasutatavad andmed, mudelid ning valitsuse võla ning intressimäära defineerimine on vägagi erinevad. Samuti mängib suurt rolli riigi majanduse eluiga (Noriaki 2006). Engen ja Hubbard (2004) leidsid oma töös, et valitsuse võla ja SKP suhte kasv tõi esile kolme protsendipunkti kasvu reaalses intressimääras. Sarnase tulemuseni jõudis ka Edward (2019), kus autor leidis, et ühe protsendipunkti suurune kasv valitsuse võla ja SKP suhtes tõstab pikaajalist intressimäära kahe kuni kolme protsendipunkti

võrra. Noriaki (2006) jõudis oma töös järeldusele, et kasv valitsuse võla ja SKP suhtes mõjutab kergelt reaalselt pikaajalist intressimäära. Lisaks on USA valitsuse võla ja SKP suhe pidevalt suurenenud alates 1990. aastast, mille üheks kiirendajaks peetakse USA võlakirjade intressimäära langust (Caballero *et al.* 2008).

1.3.4. Säätmine

Rachel ja Smith (2015) analüüs viitab, et maailma säästugraafik on oluliselt nihkunud tänu suuremale ebavõrdsusele riikide seas. Samuti on kaasa aidanud demograafiliste jõudude suurenemine ning valitsuste eelistus säästa rohkem peale läbi elatud kriisiperioode (*Ibid.* 2015). See näitab, et riigid on hakanud olema rohkem konservatiivsemad oma tegemistes, mis seostuvad riigi investeerimise ning reservidega. Blanchard *et al.* (1984) uurisid oma töös samuti säästumäära taseme mõju läbi rakendava fiskaalpoliitika OECD riikides, kuid ei leidnud statistiliselt olulist seost reaalse intressimääraga. Ubierno ja Haksar (2012) kasutasid oma töös paneelandmete veaparandusmudelit (ECM) ning leidsid, et kui Brasiilia kodumajapidamiste säästumäär tõuseks 16,5% SKP-st pealt 22,6% SKP-st tasemele, nagu seda on Mehhikos, siis langeks Brasiilia reaalne intressimäär kahe protsendipunkti võrra. Ubierno ja Haksar (2012) peavad kodumajapidamiste säästmist kõige olulisemaks teguriks, mille abil saaks Brasiilia langetada oma reaalselt intressimäära.

1.3.5. Likviidsus

Likviidsus näitab raha hulka, millega on võimalik investoritel vabalt kaubelda ilma piiranguteta. Modigliani (1944) defineerib likviidsust turu täiuslikkuse alusel. Vara on likviidne kui turg on täiuslik ehk ühe investori ostu- või müügitehing ei mõjuta hinda lõplikult. Modigliani (1944) leiab, et likviidsuse eelistuse teooriast, mille eeskäijaks on John Maynard Keynes, ei piisa selgitamiseks, kuidas seostub lühiajaline reaalne intressimäär likviidsusega. Thoma (1994) aga leiab, et likviidsuse efekti korral esineb nominaalse intressimäära langus. Taoline liikumine on oluline, et agendid hoiaksid täiendavaid reaalaraha jääke teatud perioodi jooksul. Lühiajalises perspektiivis peetakse likviidsuse efekti domineerivaks efektiks intressimäärade suhtes, võrreldes oodatava inflatsiooniga. Pikaajaliselt pole identne seos kindel, mis on kaasanud rohkem uurimist erinevate majandusteadlaste poolt. (*Ibid.* 1994) Del Negro *et al.* (2019) peavad maailma reaalse intressimäära taseme üheks langetajaks likviidsuse vajaduse kasvu.

1.3.6. Rahapakkumine

Rahapakkumine on näitaja, mida on võimalik keskpankadel vastavalt läbi oma monetaarpoliitika mõjutada. Grossman (1981) arvates muudab monetaarpoliitika ebaefektiivseks ette teatatud ja ettearvamatu rahapakkumise muudatus ning eeldatav ratsionaalne käitumine investorite poolt. Belongia ja Ireland (2015) jõudsid oma töös järeldusele, et rahal on oluline roll intressimääraga seonduvates uuringutes. Nad kahtlevad, et rahapoliitika mängib kõigest väikest rolli uurides intressimäärasid (*Ibid.*, 2015) Rahapakkumise muudatus võib toimida ootamatult või olla ette teatud keskpanga poolt. Kui ette teatatud rahapakkumine kasvab suuremal määral kui keskpank on teinud seda varasemalt, siis investorid arvavad, et keskpank kitsendab kasvutempot varasema hulga peale. Reaalsuses aga keskpank plaaniski rahapakkumist rohkem kasvatada, mis aga toob esile intressimäära kasvu. (Engel, Frankel 1984) Lisaks uurisid Engel ja Frankel (1984) teooriat, kus väidetakse, et reaalne intressimäär püsib sama kui esineb rahapakkumise kasv ehk nominaalne intressimäär tõuseb ainult läbi inflatsiooni mitte reaalse intressimäära. Samas autorid ise leidsid, et rahapakkumise kasv toob esile ka kasvu reaalses intressimääras (*Ibid.* 1984).

Bradford (1983) uuris oma töös mõlemat nähtust ning leidis, et ootamatu muudatus rahapakkumises ei too esile muudatusi intressimäära tasemes. Samas ette teatatud rahapakkumise muudatus 6. oktoobril 1979 Föderaalreservi poolt USAs tõi esile intressimäära kasvu valitsuse võlakirjades, olenemata nende aegumise tähtajast. Kõige tugevam positiivne korrelatsioon esines M1 rahaagregaadi ja intressimäära vahel, millele aga Bradford ise ei leidnud spetsiifilist selgitust. (Bradford 1983) Vastupidiselt positiivsele seosele leidis Cochrane (1989) negatiivse seose lühiajalise raha ja intressimäära vahel. Cochrane (1989) jõudis oma töös järeldusele, et kõrgem rahamassi kasv seostub madalamate intressimääradega ühe aasta lõikes. Leitud negatiivne korrelatsioon ei põhjenda ära, kui kaua ja kui palju langevad intressimäärad, kui rahapakkumise kasv toimuks praegu. (*Ibid.* 1989)

2. ANDMED JA METOODIKA

Järgnevas peatükis kirjeldatakse töö uuringus kasutatavaid andmeid ning nende töötlemise viisi. Samuti antakse ülevaade ökonomeetrisest mudelist ning selle kasutamisest. Antud peatüki eesmärk on anda põhjalik ülevaade kasutatavatest andemetest, meetoodikast ja mudelitest.

2.1. Alandmete ülevaade ja kirjeldus

Valitud andmed tulenevad vastavalt esimeses peatükis käsitletud varasematele empiirilistele uuringutele ning teooriale antud teema lõikes. Lisaks majanduskasvule kaasatakse mudelisse erinevaid intressimäärasid mõjutavad tegurid.

Kõige olulisem muutuja antud töös on intressimäär, kus mudelitesse kaasatakse nii lühiajaline kui ka pikaajaline intressimäär, mis on antud töös endogeenseks muutujaks ning SKP kasvumäär, mis on eksogeenne muutuja. Lühiajalist intressimäära kirjeldab viimase kolme kuu rahaturu intressimäär, pikaajalist intressimäära väljendavad valitsuse võlakirjad, mille aegumise tähtaeg on kümne aasta pärast. Pikaajalise intressimäära taset on uurinud Caballero *et al.* (2018), Tokic (2016) ja paljud teised. Lisaks Tokic (2016) süvenes rohkem ka lühiajalise intressimäära taseme uurimisse. SKP kasvumäära väljendab majanduskasvu reaalsel muutust protsentides võrreldes eelmise perioodiga. Intressimäära ja SKP kasvumäära vahelist seost on uurinud mitmed autorid, kus on leitud negatiivne, positiivne kui ka mõlemasuunaline seos antud tegurite vahel. Näiteks Davcey *et al.* (2018) leidis Bulgaaria andmetega nõrga negatiivse korrelatsiooni, Rumeenias ja Põhja-Makedoonias tugeva negatiivse korrelatsiooni. Lee ja Werner (2018) leidsid aga positiivse korrelatsiooni pikaajalise intressimäära ja SKP nominaalse kasvumäära vahel. Samuti leidsid Lee ja Werner (2018), et majanduskasvu toob esile muudatused intressimäära tasemetes, mitte vastupidi. Davcey *et al.* (2018) aga leidsid oma töös, et Bulgaarias ja Põhja-Makedoonias mõjutab intressimäär SKP kasvumäära taset, Rumeenias aga vastupidi. Antud seose uurimine on oluline seetõttu, et näha, millised majandustegurid lisaks reaalse SKP kasvumäärale omavad mõju intressimäära tasemele.

Esimeseks teguriks on inflatsioonimäär, mida mõõdetakse tarbijahinnaindeksi põhjal, alusaasta 2015. Inflatsioonimäära seost intressimääraga on uuritud paljude autorite poolt läbi Fisheri efekti olemasolu, nagu Lee (2009), Badillo *et al.* (2011), Kandel *et al.* (1996) ja paljud teised. Lähtudes varasematest uuringutest pole tulemused sarnased ehk on leitud positiivne seos inflatsiooni ja intressimäära vahel, nagu seda leidsid Gauthier *et al.* (2004) ja Davcey *et al.* (2018). Samas Kandel *et al.* (1996), Berument ja Froyen (2021) ning Badillo *et al.* (2011) said tulemuseks negatiivse seose. Lisaks on leidnud varasemad autorid, et inflatsioonimäära muudatus toob esile ka reaalse intressimäära muudatuse, mida Fisheri täielik efekt ei toeta. Sellest järeldades on inflatsioonimääral mõju intressimäära tasemele, kuid pole kindel, millise suunaga antud seos esineb.

Teiseks näitajaks antud töös on nafta hind, mida väljendab toornafta ühe barreli importi hind USA dollarites. Antud näitaja seost intressimääraga on uurinud Arora ja Tanner (2013), kes leidsid, et muudatus USA lühiajalistes ning rahvusvahelistes reaalses intressimäärades toob kaasa nafta hinna languse, mis langeb kokku Arora ja Tanneri (2013) poolt uuritud varasema teooriaga. Lisaks leidsid Wu ja Ni (2011) statistiliselt olulise seose, et mõlemasuunalist seost nafta hinna ja intressimäära vahel ei leidu. Nafta hinna mõju intressimääradele pole laiaulatuslikult uuritud, mistõttu on hea vaadelda, kas antud tegur avaldab mingisugust mõju intressimäära tasemele.

Kolmandaks eksogeenseks muutujaks on valitsussektori võlg, mida väljendab valitsuse võla suhe riigi SKP-sse protsentides. Engen ja Hubbard (2004) ning Edward (2019) mõlemad leidsid, et valitsuse võla suhte kasv SKP-sse toob esile kasvu reaalses intressimääras kahe kuni kolme protsendipunkti võrra. Lisaks leidsid Engen ja Hubbard (2004) varasematest uuringutest, et valitsuse võla suhte kasv SKP-sse toob esile intressimäära taseme tõusu. Seega on valitsussektori võlg hea muutuja, mida kaasata mudelisse ning välja selgitada selle potentsiaalne mõju intressimääradele.

Neljandaks teguriks on rahapakkumine, mis on üks peamisi näitajaid majandusteadlaste jaoks intressimäära taseme hindamisel. Rahapakkumise mõju intressimääradele on oma uuringutes kirjeldanud Bradford (1983), Grossman (1981), Cochrane (1989) ja teised. Seni pole jõutud otseselt ühisele järeldusele, kuna on leitud nii positiivne (Bradford 1983) kui ka negatiivne (Cochrane 1989) seos rahapakkumise ja intressimäära taseme vahel. Samuti on rahapakkumise muutmine üks meetoditest, mida keskpank kasutab monetaarpoliitika rakendamiseks vastavalt

majandusolukorrale. Rahapakkumist väljendab M1 rahaagregaat (sularaha ning üleöödeposiit) ning M3 rahaagregaat (M1 + kahe aasta aegumistähtajaga deposiidid, kuni kolme kuu pikkused tagastatavad deposiidid ning repotehingud, rahaturufondide aktsiad/osakud ja võlakirjad kuni kaheks aastaks), kus mõlemad näitajad on sesoonselt korrigeeritud, indeksid alusaastaga 2015.

2.2. Töös kasutatavad andmed

Antud töös kasutatakse sekundaarandmeid, mis on kogutud OECD andmebaasist. Andmete intervalliks on kvartal. Kasutatavad andmed on võetud kõikide OECD riikide kohta ehk kokku 38 riiki. Valim pikkuseks on võetud ajavahemik 1970. aasta 1. kvartal kuni 2021. aasta 4. kvartal. Taoline valik tulenes sellest, et katta võimalikult pikk ajaperiood, kus andmete olemasolu iga riigi jaoks on võimalikult maksimaalne. Lisaks on tulemused usaldusväärsemad ning täpsemad, kui kasutada pikema ajaperioodiga valimit. OECD riikide hulka kuulub 38 riiki, milleks on Austraalia, Austria, Belgia, Kanada, Tšiili, Kolumbia, Costa Rica, Tšehhi, Taani, Eesti, Soome, Prantsusmaa, Saksamaa, Kreeka, Ungari, Island, Iirimaa, Iisrael, Itaalia, Jaapan, Lõuna-Korea, Läti, Leedu, Luksemburg, Mehhiko, Holland, Uus-Meremaa, Norra, Poola, Portugal, Slovakkia, Sloveenia, Hispaania, Rootsi, Sveits, Türgi, Suurbritannia ja Ameerika Ühendriigid (OECD, 2022). Ajaperioodide koguhulgaks on 208 kvartalit.

Alljärgnevas tabelis 1 on välja toodud töös kasutatavate muutujate loetelu koos andmetabelitega, mis pärinevad OECD andmebaasist.

Tabel 1. Muutujate andmetabelid

Muutuja	Andmetabel
Short R	OECD, tabel 10.1787/2cc37d77-en
Long R	OECD, tabel 10.1787/662d712c-en
SKP	OECD, tabel 10.1787/b86d1fc8-en
INF	OECD, tabel 10.1787/eee82e6e-en
OIL	OECD, tabel 10.1787/9ee0e3ab-en
DEBT	OECD, tabel Public Sector debt, consolidated, nominal value
M1	OECD, tabel 10.1787/7a23d68b-en
M3	OECD, tabel 10.1787/1036a2cf-en

Allikas: OECD andmebaas (2022), autori koostatud vabavaras *Excel*

Töö endogeenseteks muutujateks on nominaalne lühiajaline intressimäär (Short R) ning nominaalne pikaajaline intressimäär (Long R). Eksogeenseteks teguriteks on reaalne SKP

kasvumäär (SKP), inflatsioonimäär (INF), mille baasaastaks on 2015 = 100, toornafta impordi hind dollarites (OIL), valitsussektori võla suhe SKP-sse protsentides (DEBT), M1 rahaagregaat ehk kitsas raha (M1) ning M3 rahaagregaat ehk lai raha (M3), mille mõlema indeksi baasaastaks on 2015 = 100. Nii lühiajalise ja pikaajalise intressimäära arvutas autor ümber reaalseks lühiajaliseks ja pikaajaliseks intressimääraks. Selleks kasutati Fisheri meetodit ning lahutati nominaalsest intressimäärast maha inflatsioonimäära komponent. Lisaks teisendati inflatsioonimäära ning M1 ja M3 rahaagregaadi indeksid protsentideks, mis väljendavad antud tegurite muutust protsentides võrreldes eelmise kvartaliga. Toornafta impordi hind dollarites näitaja saadi andmebaasist ainult aastase intervalliga, mistõttu teisendas autor antud muutuja kvartaalseks. Selleks tuletas autor kvartaalsed andmed, kasutades valemit, mille abil arvutada kahe aasta 4. kvartalite vahemik. Seejärel jagati vahemik ära võrdseteks sammudeks. Ülejäänud tegurid jäid samale kujule nagu seda saadi OECD andmebaasist.

Töös kasutatakse paneelandmeid, mis on balansseerimata kujul. Balansseerimata andmed väljenduvad selles, et kõikide riikide kohta ei leidu kindlal ajahetkel andmeid ehk esinevad lüngad. See võib tuleneda sellest, et antud ajahetkel ei pruukinud riigid veel eksisteerida ehk nad ei omanud veel iseseisvust või riigid ei kogunud andmeid teatud näitajate kohta. Kõige rohkem vaatlusi esineb inflatsioonimäära kohta, mida on 7031 ning kõige vähem valitsussektori võla kohta, mida on 2933.

Alljärgnevas tabelis 2 on välja toodud töös kasutatavate paneelandmete kirjeldav statistika.

Tabel 2. Kirjeldav statistika

	Miinimum	Maksimum	Mediaan	Keskmine	Variatsioonikordaja
Short R, %	-3,645	47,120	3,524	4,796	1,117
Long R, %	-3,053	25,630	4,496	4,849	0,690
INF, %	-4,939	224,700	0,961	2,354	3,217
SKP, %	-19,450	23,380	0,720	0,719	2,490
M1, %	-30,740	206,500	2,711	3,699	1,580
M3, %	-93,630	66,650	2,299	3,318	1,405
DEBT, %	5,100	259,000	65,200	73,270	0,588
OIL, \$	3,900	117,800	33,650	45,070	0,650

Allikas: OECD andmebaas (2022), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Tabelis 2 on välja toodud andmete miinimumväärtus, maksimumväärtus, mediaan, keskmine ja variatsioonikordaja. Andmed on tabelis välja toodud kasutades järgnevaid lühendeid: reaalne lühiajaline intressimäär (Short R), reaalne pikaajaline intressimäär (Long R), inflatsioonimäär

(INF), reaalne majanduskasvu määr (SKP), kitsas raha ehk M1 rahaagregaat (M1), lai raha ehk M3 rahaagregaat (M3), valitsuse võla suhe SKP-sse (DEBT) ning toornafta impordi hind (OIL). Kõik muutujad on väljendatud protsentides, välja arvatud OIL, mis on USA dollarites.

Kirjeldava statistika tabelist on näha, et esineb ekstreemseid väärtuseid, eriti inflatsioonimäär ning M1 ja M3 rahaagregaatide puhul. Põhjuseks võib olla asjaolu, et majanduskriisi perioodide ajal pidid riikide keskpangad emiteerima rohkem raha, mille abil stabiliseerida riigi finantssektori olukorda. Ekstreemsete väärtuste mõju vähendamiseks mudeli koostamisel logaritmit autor antud muutujad. Lisaks on huvitav näha, et teatud kvartalil tõusis reaalne lühiajaline intressimäär 47,12% ning reaalne pikaajaline intressimäär 25,63%, mis on väga haruldane. Variatsioonikordajate põhjal on näha, et kõige rohkem varieerub inflatsioonimäär oma keskmisest, kõige vähem valitsuse võla suhe SKP-sse.

2.3. Uurimismetoodika

Uurimismetoodika õige käekäik on oluline, et lõplik mudel koos saadud tulemuste ning sellest tulenevate järeldustega oleks õiglane. Paneelandmed katavad suure ulatusega nii aegrea kui ka ristanndmete komponente, mis aitavad kaasa õiglase lõpliku mudeli koostamisele. Lisaks on oluline läbi viia kõik vajalikud testid, et veenduda mudeli sobivuses.

Mudeli koostamisel testib autor mõlema endogeense muutuja, reaalne lühiajaline ning reaalne pikaajaline intressimäär, sobivust. Kõigepealt koostatakse ühendatud regressioonmudel vähimruutude meetodi abil (*pooled OLS*). Selle abil võetakse välja statistiliselt mitteolulised muutujad, mis ei oma tähtsust mudeli olulisuse seletamisel. Peale mitteoluliste tegurite eemaldamist testitakse, kumb mudel sobib rohkem – ühendatud regressioonmudel vähimruutude meetodil või paneelandmete mudel, nagu fikseeritud või juhuslike efektidega mudel. Mudeli valimisel lähtutakse paneelandmete spetsifikatsioonide testidest (*Panel specification test*), kus on läbi viidud Breusch-Pagani ning Hausmani testid. Kui Breusch-Pagani test annab sisuka hüpoteesi, siis on fikseeritud mudeli kasutamine parem. Kui Hausmani testi korral esineb nullhüpotees, siis kasutatakse edasi juhuslike efektidega mudelit. (Paas 1995)

Fikseeritud efektidega mudeli kuju on järgmine:

$$y_{it} = b_i + b_2x_{2it} + b_3x_{3it} + b_4x_{4it} + b_5x_{5it} + b_6x_{6it} + b_7x_{7it} + u_{it} \quad (1)$$

kus
 y_{it} – reaalne pikaajaline intressimäär või reaalne lühiajaline intressimäär (%),
 b_i – vabaliige,
 x_2 – inflatsioonimäär (%),
 x_3 – reaalne SKP kasvumäär (%),
 x_4 – M1 rahaagregaat (%),
 x_5 – M3 rahaagregaat (%),
 x_6 – valitsuse võla suhe SKP-sse (%),
 x_7 – toornafta impordi hind (dollar),
 u_{it} – kombineeritud veakomponent.

Antud mudelis kasutatakse sõltuvaks muutujaks nii reaalsel pikaajalist kui ka lühiajalist intressimäära. Mudeli lõplik valik tuleneb sellest, kumb mudel on statistiliselt oluline, läbib rohkem teste ning omab suuremat seletamisvõimet.

Juhuslike efektidega mudel on järgmine:

$$y_{it} = b_i + b_2x_{2it} + b_3x_{3it} + b_4x_{4it} + b_5x_{5it} + b_6x_{6it} + b_7x_{7it} + w_{it}, w_{it} = \delta_{it} + u_{it} \quad (2)$$

kus
 y_{it} – reaalne pikaajaline intressimäär või reaalne lühiajaline intressimäär (%),
 b_i – vabaliige,
 x_2 – inflatsioonimäär (%),
 x_3 – reaalne SKP kasvumäär (%),
 x_4 – M1 rahaagregaat (%),
 x_5 – M3 rahaagregaat (%),
 x_6 – valitsuse võla suhe SKP-sse (%),
 x_7 – toornafta impordi hind (dollar),
 δ_{it} – ristanndmete veakomponent,
 u_{it} – kombineeritud veakomponent.

Sarnaselt fikseeritud efektidega mudeli puhul testitakse nii reaalse pikaajalise ning lühiajalise intressimäära sobivust endogeense muutujana.

2.4. Andmete ja mudelite testimine

Andmete testimise abil leitakse sobiv mudeli kuju, vastavalt kas ühendatud regressioonmudel vähimruutude meetodil, fikseeritud efektidega mudel või juhuslike efektidega mudel. Testide läbiviimisel, muutujate ning mudeli olulisuse langetamiseks kasutatakse usalduspiire 90%. Olulisuse nivooks on $\alpha = 0,1$ ehk 10%.

Esimese sammuna testib autor sesoonsuse olemasolu, mis võib esineda kvartaalsetel andmetel. Selleks lisab autor sesoonsuse fiktiivsed tunnused mudelisse. Kui fiktiivsete tunnuste eemaldamine ei mõjuta oluliselt mudelit, siis on nende eemaldamine õigustatud. Kui mudel halveneb oluliselt, tuleb fiktiivsed tunnused sisse jätta. (Paas 1995) Järgmise sammuna testib autor statsionaarsust. See on oluline, et tagada lõplikust mudelist tulenevad usaldusväärsed ja õiglased tulemused, mille kohta teeb autor hiljem järeldused. Statsionaarsuse testimiseks kasutatakse IPS (*Im, Pesaran, Shin*) ühikjuure protsessi programmis *Eviews*. Kui andmed on töödeldud õigele kujule, siis koostatakse kõigepealt ühendatud regressioonimudel vähimruutude meetodi abil. Seejärel otsustatakse, lähtudes testidest, millist mudelit kasutada – kas fikseeritud efektidega mudel või juhuslike efektidega mudel, nagu varasemalt kirjeldatud.

Kõigepealt hinnatakse multikollineaarsuse olemasolu, et tagada, et eksogeensed muutujad poleks omavahel tugevas korrelatsioonis, mis tooks esile eksitavad tulemused mudelis. Paneeländmed ise juba vähendavad potentsiaalselt multikollineaarsuse olemasolu, kuid siiski tuleb antud test läbi viia, et tagada andmete usaldusväärsus. Antud testi läbiviimiseks kasutatakse VIF (*Variance Inflation Factors*) kordajat. Test viiakse läbi ühendatud regressioonanalüüsi mudeliga.

Järgnevalt testitakse mudeli kuju sobivust kasutades Ramsey RESET testi. Õige mudeli kuju kasutamine toob kaasa efektiivsemad ning õiglasemad tulemused. Kui mudeli kuju ei sobi, tuleb seda võimalusel muuta. Seejärel kontrollitakse heteroskedastiivsuse olemasolu, kasutades White'i testi ühendatud regressioonanalüüsis ning grupiviisilist heteroskedastiivsust fikseeritud efektidega mudeli puhul ehk Waldi testi. Heteroskedastiivsuse esinemisel tuleb kasutada teistsugust mudeli kuju, vajadusel logaritmid kasutatavaid muutujaid või kasutada kohandatud standardvigasid, kui eelnevad meetodid ei aita. Heteroskedastiivsuse eemaldamine on oluline, kuna muidu saadud parameetrite hinnangud ei ole mõjusad ning tulemused on valed. (Paas 1995, 222-223) Viimasena testitakse autokorrelatsiooni olemasolu, kasutades Wooldridge'i testi. See on oluline testida, kuna juhuslike efektidega mudeli puhul ei tohi olla erinevused regressoritega korrelatsioonis. Muidu parameetrite hinnangud ei ole mõjusad. (Paas 1995, 209-214)

3. EMPIIRILINE UURING

Käesolevas peatükis antakse ülevaade ökonomeetrilise mudeliga saadud tulemustest ning neist tulenevalt järeldused. Viiakse läbi korrelatsioonanalüüs, ühendatud regressioonanalüüs vähimruutude meetodil, fikseeritud efektidega mudeli ja juhuslike efektidega mudeli analüüsid. Seejärel tuuakse välja lõplik mudel koos tulemuste ja järeldustega. Viiakse läbi testid, mis on eelnevalt välja toodud alapeatükis 2.4.

3.1. Korrelatsioonanalüüs

Enne mudeli koostamist viiakse läbi korrelatsioonanalüüs, et vajadusel eemaldada eksogeensed muutujad, mis on omavahel tugevas korrelatsioonis. Järgnevalt on tabelis 3 välja toodud mudelis kasutatavate muutujate korrelatsioonimaatriks.

Tabel 3. Korrelatsioonimaatriks

	SKP	Short R	Long R	DEBT	OIL	INF	M1	M3
SKP	1							
Short R	-0,0071	1						
Long R	-0,0231	0,8463	1					
DEBT	-0,2795	-0,0369	0,0513	1				
OIL	-0,0208	-0,1159	-0,1212	-0,0067	1			
INF	0,0340	0,4353	0,2443	-0,0386	-0,0347	1		
M1	0,0943	0,1832	0,0521	0,0856	-0,0428	0,3848	1	
M3	0,0734	0,4205	0,2120	-0,0554	-0,0449	0,5483	0,5441	1

Allikas: OECD andmebaas (2022), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Korrelatsioonimaatriksist on näha, et ainuke tugev korrelatsioon esineb reaalse lühiajalise ning reaalse pikaajalise intressimäära vahel. Antud seost on uurinud Tokic (2016), kes leidis, et lühiajaline intressimäär omab tugevat mõju pikaajalise intressimäära suhtes läbi keskpankade monetaarpoliitika. Järgnevalt paistab välja mõõduka tugevusega positiivne seos M1 ja M3 rahaagregaadi ning inflatsioonimäära vahel, vastavalt 0,3848 ja 0,5483. See on loogiline, kuna keskpangad kehtestavad vastava raha emiteerimise plaani, et saavutada teatud nominaalse intressimäära tase, mis omab ka inflatsioonimäära komponenti. (Engel, Frankel 1984) Lisaks

omab inflatsioonimäär mõõdukat mõju reaalse lühiajalise intressimäära tasemele, Pearsoni korrelatsioonikordaja 0,4353. Positiivse seose on leidnud ka Gaucier *et al.* (2004) ja Davcey *et al.* (2018) oma töödes. Peamine seos, mida töö raames uuritakse, intressimäära ja majanduskasvu vahel on peaaegu olematu, kus reaalse lühiajalise intressimäära ja reaalse SKP kasvumäära Pearsoni korrelatsioonikordaja on -0,0071, seos reaalse pikaajalise intressimääraga on -0,0231. Mõlemad muutujad on reaalse SKP kasvumääraga negatiivses seoses, kus sarnase suunaga seose leidsid ka Davcey *et al.* (2018), kuid leitud negatiivsed korrelatsioonikordajad on väga madalad ehk korrelatsioon praktiliselt olematu. Veel hakkab silma nõrk negatiivne korrelatsioon valitsuse võla suhe SKP-sse ning reaalse SKP kasvumäära näitajate vahel, kus korrelatsioonikordajaks on -0,2795. Antud seos on loogiline selles mõttes, et valitsuse võla vähenemisel muutub riik finantsiliselt iseseisvamaks, mis võib olla ettevõtetele ja investoritele riski maandav juhtum ning suurendab nende kindlustunnet investeerida rohkem. Ülejäänud muutujate vahel on väga nõrk positiivne või negatiivne korrelatsioon. Antud töö raames ei kasutata eksogeense muutujana reaalselt lühiajalist ega pikaajalist intressimäära, kuna nende muutujate vahel esineb tugev korrelatsioon, mis võib esile tuua näiliselt paremad tulemused.

3.2. Ühendatud regressioonanalüüs

Esimesena viiakse läbi ühendatud regressioonanalüüs vähimruutude meetodil. Selleks peab kõigepealt veenduma andmete statsionaarsuses, et edaspidised testid oleksid usaldusväärsed. Alljärgnevas tabelis 4 on välja toodud ühikjuure testi tulemused.

Tabel 4. Ühikjuure testi tulemused

	Im, Pesaran Shin testi p väärtus	Testi tulemus	Im, Pesaran, Shin 1. järku diferents p väärtus	Testi tulemus
Short R	0,000	on statsionaarne	-	-
Long R	0,000	on statsionaarne	-	-
INF	0,000	on statsionaarne	-	-
SKP	0,000	on statsionaarne	-	-
M1	0,000	on statsionaarne	-	-
M3	0,000	on statsionaarne	-	-
DEBT	0,999	ei ole statsionaarne	0,000	on statsionaarne
OIL	1,000	ei ole statsionaarne	0,000	on statsionaarne

Allikas: OECD andmebaas (2022), autori koostatud programmis *Eviews*

Paneelandmete puhul on objektide ehk riikide arv oluliselt väiksem kui ajaperioodide ehk kvartalite arv, mistõttu peab statsionaarsust testimata. Statsionaarsuse saavutamiseks tuleb

eemaldada vastav aegrea trend. Statsionaarsuse testimiseks kasutatakse individuaalset ühikjuure testi Im, Pesaran, Shin programmis Eviews. Ühikjuure esinemisel kasutatakse ühikjuure eemaldamiseks 1. järku diferentsi.

Tabelist 4 on näha, et statsionaarsed ei ole muutujad valitsuse võla suhe SKP-sse ning toornafta impordi hind dollarites. Nende muutujatega viidi uuesti läbi Im, Pesaran, Shin test, kasutades seekord muutujate 1. järku diferentsi. Tulemuseks saadi, et valitsuse võla suhe SKP-sse ja toornafta impordi hind on 1. järku diferentsi korral statsionaarsed. Seega on kõikide muutujate statsionaarsus tagatud ning võib edasi liikuda ühendatud regressioonanalüüsi koostamise ja testimise juurde. Viimase sammuna enne mudelite koostamist logaritmitakse inflatsioonimäära ja M1 ning M3 rahaagregaatide muutujad, kuna nende tegurite hulgas leidsid ekstreemsed väärtused (vt Tabel 2). Logaritmi kasutamine aitab vähendada ka heteroskedastiivsuse esinemise tõenäosust (Paas 1995, 222-223).

Järgnevalt koostatakse ühendatud regressioonimudel vähimruutude meetodil, mille käigus viiakse läbi eelnevalt mainitud testid, nagu mudeli õiglase kuju määramine ehk Ramsey RESET test, heteroskedastiivsuse kontrollimine, kontrollitakse autokorrelatsiooni olemasolu läbi Wooldridge'i testi ning hinnatakse multikollineaarsuse olemasolu. Ühendatud regressioonimudel aitab määrata eksogeensed muutujad, mis ei ole statistiliselt olulised mudeli seletamisel. Lisaks viiakse läbi kahe erineva mudeli testimine, kus endogeenseks muutujaks on vastavalt reaalne lühiajaline intressimäär ja reaalne pikaajaline intressimäär. Mudelit, kus jääb sisse rohkem eksogeenseid muutujaid, mille seletamisvõime on suurem ning mis läbib rohkem teste, kasutatakse edaspidises testimises. Samuti jätkatakse edasi ainult mudeliga, kuhu jääb sisse peamine eksogeenne muutuja, reaalne SKP kasvumäär, mille seost intressimääraga antud töö raames uuritakse.

3.2.1. Algsed mudelid

Algselt koostatakse ühendatud regressioonanalüüs vähimruutude meetodil, kasutades endogeense muutujana nii reaalsel lühiajalist intressimäära kui ka reaalsel pikaajalist intressimäära. Lisaks on mudelitesse kaasatud kõik eksogeensed muutujad. Algsed ühendatud regressioonanalüüsi mudelid on välja toodud tabelis 5 (vt Tabel 5).

Tabelist 5 on näha, et reaalse lühiajalise intressimäära mudelis on statistiliselt mitteolulised muutujad reaalne SKP kasvumäär, valitsuse võla suhe SKP-sse ning toornafta hind. Reaalse

pikaajalise intressimäära puhul on statistiliselt mitteolulised muutujad reaalne SKP kasvumäär, valitsuse võla suhe SKP-sse, toornafta hind ning M1 rahaagregaat.

Tabel 5. Ühendatud regressioonanalüüsi algsed mudelid

Muutujad	Reaalne lühiajaline intressimäär			Reaalne pikaajaline intressimäär		
	koefitsient	standardviga	olulisuse tõenäosus p	koefitsient	standardviga	olulisuse tõenäosus p
Const	0,0524	0,0086	$1,81 \cdot 10^{-9}$	0,0530	0,0083	$2,65 \cdot 10^{-10}$
SKP	0,0065	0,0774	$9,33 \cdot 10^{-1}$	0,0666	0,0747	$3,73 \cdot 10^{-1}$
INF	0,0033	0,0011	$3,30 \cdot 10^{-3}$	0,0027	0,0011	$1,22 \cdot 10^{-2}$
DEBT	-0,0297	0,0536	$5,79 \cdot 10^{-1}$	-0,0121	0,0514	$8,14 \cdot 10^{-1}$
OIL	-0,0003	0,0003	$2,50 \cdot 10^{-1}$	-0,0002	0,0003	$5,00 \cdot 10^{-1}$
M1	-0,0042	0,0012	$6,00 \cdot 10^{-4}$	-0,0017	0,0011	$1,35 \cdot 10^{-1}$
M3	0,0067	0,0014	$1,14 \cdot 10^{-6}$	0,0031	0,0013	$2,01 \cdot 10^{-2}$

Allikas: OECD andmebaas (2022), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisaks on mõlema mudeli puhul vaatluste arv madal, kokku mudelisse kaasatud 647 vaatlust. Oluline on saada mudel, kus on sees võimalikult palju vaatlusi, mis aitab saada usaldusväärsemad tulemused. Tabelis 5 välja toodud mudelite tulemused on välja toodud vastavalt lisades 1 ja 2 (vt Lisa 1,2).

3.2.2. Lõplikud mudelid

Alljärgnevas tabelis 6 on välja toodud lõplikud mudelid, nii reaalse lühiajalise intressimäära kui ka reaalse pikaajalise intressimäära kohta. Antud mudelid saadi, kasutades algseid mudeleid, kust eemaldati ükshaaval ära muutujad, mis polnud statistiliselt olulised.

Tabel 6. Ühendatud regressioonanalüüsi lõplikud mudelid

Muutujad	Reaalne lühiajaline intressimäär			Reaalne pikaajaline intressimäär		
	koefitsient	standardviga	olulisuse tõenäosus p	koefitsient	standardviga	olulisuse tõenäosus p
Const	0,195	0,0182	$3,01 \cdot 10^{-9}$	0,092	0,0089	$4,29 \cdot 10^{-12}$
SKP	-0,165	0,0585	$1,14 \cdot 10^{-2}$	-0,070	0,0386	$7,82 \cdot 10^{-2}$
INF	0,017	0,0018	$1,12 \cdot 10^{-8}$	0,008	0,0015	$2,80 \cdot 10^{-6}$
M3	0,014	0,0029	$2,00 \cdot 10^{-4}$	-	-	-

Allikas: OECD andmebaas (2022), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lõplikes mudelites saadi vaatluste arv suurem kui algsetes, vastavalt reaalse lühiajalise intressimäära mudelis 1992 vaatlust, pikaajalises 3901 vaatlust (vt Lisa 3,4).

Reaalse lühiajalise intressimäära mudelis osutusid statistiliselt oluliseks konstant, reaalne SKP kasvumäär, inflatsioonimäär ja M3 rahaagregaat. Reaalse SKP kasvumäära ühe protsendipunkti suurune tõus toob esile 0,165%-punkti languse reaalse lühiajalise intressimäära tasemes. Sarnaselt leidsid negatiivse seose Davcey *et al.* (2018). Inflatsioonimäära tõus ühe protsendipunkti võrra toob kaasa 0,017%-punkti tõusu reaalse lühiajalise intressimäära tasemes. Sarnaselt leidsid Gauthier *et al.* (2004) ja Davcey *et al.* (2018) positiivse seose inflatsioonimäära ja intressimäära vahel. Samas kui M3 rahaagregaat kasvab ühe protsendipunkti võrra, siis reaalne lühiajaline intressimäär tõuseb 0,014% võrra. See langeb kokku Bradford (1983) leitud positiivse seosega M3 rahaagregaadi ja intressimäära vahel. Kõik muutujad on statistiliselt olulised nivool $\alpha = 0,05$. Mudel seletab ära reaalse lühiajalise intressimäära olemasolu 23,4% ulatuses (vt Lisa 3). Lisaks on mudel kui tervik statistiliselt oluline tõenäosusel $p = 1,19 \cdot 10^{-7}$ (vt Lisa 3). Ramsey RESET testi olulisuse tõenäosuseks saadi $p = 7,65 \cdot 10^{-64}$ (vt Lisa 5) ehk mudeli kuju ei ole sobilik. Heteroskedastiivsus esineb – White'i testi olulisuse tõenäosuseks saadi $p = 2,24 \cdot 10^{-63}$ (vt Lisa 6) ehk kehtib sisukas hüpotees. Selleks kasutatakse mudelis kohandatud standardvigu. Samuti esineb jääkliikmete vahel autokorrelatsioon – Woolridge'i testi olulisuse tõenäosus $p = 1,89 \cdot 10^{-18}$ (vt Lisa 7). Lisaks hinnati multikollineaarsuse olemasolu VIF kordajate abil, milleks saadi vastavalt SKP = 1,008, INF = 1,231 ning M3 = 1,240 (vt Lisa 8). Kordajad on väiksemad kui 10 ehk multikollineaarsuse probleemi ei esine. Viimasena hinnati ühendatud regressioonanalüüsi sobivust võrreldes fikseeritud efektide ja juhuslike efektide mudelitega. Objektispetsiifiliste vabaliikmete statistilise testi olulisuse tõenäosuseks saadi $p = 2,08 \cdot 10^{-26}$ ehk tuleb kasutada fikseeritud efektidega mudelit ühendatud regressioonanalüüsi asemel (vt Lisa 9). Breusch-Pagani testi olulisuse tõenäosus on $p = 1,69 \cdot 10^{-79}$ ehk juhuslike efektidega mudelit tuleb kasutada ühendatud regressioonanalüüsi asemel (vt Lisa 9). Otsustav test, mille abil valida fikseeritud ja juhuslike efektidega mudeli vahel, on Hausmani test. Hausmani testi olulisuse tõenäosuseks saadi $p = 0,016$ (vt Lisa 9) ehk juhuslike efektidega mudelit ei tohi kasutada, kuna hinnangud ei ole mõjusad ning korrelatsioon esineb regressorite ning juhuslike liikmete vahel (Baltagi 2005, 66-67). Seejärel tuleb edasi kasutada fikseeritud efektidega mudelit.

Reaalse pikaajalise intressimäära mudeli puhul on statistiliselt olulised konstant, reaalne SKP kasvumäär ja inflatsioonimäär. M3 rahaagregaat on aga statistiliselt mitteoluline muutuja. Võrreldes reaalse lühiajalise intressimäära mudeliga on kõikide tegurite koefitsiendid madalamad. Reaalse SKP kasvumäära ühe protsendipunkti suurune tõus toob esile 0,07%-punkti languse reaalse pikaajalise intressimäära tasemes. Sarnaselt lühiajalisele intressimäärale esineb negatiivne seos reaalse SKP kasvumäära ja reaalse pikaajalise intressimäära vahel.

Inflatsioonimäärade tõus ühe protsendipunkti võrra toob kaasa 0,008%-punkti tõusu reaalse pikaajalise intressimäärade tasemes. Kõik muutujad on statistiliselt olulised nivool $\alpha = 0,05$, välja arvatud reaalne SKP kasvumäär, mis on statistiliselt oluline nivool $\alpha = 0,1$. Mudel seletab ära reaalse pikaajalise intressimäärade olemasolu 6,23% ulatuses (vt Lisa 4), mis on madalam kui reaalse lühiajalise intressimäärade mudeli puhul. Mudel on statistiliselt oluline, $p = 1,24 \cdot 10^{-6}$ (vt Lisa 4). Ramsey RESET testi puhul saadi sisukas hüpotees, olulisuse tõenäosus $p = 3,02 \cdot 10^{-22}$ (vt Lisa 10) ehk mudeli kuju ei ole sobilik. White'i testi olulisuse tõenäosus $p = 0,00$ (vt Lisa 11) ehk heteroskedastiivsus esineb, tuleb kasutada kohandatud standardvigu. Jätkliikmete autokorrelatsioon esineb, Woolridge'i testi olulisuse tõenäosus on $p = 8,51 \cdot 10^{-38}$ (vt Lisa 12). Multikollinearsusega probleeme ei esine, VIF kordaja saadi vastavalt SKP = 1,001 ning INF = 1,001 (vt Lisa 13). Samuti viimase sammuna viidi läbi objektispetsiifiliste vabaliikmete statistilise olulisuse test, mille olulisuse tõenäosuseks saadi $p = 4,17 \cdot 10^{-108}$ (vt Lisa 14) ehk fikseeritud efektidega mudel on parem. Breusch-Pagani testi olulisuse tõenäosus on $p = 0,00$ ehk juhuslike efektidega mudelit tuleb kasutada ühendatud regressioonanalüüsi asemel (vt Lisa 14). Hausmani testi olulisuse tõenäosuseks saadi $p = 0,0003$ (vt Lisa 14) ehk juhuslike efektidega mudelit ei tohi kasutada. Edasi jätkatakse fikseeritud efektide mudeliga.

3.3. Fikseeritud efektidega mudel

Fikseeritud efektidega mudeli puhul on kaks valikut: LSDV (*Least Square Dummy Variable*) mudel ehk kasutatakse fiktiivseid tunnuseid või grupisisene mudel. Antud töö raames jäetakse LSDV mudel välja, kuna erinevate objektide ehk riikide arv on väga suur, mistõttu saadud hinnangud tuleksid ebamõjusad. (Baltagi 2005, 18)

Tabel 7. Fikseeritud efektidega mudelid

Muutujad	Reaalne lühiajaline intressimäär			Reaalne pikaajaline intressimäär		
	koefitsient	standardviga	olulisuse tõenäosus p	koefitsient	standardviga	olulisuse tõenäosus p
Const	0,178	0,0167	$3,30 \cdot 10^{-9}$	0,082	0,0072	$2,13 \cdot 10^{-13}$
SKP	-0,180	0,0515	$2,60 \cdot 10^{-3}$	-0,058	0,0367	$1,23 \cdot 10^{-1}$
INF	0,016	0,0019	$1,02 \cdot 10^{-7}$	0,006	0,0014	$7,51 \cdot 10^{-5}$
M3	0,011	0,0029	$1,50 \cdot 10^{-3}$	-	-	-

Allikas: OECD andmebaas (2022), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Tabelis 7 on välja toodud fikseeritud efektidega mudelite tulemused. Kõik kasutatud muutujad ühtivad ühendatud regressioonanalüüsi omadega (vt Tabel 6). Kogu mudel välja toodud vastavalt lisades 15 ja 16 (vt Lisa 15,16). Ühendatud regressioonanalüüsis esines heteroskedastiivsus, mistõttu kasutati ka fikseeritud efektidega mudelite puhul kohandatud standardvigu.

Reaalse lühiajalise intressimäära fikseeritud efektidega mudeli puhul on sarnaselt ühendatud regressioonanalüüsile kõik mudelisse kaasatud muutujad statistiliselt olulised. Mudel tervikuna on statistiliselt oluline, $p = 4,163 \cdot 10^{-23}$ ehk grupisene mudel on parem kui ühendatud regressioonanalüüsi mudel (vt Lisa 15). Vabaliikme koefitsiendiks saadi 0,178, mis grupisese mudeli puhul näitab riikide vabaliikmete aritmeetilist keskmist (Gujarati 2009, 602-606). Reaalse SKP kasvumäära koefitsient on natuke suurem kui ühendatud regressioonanalüüsi korral, vastavalt -0,18 võrreldes -0,165-ga (vt Tabel 6). Seega reaalse SKP kasvumäära ühe protsendipunkti suurune tõus toob esile 0,18% languse reaalse lühiajalise intressimäära tasemes, inflatsioonimäära ühe protsendipunkti suurune kasv suurendab reaalselt lühiajalist intressimäära 0,016%-punkti võrra ning M3 rahaagregaadi ühe protsendipunkti suurune kasv toob esile vastavalt 0,011% kasvu reaalse lühiajalise intressimäära tasemes. Sõltuva tunnuse koguhajuvusest on ära seletatud 19,11% (vt lisa 15). Waldi testi olulisuse tõenäosuseks saadi $p = 1,413 \cdot 10^{-40}$ ehk heteroskedastiivsus esineb (vt Lisa 17). Viimaseks testiti jääkliikmete autokorrelatsiooni olemasolu, kus Woolridge'i testi olulisuse tõenäosuseks saadi $p = 2,316 \cdot 10^{-6}$ ehk jääkliikmete autokorrelatsioon esineb (vt Lisa 18).

Reaalse pikaajalise intressimäära fikseeritud efektidega mudeli puhul kõikide muutujate standardvead vähenesid võrreldes ühendatud regressioonanalüüsi mudeliga. Mudel on statistiliselt oluline, $p = 6,271 \cdot 10^{-97}$ ehk tuleb eelistada grupisest mudelit ühendatud regressioonanalüüsi mudelile (vt Lisa 16). Vabaliikme koefitsient on 0,082. Reaalse SKP kasvumäära koefitsient suurenes võrreldes ühendatud mudeliga, vastavalt -0,07 pealt -0,058 peale (vt Tabel 6). Samas reaalne SKP kasvumäär pole statistiliselt oluline muutuja, olulisuse tõenäosus on $p = 0,123$ ehk suurem kui olulisuse nivoo $\alpha = 0,1$. Inflatsioonimäära ühe protsendipunkti suurune tõus toob esile 0,006 protsendipunkti kasvu reaalse pikaajalise intressimäära tasemes. Sõltuva muutuja koguhajuvusest on ära seletatud 4,21% (vt Lisa 16), mis on oluliselt madalam kui reaalse lühiajalise intressimäära grupisese mudeli puhul.. Samamoodi esines heteroskedastiivsus – Waldi testi olulisuse tõenäosus $p = 0$ (vt Lisa 19). Lisaks esines jääkliikmete vaheline autokorrelatsioon – Woolridge'i testi olulisuse tõenäosus $p = 5,663 \cdot 10^{-10}$ (vt Lisa 20).

3.4. Empiirilise uuringu tulemused ja järeldused

Töös püstitatud hüpoteesiks on, et intressimäära ja majanduskasvu vahel esineb positiivne seos, kus endogeenseks muutujaks on intressimäär. Hüpotees aga ei leidnud kinnitust, kuna kõik koostatud mudelid, nii ühendatud regressioonanalüüsi kui ka fikseeritud efektidega mudelid, andsid intressimäära ja majanduskasvu vahel negatiivse seose. Kõige paremaks mudeliks osutus reaalse lühiajalise intressimäära fikseeritud efektidega mudel, mis on statistiliselt oluline koos reaalse SKP kasvumäära muutujaga. Reaalse pikaajalise intressimäära mudeli puhul osutus reaalse SKP kasvumäär statistiliselt mitteoluliseks muutujaks. Lisaks on reaalse lühiajalise intressimäära grupisisese mudeli koguhajuvuse seletamisvõime 19,11%, mis on suurem kui reaalse pikaajalise intressimäära mudelis, 4,21%. Reaalse SKP kasvumäära ühe protsendipunkti tõus toob esile 0,18% languse reaalse lühiajalise intressimäära tasemes ehk esineb negatiivne seos. Varasemates empiirilistes uuringutes said negatiivse seose ka Davcey *et al.* (2018), kes leidsid Rumeenia andmetega $-0,85$ ja Põhja-Makedoonia andmetega $-0,73$ korrelatsioonikordajad. Lisaks andis korrelatsioonimaatriks väga nõrga negatiivse seose reaalse lühiajalise, pikaajalise intressimäära ning SKP kasvumäära vahel, vastavalt $-0,0071$ ning $-0,0231$.

Teiste tegurite seosed osutusid vastupidiseks SKP kasvumäärale. Inflatsioonimäär ja M3 rahaagregaat osutusid statistiliselt oluliseks reaalse lühiajalise intressimäära mudelites. Inflatsioonimäära ühe protsendipunkti suurune kasv toob esile 0,016 protsendipunkti kasvu reaalse lühiajalise intressimäära tasemes, M3 rahaagregaadi ühe protsendipunkti kasv toob esile 0,011 protsendipunkti kasvu reaalse lühiajalise intressimäära tasemes. Sarnaselt leidsid Davcey *et al.* (2018) ja Gauthier *et al.* (2004) positiivse seose inflatsioonimäära ja intressimäära vahel. Bradford (1983) ning Engel ja Frankel (1984) leidsid samuti positiivse seose intressimäära ja rahapakkumise vahel.

Kõik vajalikud testid viidi läbi nii ühendatud mudelitega kui ka fikseeritud efektide mudelitega. Multikollinearsuse probleemi ei esinenud ühendatud regressioonanalüüsi mudelitega. Mudeli kuju ei olnud sobilik ühendatud mudelis vastavalt Ramsey RESET testile Jäakliikmete vahel esines autokorrelatsioon mõlema mudeli puhul. Heteroskedastiivsusest ei suudetud vabaneda, mistõttu kasutati kohandatud standardvigu mõlema mudeli puhul. Seetõttu ei pruugi saadud tulemused olla väga adekvaatsed.

KOKKUVÕTE

Antud bakalaureusetöö eesmärgiks oli välja selgitada intressimäära ja majanduskasvu mõjutavad tegurid ning modelleerida nende vaheline ökonomeetiline seos. Eesmärgi täitmiseks püstitati uurimisküsimused ning -ülesanded. Püstitatud uurimisküsimused on:

- 1) Kas intressimäära ja majanduskasvu vahel esineb seos?
- 2) Milliste järeldusteni on jõudnud teised autorid oma varasemates töödes?
- 3) Millised tegurid mõjutavad intressimäära?
- 4) Kui suures osas on võimalik ära seletada intressimäärasid töös kasutatavate majandusnäitajate poolt?

Uurimisküsimustele vastuste saamiseks püstitati järgnevad uurimisülesanded:

- 1) Anda ülevaade teoreetilistest ja empiirilistest uuringutest, mille abil selgitada intressimäära ja majanduskasvu olemasolu ning võimalikku seost.
- 2) Formuleerida ökonomeetiline mudel, et analüüsida erinevate majandustegurite mõju intressimäärale, keskendudes peamiselt intressimäära ja majanduskasvu vahelisele seosele.

Töö hüpoteesiks on, et intressimäära ja majanduskasvu vahel esineb positiivne seos, kus endogeenseks muutujaks on intressimäär. Antud hüpotees ei leidnud kinnitust – intressimäära ja majanduskasvu vahel leiti negatiivse seos. Näitajate vahel esines statistiliselt oluline seos, kus reaalse SKP kasvumäära tõus ühe protsendipunkti võrra toob esile 0,18 protsendipunkti languse reaalse lühiajalise intressimäära tasemes. Mudelis osutusid statistiliselt olulisteks ka tegurid inflatsioonimäär, M3 rahaagregaat kui ka vabaliige. Valitsuse võla suhe SKP-sse, toornafta hind ning M1 rahaagregaat ei osutunud statistiliselt oluliseks niivõrd $\alpha = 0,1$. Peamisteks probleemideks jäid heteroskedastiivsuse esinemine, jääkliikmete vaheline autokorrelatsioon ning mudeli ebasobilik kuju ühendatud mudeli korral.

Järgnevates uuringutes antud seose raames võib kasutada teistsuguseid andmeid, nagu näiteks ainult aegread, mille abil leida parema kuju ja seletamisvõimega mudel. Lisaks tasub uurida teisi ülemaailmseid riikide organisatsioone, et näha võimalikke erinevusi riikide raames ning võimalusel leida täiuslikumad andmed iga riigi kohta. Samuti on võimalik kaasata juurde teistsuguseid tegureid, mis on võimelised paremini seletama intressimäära ja majanduskasvu vahelist seost.

SUMMARY

RELATIONSHIP BETWEEN INTEREST RATES AND ECONOMIC GROWTH IN OECD COUNTRIES

Karel Äär

The level of interest rates has been under observation by many economists to understand better which factors are more influencing the level of interest rates. The aim of this paper is to identify the factors influencing interest rates and economic growth and to model the econometric relationship between them. The problem of the research is to understand and determine as precisely as possible the factors influencing interest rates and economic growth and to find the relationship between interest rates and economic growth. The hypothesis of the author's work is that there is a positive relationship between the interest rate and economic growth where the endogenous variable is the interest rate.

Authors Wirtschaftsdienst (2020), Blanchard *et al.* (1984), Tokic (2016), Caballero *et al.* (2008) and Del Negro *et al.* (2019) gave a basic overview of the nature of interest rates over the last three decades and saw that interest rates have been in constant downward trend. However, the authors have not found a common reason why the interest rate is on a constant downward trend. Davcey *et al.* (2018), Lee and Werner (2018), Cochrane (1989) and Bradford (1983) also included in their study inflation rates and money supply indicators where there are two-way relationship between the indicators but no specific reasons for the relationship were found.

In this bachelor's thesis the data collected from OECD countries are examined for the period from 1st quarter of 1970 to the 4th quarter of 2021. The endogenous variables are interest rates, short-term and long-term interest rates respectively, and exogenous variables are economic growth, inflation rate, crude oil price, government debt, M1 monetary aggregate and M3 monetary aggregate. An empirical study was conducted using a correlation matrix, a combined regression analysis, a fixed effects model and a random effects model. The hypothesis put

forward in the study was rejected – no positive relationship was found between the interest rate and economic growth. The results obtained from the models are similar – in all the models developed, there was a negative relationship between interest rates and GDP growth rate. There was also a very weak negative correlation between these variables. However, positive relationship with interest rates occurred with M3 monetary aggregate and the inflation rate, both of which are in line with previous studies. The other factors such as the price of crude oil, government debt and M1 monetary aggregate turned out to be statistically insignificant.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Alesina, A., Broeck, M. D., Prati, A., Tabellini, G., Obstfeld, M., Rebelo, S. (1992). Default Risk on Government Debt in OECD Countries. *Economic policy*, 15 (15), 427-463.
- Arora, V., Tanner, M. (2013). Do oil prices respond to real interest rates? *Energy economics*, 36, 546-555.
- Badillo, R., Reverte, C., Rubio, E. (2011). The Fisher effect in the EU revisited: new evidence using panel cointegration estimation with global stochastic trends. *Applied economics letters*, 18 (13), 1247-1251.
- Baltagi, B., H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons Ltd, England. 3. trükk.
- Belongia, M. T., Ireland, P. N. (2015). Interest Rates and Money in the Measurement of Monetary Policy. *Journal of business & economic statistics*, 33 (2), 255-269.
- Berument, H., Froyen, R. T. (2021). The Fisher effect on long-term U.K. interest rates in alternative monetary regimes: 1844-2018. *Applied economics*, 53 (33), 3795-3809.
- Bikker, J. A., Vervliet, T. M. (2018). Bank profitability and risk-taking under low interest rates. *International journal of finance and economics*, 23 (1), 3-18.
- Blanchard, O. (2019). Public Debt and Low Interest Rates. *The American economic review*, 109 (4), 1197-1229.
- Blanchard, O. J., Summers, L. H., Blinder, A. S., Nordhaus, W. D. (1984). Perspectives on High World Real Interest Rates. *Brookings papers on economic activity*, 1984 (2), 273-334.
- Bradford, C. (1983). Money Supply Announcements and Interest Rates: Another View. *The Journal of business*, 56 (1), 1-23.
- Caballero, R. J., Farhi, E., Gourinchas, P. O. (2008). An Equilibrium Model of "Global Imbalances" and Low Interest Rates. *The American economic review*, 98 (1), 358-393.
- Cochrane, J. H. (1989). The Return of the Liquidity Effect: A Study of the Short-Run Relation Between Money Growth and Interest Rates. *Journal of business & economic statistics*, 7 (1), 75-83.
- Davcev, L., Hourvoulides, N., Komic, J. (2018). Impact of Interest Rate and Inflation on GDP in Bulgaria, Romania and FYROM. *Journal of Balkan and Near Eastern studies*, 20 (2), 131-147.

- Del, N. M., Giannone, D., Giannoni, M. P., Tambalotti, A. (2019). Global trends in interest rates. *Journal of international economics*, 118, 248-262.
- Edward, G. (2019). The effect of government debt on interest rates.
- Engel, C., Frankel, J. (1984). Why interest rates react to money announcements: An explanation from the foreign Exchange market. *Journal of monetary economics*, 13 (1), 31-39.
- Engen, E. M., Hubbard, R. G. (2004). Federal Government Debt and Interest Rates. NBER macroeconomics annual, 19, 83-138.
- Ganguly, P. (1980). The Effect of Government Debt on Interest Rates. *The American Economist*, 24 (1), 52-56.
- Gauthier, C., Tessier, D., Traclet, V. (2004). What Are the Determinants of Long-Term Nominal Interest Rates?
- Grossman, J. (1981). The "Rationality" of Money Supply Expectations and the Short-Run Response of Interest Rates to Monetary Surprises. *Journal of money, credit and banking*, 13 (4), 409-424.
- Gujarati, D. N., Porter, D. C. (2009). Basic Econometrics: 5th Edition. New York: McGrawHill/Irwin.
- Kandel, S., Ofer, A. R., Sarig, O. (1996). Real Interest Rates and Inflation: An Ex-Ante Empirical Analysis. *The Journal of finance (New York)*, 51 (1), 205-225.
- Koustaş. Z., Serletis, A. (1999). On the Fisher effect. *Journal of monetary economics*, 44 (1), 105-130.
- Lee, K. F. (2009). An Empirical Study of the Fisher Effect and the Dynamic Relation Between Nominal Interest Rate and Inflation in Singapore. *Singapore economic review*, 54 (1), 75-88.
- Lee, K. S., Werner, R. A. (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, 26-34.
- Liu, E., Mian, A., Sufi, A. (2022). Low Interest Rates, Market Power and Productivity Growth. *Econometrica*, 90 (1), 193-221.
- Modigliani, F. (1944). Liquidity Preference and the Theory of Interest and Money. *Econometrica*, 12 (1), 45-88.
- Noriaki, K. (2006). Government debt and long-term interest rates.
- OECD (2022). Broad money (M3). OECD Finance Statistics (database). Kättesaadav: <https://data.oecd.org/money/broad-money-m3.htm#indicator-chart>, 20. märts 2022.

- OECD (2022). Crude oil import prices. OECD Energy Statistics (database). Kättesaadav: <https://data.oecd.org/energy/crude-oil-import-prices.htm#indicator-chart>, 20. märts 2022.
- OECD (2022). General government debt. OECD Government Statistics (database). Kättesaadav: https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=PRICES_CPI#, 20. märts 2022.
- OECD (2022). Inflation (CPI). OECD Consumer Price Indices (database). Kättesaadav: <https://data.oecd.org/price/inflation-cpi.htm#indicator-chart>, 20. märts 2022.
- OECD (2022). Long-term interest rates. OECD Finance Statistics (database). Kättesaadav: <https://data.oecd.org/interest/long-term-interest-rates.htm#indicator-chart>, 20. märts 2022.
- OECD (2022). *Member countries*. Kättesaadav: <https://www.oecd.org/about/members-and-partners/>, 22. aprill 2022.
- OECD (2022). Narrow money (M1). OECD Finance Statistics (database). Kättesaadav: <https://data.oecd.org/money/narrow-money-m1.htm#indicator-chart>, 20. märts 2022.
- OECD (2022). Quarterly GDP. OECD GDP Statistics (database). Kättesaadav: <https://data.oecd.org/gdp/quarterly-gdp.htm#indicator-chart>, 20. märts 2022.
- OECD (2022). Short-term interest rates. OECD Finance Statistics (database). Kättesaadav: <https://data.oecd.org/interest/short-term-interest-rates.htm#indicator-chart>, 20. märts 2022.
- Paas, T. (1995). *Sissejuhatus ökonomeetriasse*. Tartu: Tartu Ülikooli Kirjastus.
- Rachel, L., Smith, T. D. (2015). Are Low Real Interest Rates Here to Stay? *Bank of England Staff Working Paper*, 571.
- Sotoudeh, M. A., Worthington, A. C. (2015). Nonlinear interest rate effects of global oil price changes: the comparison of net oil-consuming and net oil-producing countries. *Applied economics letters*, 22 (9), 693-699.
- Thoma, M. A. (1994). The Effects of Money Growth on Inflation and Interest Rates Across Spectral Frequency Bands. *Journal of money, credit and banking*, 26 (2), 218-231.
- Tokic, D. (2016). Negative interest rates: Causes and consequences. *Journal of asset management*, 18 (4), 243-254.
- Ubierno, A. S., Haksar, V. (2012). The Puzzle of Brazil's High Interest Rates. *International Monetary Fund*, 2012 (62).
- Wirtschaftsdienst (Hamburg). (2020). Low Interest Rates: Causes and Effects/Niedrigzinsen – Ursachen und Wirkungen. 100 (1), 8.
- Wu, M. H., Ni, Y. S. (2011). The effects of oil prices on inflation, interest rates and money. *Energy (Oxford)*, 36 (7), 4158-4164.

Äär, K. (2022). Bakalaureusetöö andmed. Kättesaadav:
https://docs.google.com/spreadsheets/d/14K_ikMcvbDtHTLHeVdPbWGcjXkv6ED_-PI4vQZvCUVM/edit?usp=sharing, 6. mai 2022.

LISAD

Lisa 1. Reaalne lühiajaline intressimäär algne ühendatud regressioonanalüüs

Real Short R: Pooled OLS, using 647 observations
Included 10 cross-sectional units
Time-series length: minimum 29, maximum 124
Dependent variable: RealShortR

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.0524499	0.00859506	6.102	<0.0001	***
QuarterlyGDP	0.00646923	0.0773958	0.08359	0.9334	
l_InflationCPI	0.00332305	0.00112744	2.947	0.0033	***
d_GovDebt	-0.0297270	0.0535944	-0.5547	0.5793	
d_Crudeoilimportp	-0.00033248	0.000288529	-1.152	0.2496	
rice	9				
l_NarrowmoneyM	-0.00418970	0.00121681	-3.443	0.0006	***
1					
l_BroadmoneyM3	0.00671145	0.00136606	4.913	<0.0001	***
Mean dependent var	0.023135	S.D. dependent var		0.027033	
Sum squared resid	0.439733	S.E. of regression		0.026212	
R-squared	0.068559	Adjusted R-squared		0.059827	
F(6, 640)	7.851293	P-value(F)		3.56e-08	
Log-likelihood	1441.534	Akaike criterion		-2869.069	
Schwarz criterion	-2837.762	Hannan-Quinn		-2856.923	
rho	0.872240	Durbin-Watson		0.367427	

Allikas: OECD andmebaas (2022), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisa 2. Reaalne pikaajaline intressimäär algne ühendatud regressioonanalüüs

Real Long R: Pooled OLS, using 647 observations

Included 10 cross-sectional units

Time-series length: minimum 33, maximum 124

Dependent variable: RealLongR

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.0530223	0.00825884	6.420	<0.0001	***
QuarterlyGDP	0.0665573	0.0746636	0.8914	0.3730	
l_InflationCPI	0.00273935	0.00109048	2.512	0.0122	**
d_GovDebt	-0.0121082	0.0514233	-0.2355	0.8139	
d_Crudeoilimportp rice	-0.00018837 9	0.000278544	-0.6763	0.4991	
l_NarrowmoneyM 1	-0.00171355	0.00114544	-1.496	0.1352	
l_BroadmoneyM3	0.00306411	0.00131450	2.331	0.0201	**
Mean dependent var	0.032681	S.D. dependent var		0.025498	
Sum squared resid	0.409088	S.E. of regression		0.025282	
R-squared	0.025984	Adjusted R-squared		0.016853	
F(6, 640)	2.845615	P-value(F)		0.009649	
Log-likelihood	1464.903	Akaike criterion		-2915.807	
Schwarz criterion	-2884.500	Hannan-Quinn		-2903.661	
rho	0.920897	Durbin-Watson		0.321269	

Allikas: OECD andmebaas (2022), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisa 3. Reaalne lühiajaline intressimäär lõplik ühendatud regressioonanalüüs

Short_R new OLS rob:Pooled OLS, using 1992 observations

Included 19 cross-sectional units

Time-series length: minimum 32, maximum 190

Dependent variable: RealShortR

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.194818	0.0181644	10.73	<0.0001	***
QuarterlyGDP	-0.164842	0.0584701	-2.819	0.0114	**
l_InflationCPI	0.0174204	0.00176837	9.851	<0.0001	***
l_BroadmoneyM3	0.0137712	0.00294760	4.672	0.0002	***
Mean dependent var	0.053313	S.D. dependent var		0.047665	
Sum squared resid	3.457894	S.E. of regression		0.041706	
R-squared	0.235570	Adjusted R-squared		0.234417	
F(3, 18)	34.25158	P-value(F)		1.19e-07	
Log-likelihood	3504.284	Akaike criterion		-7000.569	
Schwarz criterion	-6978.181	Hannan-Quinn		-6992.347	
rho	0.742137	Durbin-Watson		0.558565	

Allikas: OECD andmebaas (2022), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisa 4. Reaalne pikaajaline intressimäär lõplik regressioonanalüüs

Long_R new OLS rob:Pooled OLS, using 3901 observations

Included 36 cross-sectional units

Time-series length: minimum 4, maximum 193

Dependent variable: RealLongR

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.0916237	0.00892869	10.26	<0.0001	***
QuarterlyGDP	-0.0700576	0.0386068	-1.815	0.0782	*
l_InflationCPI	0.00831042	0.00149033	5.576	<0.0001	***
Mean dependent var	0.049656	S.D. dependent var		0.033317	
Sum squared resid	4.057061	S.E. of regression		0.032262	
R-squared	0.062820	Adjusted R-squared		0.062339	
F(2, 35)	20.55911	P-value(F)		1.24e-06	
Log-likelihood	7861.787	Akaike criterion		-15717.57	
Schwarz criterion	-15698.77	Hannan-Quinn		-15710.90	
rho	0.855617	Durbin-Watson		0.416035	

Allikas: OECD andmebaas (2022), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisa 5. Realne lühiajaline intressimäär ühendatud regressioonanalüüs (Ramsey RESET test)

Auxiliary regression for RESET specification test
 OLS, using 1992 observations
 Dependent variable: RealShortR

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-0.0334892	0.0161116	-2.079	0.0378	**
QuarterlyGDP	0.158120	0.0611966	2.584	0.0098	***
l_InflationCPI	-0.00532623	0.00168793	-3.155	0.0016	***
l_BroadmoneyM3	-0.00517477	0.00165634	-3.124	0.0018	***
yhat^2	4.22389	1.52257	2.774	0.0056	***
yhat^3	107.354	13.0311	8.238	3.13e-016	***

Test statistic: $F = 156.503860$,
 with p-value = $P(F(2,1986) > 156.504) = 7.65e-064$

Allikas: OECD andmebaas (2022), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisa 6. Reaalne lühiajaline intressimäär ühendatud regressioonanalüüs (White'i test)

White's test for heteroskedasticity
 OLS, using 1992 observations
 Dependent variable: uhat^2

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.0295159	0.00175128	16.85	1.15e-059 ***
QuarterlyGDP	-0.0182128	0.0308159	-0.5910	0.5546
l_InflationCPI	0.00607199	0.000420235	14.45	4.56e-045 ***
l_BroadmoneyM3	0.00503997	0.000606460	8.310	1.75e-016 ***
sq_QuarterlyGDP	0.0751678	0.0556861	1.350	0.1772
X2_X3	-0.00588217	0.00426214	-1.380	0.1677
X2_X4	0.00679144	0.00705911	0.9621	0.3361
sq_l_InflationCPI	0.000347791	3.70715e-05	9.382	1.71e-020 ***
X3_X4	0.000445974	8.70708e-05	5.122	3.32e-07 ***
sq_l_BroadmoneyM3	0.000281050	5.36353e-05	5.240	1.78e-07 ***

Unadjusted R-squared = 0.160221

Test statistic: $TR^2 = 319.160051$,
 with p-value = $P(\text{Chi-square}(9) > 319.160051) = 0.000000$

Allikas: OECD andmebaas (2022), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisa 7. Reaalne lühiajaline intressimäär ühendatud regressioonanalüüs (Woolridge'i test)

Auxiliary regression including lagged residual:

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.136807	0.00795953	17.19	1.29e-012 ***
QuarterlyGDP	-0.0285111	0.0476854	-0.5979	0.5574
l_InflationCPI	0.00730361	0.000911028	8.017	2.38e-07 ***
l_BroadmoneyM3	0.0115642	0.00133582	8.657	7.82e-08 ***
uhat(-1)	0.824124	0.0222298	37.07	1.88e-018 ***

n = 1634, R-squared = 0.7108

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

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

Test statistic: $t(18) = 37.0729$

with p-value = $P(|t| > 37.0729) = 1.88101e-18$

Allikas: OECD andmebaas (2022), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisa 8. Reaalne lühiajaline intressimäär ühendatud regressioonanalüüs (VIF test)

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0

Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

QuarterlyGDP 1.008
l_InflationCPI 1.231
l_BroadmoneyM3 1.240

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, 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	Quarterl~	l_Inflat~	l_Broadm~
3.223	1.000	0.001	0.022	0.003	0.002
0.741	2.085	0.000	0.781	0.003	0.000
0.030	10.412	0.004	0.191	0.506	0.261
0.006	23.531	0.995	0.006	0.489	0.737

lambda = eigenvalues of inverse covariance matrix (smallest is 0.0058208)

cond = condition index

note: variance proportions columns sum to 1.0

According to BKW, cond ≥ 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 : 2

Variance proportions ≥ 0.5 associated with cond ≥ 10 :

const	l_Inflat~	l_Broadm~
0.999	0.995	0.998

Allikas: OECD andmebaas (2022), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisa 9. Reaalne lühiajaline intressimäär ühendatud regressioonanalüüs objektispetsiifiliste vabaliikmete statistilise olulisuse test

Diagnostics: using $n = 19$ cross-sectional units

Fixed effects estimator

allows for differing intercepts by cross-sectional unit

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.178271	0.00607619	29.34	2.70e-157 ***
QuarterlyGDP	-0.179628	0.0607597	-2.956	0.0031 ***
l_InflationCPI	0.0163222	0.000956189	17.07	4.87e-061 ***
l_BroadmoneyM3	0.0109470	0.00121727	8.993	5.50e-019 ***

Residual variance: $3.17605 / (1992 - 22) = 0.00161221$

Joint significance of differing group means:

$F(18, 1970) = 9.71228$ with p-value $2.07758e-026$

(A low p-value counts against the null hypothesis that the pooled OLS model is adequate, in favor of the fixed effects alternative.)

Variance estimators:

between = 0.000118633

within = 0.00161221

Panel is unbalanced: theta varies across units

Random effects estimator

allows for a unit-specific component to the error term

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.180732	0.00653360	27.66	9.13e-143 ***
QuarterlyGDP	-0.174898	0.0607693	-2.878	0.0040 ***
l_InflationCPI	0.0165322	0.000954560	17.32	1.07e-062 ***
l_BroadmoneyM3	0.0114576	0.00120563	9.503	5.62e-021 ***

Breusch-Pagan test statistic:

$LM = 356.429$ with p-value = $\text{prob}(\text{chi-square}(1) > 356.429) = 1.68738e-079$

(A low p-value counts against the null hypothesis that the pooled OLS model is adequate, in favor of the random effects alternative.)

Hausman test statistic:

$H = 10.3688$ with p-value = $\text{prob}(\text{chi-square}(3) > 10.3688) = 0.0156775$

(A low p-value counts against the null hypothesis that the random effects model is consistent, in favor of the fixed effects model.)

Allikas: OECD andmebaas (2022), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisa 10. Reaalne pikaajaline intressimäär ühendatud regressioonanalüüs (Ramsey RESET test)

Auxiliary regression for RESET specification test
OLS, using 3901 observations
Dependent variable: RealLongR

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.0683001	0.0611370	1.117	0.2640
QuarterlyGDP	0.0157953	0.0618921	0.2552	0.7986
l_InflationCPI	0.00199297	0.00644217	0.3094	0.7571
yhat^2	-34.8844	19.3508	-1.803	0.0715 *
yhat^3	602.268	159.167	3.784	0.0002 ***

Test statistic: $F = 50.186035$,
with p-value = $P(F(2,3896) > 50.186) = 3.02e-022$

Allikas: OECD andmebaas (2022), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisa 11. Reaalne pikaajaline intressimäär ühendatud regressioonanalüüs (White'i test)

White's test for heteroskedasticity
OLS, using 3901 observations
Dependent variable: uhat^2

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.00497650	0.000377267	13.19	6.68e-039 ***
QuarterlyGDP	-0.0105778	0.00688727	-1.536	0.1247
l_InflationCPI	0.00127993	0.000137868	9.284	2.65e-020 ***
sq_QuarterlyGDP	0.0423019	0.0143887	2.940	0.0033 ***
X2_X3	-0.00125477	0.00128910	-0.9734	0.3304
sq_l_InflationCPI	9.52882e-05	1.23632e-05	7.707	1.62e-014 ***

Unadjusted R-squared = 0.042795

Test statistic: $TR^2 = 166.943300$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(5) > 166.943300) = 0.000000$

Allikas: OECD andmebaas (2022), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisa 12. Reaalne pikaajaline intressimäär ühendatud regressioonanalüüs (Wooldridge'i test)

Auxiliary regression including lagged residual:

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.0533992	0.00279649	19.10	4.34e-020 ***
QuarterlyGDP	-0.0409850	0.0206322	-1.986	0.0549 *
l_InflationCPI	0.000669672	0.000520581	1.286	0.2068
uhat(-1)	0.922662	0.0144751	63.74	8.51e-038 ***

n = 3261, R-squared = 0.7958

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

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

Test statistic: $t(35) = 63.7414$

with p-value = $P(|t| > 63.7414) = 8.50755e-38$

Allikas: OECD andmebaas (2022), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisa 13. Reaalne pikaajaline intressimäär ühendatud regressioonanalüüs (VIF test)

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0

Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

```
QuarterlyGDP  1.001
l_InflationCPI 1.001
```

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, 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 Quarterl~ l_Inflat~
2.078   1.000  0.006  0.034  0.006
0.909   1.512  0.001  0.920  0.001
0.013  12.855  0.993  0.046  0.994
```

lambda = eigenvalues of inverse covariance matrix (smallest is 0.0125756)

cond = condition index

note: variance proportions columns sum to 1.0

According to BKW, cond ≥ 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 : 1

Variance proportions ≥ 0.5 associated with cond ≥ 10 :

```
const l_Inflat~
0.993  0.994
```

Allikas: OECD andmebaas (2022), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisa 14. Reaalne pikaajaline intressimäär ühendatud regressioonanalüüs objektispetsiifiliste vabaliikmete statistilise olulisuse test

Diagnostics: using $n = 36$ cross-sectional units

Fixed effects estimator

allows for differing intercepts by cross-sectional unit

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.0822413	0.00255038	32.25	3.08e-202 ***
QuarterlyGDP	-0.0579654	0.0297326	-1.950	0.0513 *
l_InflationCPI	0.00644775	0.000499481	12.91	2.35e-037 ***

Residual variance: $3.45804 / (3901 - 38) = 0.000895169$

Joint significance of differing group means:

$F(35, 3863) = 19.1192$ with p-value $4.17054e-108$

(A low p-value counts against the null hypothesis that the pooled OLS model is adequate, in favor of the fixed effects alternative.)

Variance estimators:

between = 0.000166474

within = 0.000895169

Panel is unbalanced: theta varies across units

Random effects estimator

allows for a unit-specific component to the error term

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.0787374	0.00335863	23.44	8.24e-114 ***
QuarterlyGDP	-0.0615975	0.0297520	-2.070	0.0385 **
l_InflationCPI	0.00650786	0.000499132	13.04	4.58e-038 ***

Breusch-Pagan test statistic:

$LM = 2810.11$ with p-value = $\text{prob}(\text{chi-square}(1) > 2810.11) = 0$

(A low p-value counts against the null hypothesis that the pooled OLS model is adequate, in favor of the random effects alternative.)

Hausman test statistic:

$H = 15.9203$ with p-value = $\text{prob}(\text{chi-square}(2) > 15.9203) = 0.000349099$

(A low p-value counts against the null hypothesis that the random effects model is consistent, in favor of the fixed effects model.)

Allikas: OECD andmebaas (2022), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisa 15. Reaalne lühiajaline intressimäär fikseeritud efektidega mudel

Short R fixed rob:Fixed-effects, using 1992 observations

Included 19 cross-sectional units

Time-series length: minimum 32, maximum 190

Dependent variable: RealShortR

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.178271	0.0167208	10.66	<0.0001	***
QuarterlyGDP	-0.179628	0.0514819	-3.489	0.0026	***
l_InflationCPI	0.0163222	0.00191948	8.503	<0.0001	***
l_BroadmoneyM3	0.0109470	0.00293561	3.729	0.0015	***
Mean dependent var	0.053313	S.D. dependent var		0.047665	
Sum squared resid	3.176046	S.E. of regression		0.040152	
LSDV R-squared	0.297878	Within R-squared		0.191152	
Log-likelihood	3588.967	Akaike criterion		-7133.934	
Schwarz criterion	-7010.802	Hannan-Quinn		-7088.713	
rho	0.750439	Durbin-Watson		0.544875	

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(3, 18) = 26.8015$

with p-value = $P(F(3, 18) > 26.8015) = 7.38364e-07$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(18, 597.0) = 9.42656$

with p-value = $P(F(18, 597.0) > 9.42656) = 4.16357e-23$

Allikas: OECD andmebaas (2022), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisa 16. Reaalne pikaajaline intressimäär fikseeritud efektidega mudel

Long R fixed rob:Fixed-effects, using 3901 observations

Included 36 cross-sectional units

Time-series length: minimum 4, maximum 193

Dependent variable: RealLongR

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	0.0822413	0.00717584	11.46	<0.0001	***
QuarterlyGDP	-0.0579654	0.0366718	-1.581	0.1230	
l_InflationCPI	0.00644775	0.00143746	4.486	<0.0001	***
Mean dependent var	0.049656	S.D. dependent var		0.033317	
Sum squared resid	3.458038	S.E. of regression		0.029919	
LSDV R-squared	0.201194	Within R-squared		0.042094	
Log-likelihood	8173.394	Akaike criterion		-16270.79	
Schwarz criterion	-16032.57	Hannan-Quinn		-16186.24	
rho	0.864363	Durbin-Watson		0.407776	

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(2, 35) = 11.5147$

with p-value = $P(F(2, 35) > 11.5147) = 0.000143661$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(35, 620.7) = 25.402$

with p-value = $P(F(35, 620.7) > 25.402) = 6.27112e-97$

Allikas: OECD andmebaas (2022), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisa 17. Reaalne lühiajaline intressimäär fikseeritud efektidega mudel (Waldi test)

Distribution free Wald test for heteroskedasticity:

Chi-square(19) = 241.796, with p-value = 1.4128e-040

Allikas: OECD andmebaas (2022), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisa 18. Reaalne lühiajaline intressimäär fikseeritud efektidega mudel (Woolridge'i test)

First differenced equation (dependent, d_y):

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
d_QuarterlyGDP	-0.0317524	0.0142742	-2.224	0.0391	**
d_1_InflationCPI	-0.00536945	0.000620941	-8.647	7.95e-08	***
d_1_BroadmoneyM3	-0.000157561	0.000659719	-0.2388	0.8139	

n = 1634, R-squared = 0.1676

Autoregression of residuals (dependent, uhat):

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
uhat(-1)	0.0481034	0.0806869	0.5962	0.5585

n = 1380, R-squared = 0.0023

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

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

Test statistic: $F(1, 18) = 46.1443$

with p-value = $P(F(1, 18) > 46.1443) = 2.31576e-06$

Allikas: OECD andmebaas (2022), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisa 19. Reaalne lühiajaline intressimäär fikseeritud efektidega mudel (Waldi test)

Distribution free Wald test for heteroskedasticity:

Chi-square(36) = 1670.04, with p-value = 0

Allikas: OECD andmebaas (2022), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisa 20. Reaalne lühiajaline intressimäär fikseeritud efektidega mudel (Woolridge'i test)

First differenced equation (dependent, d_y):

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
d_QuarterlyGDP	0.00836221	0.00614601	1.361	0.1823
d_1_InflationCPI	-0.00507791	0.000318392	-15.95	1.26e-017 ***

n = 3261, R-squared = 0.3500

Autoregression of residuals (dependent, uhat):

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
uhat(-1)	-0.140886	0.0424810	-3.316	0.0021 ***

n = 2844, R-squared = 0.0179

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

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

Test statistic: $F(1, 35) = 71.4622$

with p-value = $P(F(1, 35) > 71.4622) = 5.66306e-10$

Allikas: OECD andmebaas (2022), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisa 21. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina Karel Äär,

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose

INTRESSIMÄÄRA JA MAJANDUSKASVU VAHELINE SEOS OECD RIIKIDE NÄITEL,

mille juhendaja on Ako Sauga,

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

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

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

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

(kuupäev)

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

